N° d'ordre : 40104

Université des Sciences et Technologies de Lille

Faculté de Sciences Economiques et Sociales

Cotisations, coût du travail et emploi : les leçons de l'expérience française à la lumière de la théorie économique de la parafiscalité.

Tome 1

L'économie de la parafiscalité : analyses et débats.

Thèse pour obtenir le grade de

Docteur en Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement par

Safikhou DIENG

Le 10 décembre 2009

Devant le jury composé de

Nicolas VANEECLOO	Professeur à l'Université des Sciences et Technologies de Lille, Directeur de Thèse
Yannick L'HORTY	Professeur à l'Université d'Évry Val d'Essonne, Rapporteur
François LEGENDRE	Professeur à l'Université de Paris-XII Val de Marne, Rapporteur
Jean-Louis CAYATTE	Professeur à l'Université de Paris-XII Val de Marne
Daniel SZPIRO	Professeur à l'Université des Sciences et Technologies de Lille

© 2010 Tous droits réservés.

À la mémoire de mon père et de ma mère, Ibrahima Dieng et Aïda Bâ.

À feue Absa (Niana) Dieng.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

SOMMAIRE

© 2010 Tous droits réservés.

Sommaire

Remerciements 8

Introduction générale.....11

TOME 1 L'économie de la parafiscalité : analyses et débats. 28

Partie 1 L'analyse économique de l'incidence des cotisations sur le salaire, le coût du travail et l'emploi : une revue critique de la littérature théorique. 29

Chapitre 1 L'étude de l'impact des cotisations sur le coût du travail et l'emploi macroéconomique dans les modèles d'équilibre partiel. 33

1. La rigidité ex ante des salaires nets face aux chocs de cotisations-taxes : le lien entre le coût salarial et la demande de travail. 35

2. Les effets de l'ajustement des cotisations-taxes dans un contexte de flexibilité ex ante des salaires aux chocs de cotisations : l'hypothèse de la translation régressive des employeurs. 57

Chapitre 2 Les effets de l'ajustement des cotisations dans les modèles d'équilibre général : quel(s) lien(s) cotisations- coût du travail- emploi ? 69

1. Le(s) lien(s) entre le coin socio-fiscal et l'emploi dans les modèles macroéconomiques traditionnels. 72

2. Les effets de l'ajustement des cotisations dans les modèles macroéconomiques de demande de travail : la démarche de "l'entreprise représentative". 93

3. Les effets de la fiscalité du travail dans un contexte d'ajustement de l'offre agrégée de travail et de capital : vers une analyse "plus large" de l'incidence des cotisations-taxes. 104

Chapitre 3 L'impact des variations de cotisations dans les modèles de chômage d'équilibre : la fiscalité du travail dans les "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations. 114

1. La question de l'impact du coin socio-fiscal sur le chômage d'équilibre à partir du modèle WS-PS standard. 116

2. L'étude de l'incidence du coin socio-fiscal dans le cadre des modèles de négociations salariales. 124

3. L'impact des ajustements de cotisations dans le cadre du modèle "intégré" de négociations salariales et de salaires d'efficience. 138

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Conclusion 156

Partie 2 Liens entre les cotisations, le coût du travail, l'emploi : une revue de la littérature empirique. 159

Chapitre 4 Les principales leçons en matière d'incidence des cotisations : une large revue de la littérature empirique à facteur travail homogène.....161

1. L'évaluation de l'impact des cotisations sur l'emploi à partir de données désagrégées : les principaux travaux existants. 163

2. L'évaluation de l'impact des cotisations sur l'emploi à partir de données agrégées françaises : l'une des impasses majeures de l'économie appliquée de la fiscalité du travail.....169

3. L'évaluation quantitative des effets des cotisations dans les nouvelles maquettes de salaires et de prix : la mise en évidence de liens spécifiques entre les cotisations et les salaires nets. 193

Chapitre 5 L'incidence des cotisations sur le coût et l'emploi des différentes catégories de main d'œuvre : les termes des débats autour de l'incidence des réductions de charges sociales. 201

1. Les effets des allégements ciblés de charges sociales sur l'emploi : les principales études prospectives.....205

2. Les effets sur l'emploi des réductions de charges sociales bas salaires dans les études rétrospectives : les termes essentiels des débats en cours. 212

Conclusion 229

TOME 2 La théorie de la perception des cotisations passée au crible de trente années d'expérience française (de la fin des années soixante-dix à nos jours).....233

Partie 3 l'analyse empirique et economique des cotisations assises sur les salaires en France (1978-2008).....234

Chapitre 6 L'analyse descriptive des prélèvements assis sur les salaires de 1978 à nos jours : la reconstitution de séries temporelles trimestrielles à partir des barèmes sociaux légaux en vigueur. 236

1. L'analyse descriptive du coin social global : des données de la comptabilité nationale à celles de la législation sociale en vigueur. 241

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2. Les causes ou facteurs explicatifs de la croissance du coin social global. 265

3. L'étude des principales mesures d'allégement de charges sociales : les dispositifs, les profils et la distribution des exonérations. 274

Chapitre 7 Un réexamen théorique du lien entre les variations du taux de cotisations, le coût du travail et l'emploi : la théorie de la perception des cotisations. 300

1. L'analyse des effets des ajustements de cotisations sur le salaire, selon le degré de perception des cotisations, et l'emploi : une reformulation des effets théoriques de la variation du taux de cotisations. 304

2. La problématique de la perception des cotisations dans une modélisation de la négociation salariale. 316

Chapitre 8 L'incidence de la variation des cotisations sur la formation des salaires nets : les déterminants du salaire, la construction des séries, et les résultats de la modélisation macroéconométrique (1978-2008). 327

1. Les éléments introductifs de la modélisation macroéconométrique et l'analyse empirique des données : champ d'étude, séries construites, indicateurs, signes attendus des coefficients, et choix de spécifications. 331

2. La question de la flexibilité spécifique des salaires nets aux chocs de cotisations : un premier regard économétrique. 347

3. Le processus d'ajustement de court terme des salaires corrigé de l'écart à la cible d'équilibre de « long terme économétrique » : les modèles à correction d'erreur de type Engle-Granger. 357

Conclusion 372

Conclusion générale 375

Annexes 384

Bibliographie 502

Liste des tableaux 517

Liste des graphiques 520

Liste des figures 523

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Liste des encadrés 525

Table des annexes 527

Table des matières 530

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

REMERCIEMENTS

Cette page est certainement la plus agréable à écrire même s'il n'est pas aisé d'exprimer en peu de mots toute la reconnaissance envers ceux et celles qui, de près ou de loin, m'ont aidé à réaliser ce travail de recherche.

Je tiens à remercier le Professeur Nicolas Vaneecloo pour m'avoir accueilli au laboratoire du CLERSÉ, encadré et conseillé avec bienveillance tout au long de ces années de recherche.

J'exprime ma reconnaissance aux Professeurs Yannick L'Horty et François Legendre qui m'ont fait l'honneur d'être rapporteurs de cette thèse. Je remercie chaleureusement les Professeurs Jean-Louis Cayatte et Daniel Szpiro qui ont accepté de participer au jury.

Mes remerciements s'adressent particulièrement à Yannick L'Horty qui a fortement contribué à la réalisation de cette thèse. Son regard pertinent sur le travail d'ensemble, et notre collaboration dans les chapitres empiriques, notamment la construction des séries et les améliorations des travaux économétriques, ont beaucoup apporté à cette thèse.

Mes remerciements vont aussi à Bernard Delmas pour la collaboration pédagogique que nous avons eue au cours de ces dernières années.

Je n'oublie pas de remercier les membres de la documentation du centre d'études de l'emploi (Cee) qui ont mis à ma disposition les documents et archives nécessaires à mon travail.

J'exprime toute ma gratitude et ma reconnaissance à Émeline, ma fiancée, pour son soutien indéfectible et sa présence quotidienne qui ont été précieux à l'aboutissement de cette thèse, et qui m'ont surtout permis de faire face à ces années de recherche extrêmement exigeantes.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

J'adresse mes remerciements les plus sincères à Abdou qui a toujours cru en moi et n'a jamais cessé de m'encourager. J'y associe sa femme Coralie pour son soutien permanent. Mes remerciements vont aussi à Babacar pour ses encouragements renouvelés et stimulants.

Ma pensée va à tous les membres de ma famille au Sénégal (à mes sœurs, à mes frères et leurs femmes, à mes neveux et nièces).

Je remercie également les familles Cosson et Héloire.

J'exprime tout mon attachement à mes nièces (Aïda et Awa), proches et amis (motamment Samba Dièye) qui m'ont fait l'honneur d'assister à ma soutenance.

Merci à tous.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

COTISATIONS, COÛT DU TRAVAIL ET EMPLOI : LES LEÇONS DE L'EXPÉRIENCE FRANÇAISE À LA LUMIÈRE DE LA THÉORIE ÉCONOMIQUE DE LA PARAFISCALITÉ.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

INTRODUCTION GÉNÉRALE

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Au début de l'ère industrielle, les contraintes légales en matière de couverture sociale étaient quasi-inexistantes (Hatzfeld [1971])[1]. L'employeur avait principalement pour obligation de verser de l'argent au salarié en contrepartie directe du travail effectué. Toute couverture sociale offerte par l'employeur s'inscrivait alors dans le cadre du paternalisme social reposant largement sur le volontarisme patronal. Cette situation ne pouvait rester inchangée tout au long du XIX e siècle pour au moins deux raisons[2]. D'une part, le phénomène de la salarisation de la population active s'est accéléré avec un nombre croissant de travailleurs indigents, ne disposant que de leur force de travail, totalement exposés aux risques physiques et économiques liés aux accidents du travail, aux maladies professionnelles, au chômage et à la vieillesse. D'autre part, la forte croissance des richesses créées dans les pays capitalistes industrialisés contrastait avec l'inégale répartition des ressources découlant de la logique libérale des économies de marché décentralisées. La réduction de toutes les formes d'inégalités de revenus, de conditions de travail, et d'accès aux soins médicaux, était devenue au nom de l'efficacité économique et de la justice sociale une priorité politique et sociale pressante. Pour renforcer la prise en charge des couvertures sociales universelles par l'État et les employeurs plusieurs mesures ont été ainsi adoptées au fil des années (loi du 9 avril 1898 sur les accidents du travail, loi du 5 avril 1910 relative au financement des retraites ouvrières et paysannes, etc.). Ce fut l'aboutissement d'un long processus de revendications salariales et de concessions patronales, cautionné par les autorités publiques (cf. Annexe 1).

Le système de la protection sociale en France a connu un nouveau tournant encore plus décisif après la seconde guerre mondiale. La protection sociale française actuelle a été construite, il y a en effet plus de soixante ans, pour et avec les salariés au nom du partenariat social. Elle était financée par des prélèvements correspondant pour une grande part à des « cotisations patronales », le reste étant perçu comme

[1] À cette époque, le droit de vote était retiré à ceux qui bénéficiaient d'une couverture sociale publique complètement assurée par l'État (cf. Hatzfeld [1971], voir aussi Karl Polanyi (1944), *La Grande Transformation -The Great Transformation* 1944 *-. Aux origines politiques et économiques de notre temps*, Gallimard, coll. « Bibliothèque des sciences humaines » (1983)).
Les noms des auteurs suivis d'une date entre crochets renvoient à la bibliographie.

[2] Un débat sur la situation des ouvriers a été ouvert en France en 1890 suite aux droits en matière de protection sociale accordés aux ouvriers allemands en 1883 à l'initiative de Bismarck.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

des « cotisations personnelles » dites salariales. On parlait de « salaire indirect » pour désigner les cotisations qui étaient versées aux organismes de Sécurité sociale et prélevées à la source. Elles venaient en complément du salaire net appelé traditionnellement « salaire direct », et apparaissaient comme des revenus différés. Encore aujourd'hui, le principe du système des prélèvements à la source demeure le même. Les cotisations assises sur les salaires naissent à l'occasion de l'utilisation d'une main d'œuvre salariée. Ni l'employeur, ni le salarié ne peut se soustraire à leur mise en œuvre.

Mais depuis la fin des « trente glorieuses » (1945-1975), années de forte croissance économique et de plein emploi durant lesquelles les dépenses sociales étaient aisément financées, sont venues les années où le déficit de la Sécurité sociale n'a cessé de se creuser. La notion de « trou de la Sécurité sociale », exagérément introduite dans le débat des années soixante, est devenue une réalité. L'équilibre du système de la protection sociale s'est en effet fragilisé depuis lors avec l'amenuisement de ses ressources, et l'accroissement des dépenses sociales principalement lié à la persistance du chômage et à l'augmentation de l'espérance de vie. Cette situation a sans doute changé la donne. Car l'opinion courante de cotisations perçues comme des revenus différés est apparue fragilisée. Dès lors, le poids des cotisations assises sur les salaires, principale source de financement de la protection sociale, est devenu un sujet récurrent aux enjeux économiques, financiers, politiques et sociaux considérables.

Un enjeu financier considérable : les cotisations assises sur les salaires pèsent chaque année plus de 14 % du Produit Intérieur Brut depuis 1978.

Certes le financement de la protection sociale met à contribution d'autres ressources que celles prélevées sur la masse salariale, notamment les sources de financement complémentaires telles que les impôts et taxes, les contributions publiques et celles des non salariés. Mais le poids des cotisations sociales obligatoires assises sur les salaires reste encore largement dominant[3]. De 1978 à nos jours, les cotisations

[3] Le poids de la contribution de l'État au financement de la protection sociale n'a cessé de baisser

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

sociales pèsent régulièrement plus de 14 % du PIB par an ! Elles constituent en moyenne plus d'un tiers des prélèvements obligatoires en France[4]. Les cotisations sociales obligatoires versées par le secteur privé et semi-public représentent actuellement 16,2 % du PIB, soit plus de 310 milliards d'euros en 2008. On l'a bien compris, les sommes en jeu sont importantes.

Ainsi, le modèle des prélèvements directs sur les salaires continue de susciter de vives inquiétudes dans l'opinion du fait du caractère supposé nocif pour l'économie de son poids prépondérant. Ces inquiétudes sont constamment renouvelées mais souvent contestées. Quelles sont alors les fondements et arguments théoriques des uns et des autres ? Et comment ces débats vifs et souvent passionnés, entre citoyens, décideurs publics et intellectuels français ont-ils évolué ?

Le débat théorique ancien et toujours d'actualité : le coin social important est-il nocif pour l'emploi ?

La vieille controverse théorique en matière d'incidence parafiscale : ''salaire socialisé'' versus ''coin social''.

A la fin des années soixante-dix et durant les années quatre-vingts, ressortent des joutes écrites et verbales de cette période deux visions diamétralement opposées :

- Certains considèrent que les cotisations constituent une taxe sur le travail, nommée sous le vocable de ''coin social'', et véhiculent l'idée de la cotisation ennemie de l'emploi.
- D'autres avancent par contre que les cotisations soutiennent la demande globale et relancent l'emploi car elles sont, en tant que ''salaire socialisé'', des revenus distribués aux salariés et à leurs familles sous forme de prestations sociales ou d'offre de biens et services publics.

Les deux thèses traditionnelles en matière d'incidence parafiscale qui ont alimenté

(environ 20 % des ressources durant les années soixante -avec un point culminant à 22 % en 1967-, environ 15% en 1981 et à peine 10% en 2002). La contribution des non salariés est quasi stable et ne dépasse guère les 6 % à l'instar des impôts et taxes jusqu'en 1995. Même si ces derniers ont vu leur contribution doublée depuis lors et se trouvent actuellement à hauteur de 15 % des ressources sociales.

[4] Le taux des prélèvements obligatoires en France est, au-delà des fluctuations conjoncturelles, égal en point de PIB à 35,1 % en 1970, 43 % en 1980, 44,9 % en 1999, 45,1 % en 2000, et environ 44 % en 2008.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

cette controverse sont **la thèse de l'incidence parafiscale intégrale** et **la thèse du transfert de pouvoir d'achat.**

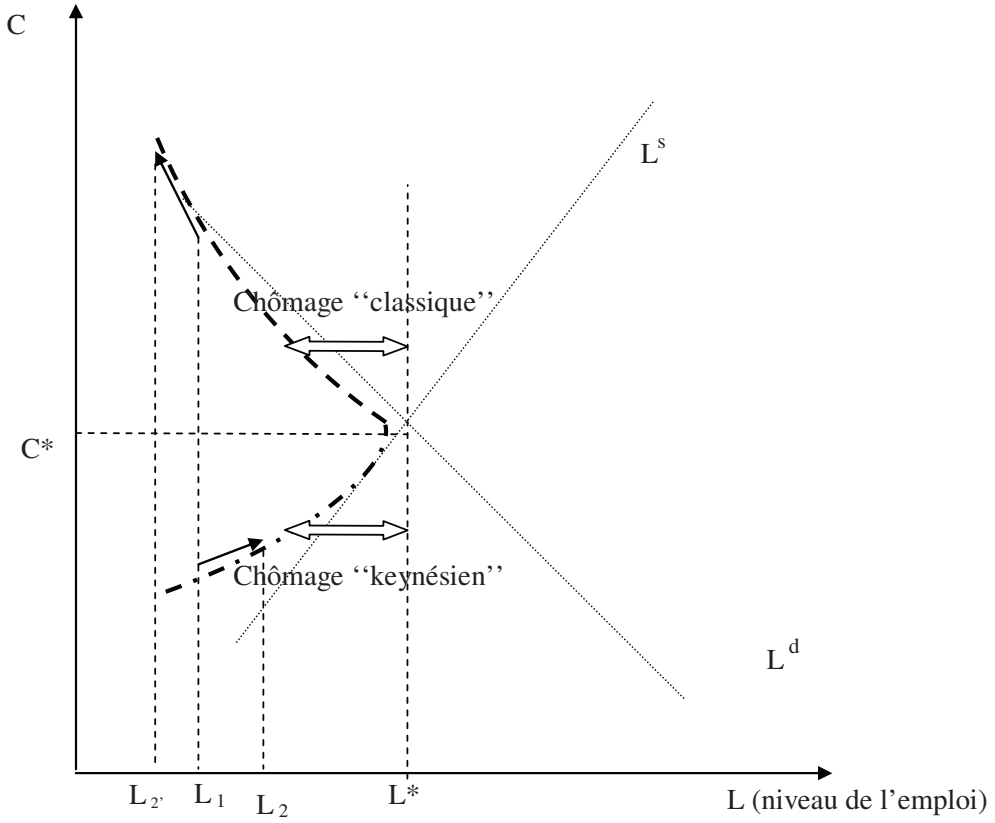
Selon la première thèse, la hausse des cotisations sociales entraîne une augmentation à due concurrence du coût du travail, et donc une baisse de l'emploi. Une telle vision repose sur le rôle allocatif du prix du travail. Elle s'est appuyée sur de nombreuses contributions empiriques visant entre autres à mesurer le concept d'écart salarial réel ou « dérive salariale » -''real wage gap''- (Malinvaud [1983]). Elle met en évidence le rôle nocif du coin social important dans l'accroissement du ''chômage classique''.

Selon la seconde thèse, la hausse des cotisations sociales, sans effet sur les salaires nets, entraîne une hausse des revenus du travail qui relance la consommation, la croissance économique et l'emploi. Elle met en jeu le rôle redistributif du prix du travail. L'augmentation de la part des revenus du travail dans la valeur ajoutée réduirait le ''chômage keynésien '' (cf. figure 1).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Figure 1

L'impact de la hausse des cotisations sur le coût du travail et l'emploi : la vieille controverse théorique.



Lecture : L^s et L^d représentent respectivement l'offre et la demande de travail. Le coût du travail noté C. La situation 1 correspond à la situation initiale. La situation 2 marque la nouvelle situation d'équilibre après une hausse des cotisations sociales dans une économie sous contrainte de débouchés. La situation 2' marque la nouvelle situation d'équilibre après une hausse des cotisations sociales dans une économie sous contrainte de rentabilité. La partie en pointillé (gras) correspond à l'emploi d'équilibre général.

Mais sous la pression de la montée simultanée du chômage et du coin social, et de l'abandon relatif des politiques macroéconomiques de régulation keynésienne, l'idée de la cotisation ennemie de l'emploi a fait florès. D'où la prévalence en France à partir des années 80 d'une opinion cent fois affirmée du caractère nocif du coin social trop important. Dans le sillage de cette vision dominante, la réduction des charges sociales est alors devenue le maître mot des politiques publiques d'emploi du début des années quatre-vingt-dix. Une telle vision repose sur un présupposé : la hausse du coin social global est l'une des causes majeures de l'aggravation du

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

chômage[5]. Mais ce discours dominant est loin de faire l'unanimité. Car il existe tout un ensemble de travaux théoriques et empiriques relativisant ou rejetant cette idée. Ces travaux ont donné naissance à quatre autres thèses en matière d'incidence parafiscale qui ont gagné en robustesse.

Les autres thèses en matière d'incidence parafiscale.

Les thèses en matière d'incidence parafiscale les plus récentes sont **la thèse de l'incidence parafiscale partielle** selon laquelle la hausse (baisse) des cotisations sociales entraîne une baisse (hausse) *immédiate* des salaires nets proportionnelle au degré de perception des cotisations, celles-ci sont en partie perçues comme des revenus différés par les salariés ; **la thèse de la compensation parafiscale** qui suppose que la hausse (baisse) des cotisations sociales entraîne une baisse (hausse) *ex ante* équivalente des salaires nets, les cotisations sont perçues comme des revenus différés par les salariés et n'ont par conséquent aucune incidence sur le coût du travail et l'emploi ; **la thèse de l'équivalence parafiscale** qui soutient que la hausse (baisse) des cotisations sociales entraîne une augmentation (réduction) à due concurrence du coût du travail mais aucun impact sur l'emploi n'est observé ; et enfin la **thèse de la neutralité parafiscale** qui avance que la hausse (baisse) des cotisations sociales entraîne une baisse (hausse) équivalente des salaires via des mécanismes autres que ceux de la perception des cotisations tels que par exemple l'effet dépressif du chômage ou de la progressivité (Layard-Nickell-Jackman [1991], Loockwood-Manning [1993], Koskela-Vilmunem [1994], Cahuc-Zylberberg [2004])).

[5] Une autre interprétation de ce discours consiste à supposer que la hausse des cotisations entraîne une augmentation du coût du travail impliquant une hausse des prix des biens. Cela provoque une réduction des encaisses réelles qui réduit l'épargne et l'offre de capital. Ceci induit une hausse du taux d'intérêt réel. Il s'ensuit une contraction de l'investissement, via "l'effet dit keynésien", qui provoque un ralentissement de l'activité économique et donc une augmentation du chômage.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Quels objectifs poursuit notre travail de recherche ?

La mise en débat théorique et empirique explicite des différentes thèses en matière d'incidence parafiscale.

L'analyse économique des effets des ajustements de cotisations sociales sur le coût du travail et l'emploi repose généralement sur une démarche séquentielle en deux temps :

- Dans un premier temps, on se pose la question de savoir quel est l'impact des variations de cotisations sur les salaires nets. Cette question ouvre la réflexion économique sur le lien entre les cotisations et le coût du travail.

- Dans un second temps, on s'interroge sur l'impact de la variation du coût du travail sur l'emploi.

Les thèses en matière d'incidence parafiscale découlent de cette démarche analytique et sont abordées dans les différents modèles théoriques suivants :

- les modèles d'équilibre partiel qui ont une portée macroéconomique via le recours de l'hypothèse classique de « l'agent représentatif » ;
- les modèles macroéconométriques à l'« ancienne », issus de la modélisation traditionnelle de l'équilibre macroéconomique "keynésien", et les modèles néoclassiques canoniques d'équilibre général (Atkinson et Stiglitz (1980)) ;
- les modèles de chômage d'équilibre général fondés sur des comportements microéconomiques décrits par les nouvelles théories du marché du travail (salaire d'efficience, négociation salariale, approche insiders/outsiders, etc.). On substitue dans ces modèles théoriques l'offre traditionnelle de travail, émanant des ménages dans le cadre de l'équilibre partiel du marché du travail, par une équation de quasi-offre de travail dénommée WS (Wage schedule - Linbeck (1993)-).

Notre premier propos est de montrer comment les différentes thèses en matière d'incidence parafiscale sont déclinées dans les principaux cadres théoriques cités ci-dessus, tout en mettant en évidence comment la maturité actuelle de la théorie

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

économique de la parafiscalité[6] s'est construite à partir des ruptures et filiations entre les différentes approches théoriques.

Notre second propos est de passer au crible les différentes thèses existantes à partir d'une revue critique de la littérature empirique nationale et étrangère.

En somme, il existe deux lieux de clivage entre les différentes thèses formulées en matière d'incidence parafiscale : l'effet sur les salaires et l'impact sur l'emploi des variations de cotisations.

L'effet *ex ante* des modifications du taux de cotisations sur les salaires pose la question de la perception des cotisations sociales par les ménages salariés. L'effet sur l'emploi des variations de cotisations pose par ailleurs principalement la problématique de la substituabilité macroéconomique des facteurs de production et celle de l'évolution de leurs coûts relatifs.

A la réflexion, on est cependant pris d'un certain malaise alimenté par le contraste existant entre la maturité actuelle de la théorie économique de la parafiscalité et l'état embryonnaire des travaux théoriques et empiriques dont l'objet est d'estimer l'impact de la variation des cotisations sur la formation des salaires nets réels. Une telle approche convoque la problématique cruciale du rôle du statut des cotisations sociales qui détermine si les cotisations sont perçues comme des impôts purs ou des revenus différés.

La construction d'un cadre théorique unique qui reconnaît le statut taxes ou revenus différés des cotisations.

Il existe à notre sens une nette différence de perception des cotisations entre les firmes et les salariés. Les premières perçoivent naturellement les cotisations comme une taxe faisant partie intégrante du coût du travail, alors que les seconds peuvent avoir une opinion moins tranchée car le coin social peut être perçu comme un salaire ''indirect'' correspondant à des revenus de remplacement ou destiné à financer des transferts sociaux ayant une certaine importance à leurs yeux. Ainsi, le coin social *introduit une distorsion de prix puisque les employeurs font leurs calculs sur la base du coût total du travail et les salariés ajustent leur comportement d'offre sur le salaire*

[6] La parafiscalité constitue « *l'ensemble des taxes, cotisations, versements obligatoires, distincts des impôts perçus sous l'autorité légale, quoique non comptabilisés au budget de l'État* » (Le Petit Robert, édition 2004).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

net. Cet aspect-là peut, en intégrant le concept de perception dans l'analyse économique de l'impact de la variation des cotisations, changer la donne.

Que recouvre le concept de perception des cotisations sociales ?

L'effet spécifique de la variation du coin social sur le salaire net, selon la théorie de la perception des cotisations que nous avons développée, renvoie à deux cas de figure différents :

- Soit, le travailleur considère que les cotisations prélevées sur son salaire ne lui rapportent pas plus que les prestations actuelles et futures ''attendues''. Celles-ci renvoient à la fois aux prestations sociales qui lui sont directement réservées ainsi que celles qu'il finance indirectement pour la collectivité sous forme d'offre de biens et services publics. L'augmentation des cotisations n'aurait alors aucune incidence sur son offre de travail et son salaire net car le salarié est indifférent aux variations des cotisations sociales. Il s'agit de la perception dite « nulle » ou « neutre » des cotisations. Les cotisations sont définies implicitement comme des taxes par le salarié. L'effet-revenu positif sur l'offre de travail, suite à l'augmentation du prix de revient du travail, est identique à l'effet de substitution, négatif sur l'offre de travail. On retrouve le même mécanisme, qui justifie l'absence d'offre supplémentaire de travail et la rigidité du salaire net, lorsque la cotisation sociale est perçue comme une taxe pure qui génère des droits sociaux inférieurs à la ''valeur'' des cotisations sociales prélevées.
- Soit, le travailleur considère que les droits sociaux (prestations directes ou indirectes) versés sont supérieurs à la ''valeur'' des cotisations attachées à l'exercice de son activité salariée. Le salarié est alors disposé à accepter en cas de hausse des cotisations une baisse de son salaire proportionnelle à son degré de perception des cotisations. Une augmentation des cotisations se traduit par une offre accrue de travail. L'effet-revenu positif sur l'offre de travail l'emporte sur l'effet de substitution.

  Si les cotisations sont perçues comme un élément de la rémunération parfaitement assimilable au salaire net, on parle de perception « totale » ou « entière » des cotisations sociales. Si les cotisations et le salaire net sont

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

imparfaitement substituables aux yeux du salarié, on parle de perception « partielle » des cotisations sociales.

La théorie de la perception des cotisations suppose ainsi un lien soit négatif ou nul entre les cotisations et les salaires nets. Le coefficient théorique attendu, appelé degré de perception des cotisations, est compris entre zéro et l'unité (en valeur absolue). Cette théorie pose au cœur du débat d'incidence parafiscale **la problématique de l'offre de travail composée** qui exige que l'on prenne en compte le rôle de la facette taxe ou revenus différés des cotisations dans l'analyse économique des prélèvements assis sur les salaires. Elle remet en selle les deux versions théoriques en matière d'ajustement des salaires en cas de variation des cotisations.

- La première version repose sur **l'hypothèse traditionnelle**, encore mobilisée dans de nombreux travaux, **de rigidité *ex ante* des salaires nets aux chocs de cotisations patronales et salariales**. Dans un tel contexte, la hausse des cotisations sociales renchérit le coût du travail et risque de détériorer la rentabilité des entreprises qui vont exiger un niveau de productivité plus élevé, via une baisse de l'emploi, pour maintenir inchangé le coût salarial unitaire. Par ailleurs, les salariés encore occupés sont obligés d'augmenter leur efficience (productivité horaire) sans hausse salariale compensatrice. Selon Milton Friedman ce résultat d'incidence théorique est le même quel que soit le type de cotisations sociales salariales ou patronales concerné. C'est le théorème de l'invariance des cotisations sociales de Friedman (Friedman [1971] [7]).
- La seconde version repose sur **l'hypothèse de la flexibilité spécifique des salaires nets aux ajustements de cotisations** qui valide l'idée selon laquelle une hausse (baisse) des cotisations provoque une baisse (hausse) des salaires nets car les salariés assimilent les cotisations à des éléments de rémunération partiellement ou totalement substituables à leurs salaires nets.

À l'aune des réponses formulées sur le statut des cotisations, on peut aisément mettre en évidence les paramètres-clefs qui entrent en jeu pour juger de l'impact de

[7] Friedman M. [1962], Capitalism and freedom, University of Chicago Press, Robert Laffont (traduction 1971), cf. Bichot [1992].

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

la variation des cotisations sur les salaires.

L'autre débat, tout aussi important, porte sur l'impact sur les salaires de la variation d**es cotisations contributives d'assurance sociale individualisée**, et d**es cotisations redistributives de solidarité nationale**. Les premières ouvrent des droits à des prestations liées aux cotisations versées au nom et pour le compte des salariés (vieillesse, chômage). Les secondes financent des prestations destinées à l'ensemble des citoyens (santé, famille, et autres). En théorie, on considère que les prélèvements qui ne sont pas perçus comme des contreparties de prestations directes tels que les cotisations redistributives n'exercent aucune pression à la baisse sur les salaires nets. Elles sont ainsi définies comme des taxes pures. Alors que les cotisations assurantielles sont assimilables à des revenus différés.

Tous ces éléments d'appréciation ouvrent la série de questions suivantes :

- La théorie de la perception des cotisations sociales est-elle robuste ?
- Les salaires nets en France sont-ils rigides ou flexibles aux variations de cotisations sociales ?
- Quels sont les facteurs explicatifs de l'ajustement ou de la rigidité des salaires nets en réponse aux variations de cotisations ?
- Existe-t-il des raisons objectives pour expliquer les mécanismes en jeu ? Ou se trouve-t-on en face d'une énigme ?
- La distinction théorique entre les cotisations d'assurance sociale individualisée et les cotisations contributives, est-elle en termes de perception des cotisations pertinente ?

Reste maintenant à formuler une théorie robuste de la parafiscalité qui permet d'apporter des réponses concrètes et cohérentes à cette série de questions portant sur la riche expérience française en matière de prélèvements sociaux.

La formulation d'une thèse robuste en matière d'incidence parafiscale à la lumière de l'expérience française.

La thèse principale de notre travail de recherche, dont la robustesse sera clairement mise en évidence, véhicule le message suivant :

- Tous comptes faits, l'atonie de l'emploi au cours de ces trois dernières décennies n'est vraisemblablement pas imputable à l'augmentation, certes

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

peu contestable, du fameux « coin social » qui n'aurait en fait joué aucun rôle nocif dans l'économie française. Cela résulte du fait que les cotisations sociales en France sont des revenus différés totalement substituables aux salaires nets, et ne sont pas perçues comme des impôts purs.

- Et que, réciproquement, on peut légitimement formuler de sérieux doutes quant à l'efficacité souvent annoncée des politiques de réduction de charges sociales si on n'intègre pas la question cruciale du degré de perception des cotisations comme revenus différés dans les études d'évaluation de l'impact de ces mesures sur l'emploi global.

Quelle méthodologie sert notre recherche ?

Une perspective d'incidence parafiscale globale.

Nous avons, dans la lignée des principaux travaux que nous allons aborder, pris le parti de proposer une étude empirique française « sans a priori » qui questionne les effets macroéconomiques de la variation des cotisations sur la formation du salaire net horaire réel. On reste dans une problématique d'incidence parafiscale globale. Notre travail s'inscrit dans le sillage des modèles de formation de salaires récents qui laissent parler les données, et prêtent moins le flanc aux écarts de langage liés aux erreurs de mesure des indicateurs tirés des spécifications purement théoriques. Ces modèles peuvent par ailleurs intégrer l'hétérogénéité des travailleurs (Laffargue (1995)), et les aspects dynamiques de la formation des salaires (Manning (1993), Cahuc et Zylberberg [1998]). La prise en compte de l'hétérogénéité du facteur travail (bas salaires non qualifiés, hauts et moyens salaires qualifiés) est implicitement intégrée dans notre travail qui retient entre autres déterminants du salaire le SMIC horaire réel, qui jouerait le double rôle d'indicateur de la pression salariale dans le bas de l'échelle salariale, et de proxy-indirecte du pouvoir de négociation salariale des autres salariés (L'Horty et Rault [2003]). On peut en outre envisager que la productivité horaire du travail serait l'indicateur qui reflète en grande partie l'influence dans la négociation salariale des travailleurs moyens et hauts salaires. Certes. Mais il convient de reconnaître que ces propositions sont bien moins pertinentes et ambitieuses qu'une spécification qui indique clairement une dissociation des indicateurs de négociation salariale entre qualifiés et non qualifiés. Cette option, qui

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

comporte d'énormes lacunes, n'a pas été retenue ici.

La modélisation macroéconométrique de la formation des salaires et la question de la perception du coin social agrégé ou différencié : la théorie de la perception des cotisations à l'épreuve des faits observés en France.

Notre travail économétrique a mobilisé des données trimestrielles couvrant les trois grands secteurs de l'activité économique française (l'industrie, le commerce et les services). Il concerne l'ensemble des salariés du secteur privé et semi-public (secteur concurrentiel EB-EP de la nomenclature NES -Nomenclature Économique de Synthèse-). Les réponses formulées en matière d'incidence parafiscale découleront des enseignements tirés des différentes estimations d'équations de salaire net horaire réel macroéconométriques. Ces équations de salaire retiennent un ensemble de variables issues de la littérature théorique et empirique existante qui indique leurs signes attendus, et éventuellement les bornes pour leurs élasticités (cas du coin social). On retiendra d'abord des spécifications de salaire net horaire réel à correction d'erreur traditionnelles pour proposer un premier regard économétrique ; ensuite on sollicitera les modélisations à correction d'erreur plus récentes de type Engle-Granger pour finalement fournir un second regard économétrique plus robuste[8]. Nous mobiliserons une dizaine de séries de données macroéconomiques françaises trimestrielles couvrant la période 1978-2008.

Quelles sont les principales étapes de notre travail de recherche ?

Notre travail de recherche est structuré en huit chapitres qui restituent de manière cohérente et imbriquée l'ensemble du contenu de la thèse en suivant la forme classique d'une démarche scientifique pertinente : d'abord on procède à l'état des lieux du corpus théorique existant (ruptures et filiations) ; puis on tente de vérifier la validité des différentes thèses en matière d'incidence parafiscale à partir des travaux empiriques produits par la communauté scientifique ; et enfin, nous proposons des contributions théoriques, empiriques et économétriques pour une clarification des

[8] Ce second regard permet de vérifier si les effets à court terme des ajustements de cotisations sur les salaires nets s'inscrivent dans une dynamique d'équilibre de long terme.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

termes du débat portant sur l'incidence globale des cotisations dans l'économie française.

Nous esquissons à présent les contours des trois parties constitutives de notre thèse (Partie 1 et Partie 2 - tome 1 - ; Partie 3 - tome 2 -).

La première partie est consacrée à l'analyse théorique des tenants et aboutissants des différentes thèses en matière d'incidence parafiscale en explicitant les mécanismes économiques qu'elles mettent en jeu. Elle clarifie le jeu de concepts de la théorie économique de la parafiscalité, largement imprégné du vocabulaire fiscal, et propose une typologie des thèses en matière d'incidence parafiscale. Elle est organisée de la manière suivante :

- Le premier chapitre propose une étude macroéconomique de l'impact des cotisations sur le coût du travail et l'emploi dans les modèles d'équilibre partiel qui mobilisent soit le modèle à salaire net réel rigide, soit le modèle à salaire flexible adoptant l'hypothèse d'un lien positif entre les cotisations sociales et le salaire de réservation des ménages.
- Le *deuxième chapitre* propose une vision plus synthétique où les multiples ajustements macroéconomiques en jeu sont décrits dans trois catégories de modèles concurrentes : les modèles macro-économétriques à l'« ancienne », qui retracent une économie dite "keynésienne" à court terme et "classique" à long terme ; les modèles de demande de travail macroéconométrique, prenant en compte les prix des facteurs et ceux des biens produits ; la maquette d'incidence néoclassique en termes d'équilibre général dans laquelle la modification de la fiscalité du travail affecte la rémunération nette de tous les facteurs de production, via les comportements d'offre et de demande agrégées de travail et de capital.
- Le *troisième chapitre* concerne les modèles de chômage d'équilibre qui accordent une place centrale aux interactions stratégiques entre les agents économiques. Ces « nouveaux » modèles théoriques s'intéressent aux effets sur les salaires et l'emploi du niveau du coin social et de la progressivité des cotisations. Ils regroupent les différents modèles de négociations salariales de type Layard-Nickell-Jackman [1991] ; et les modèles dits « intégrés » de négociations salariales et de salaire d'efficience retraçant plusieurs régimes de cotisations sociales.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

La deuxième partie est consacrée à une large revue de la littérature empirique qui reprend les résultats des principaux travaux d'évaluation des effets des variations de cotisations sociales portant sur le travail homogène ou hétérogène. Elle s'organise ainsi :

- Le *quatrième chapitre* indique les valeurs des différents paramètres-clefs mesurées dans les études d'évaluation qui retiennent une décomposition des facteurs de production en deux groupes homogènes, le capital et le travail. On tente de dégager les principales leçons d'incidence qui découlent du cadre d'analyse empirique à facteur travail unique.
- Le *cinquième chapitre* résume les résultats des nombreux travaux empiriques qui proposent un facteur travail hétérogène composé de deux catégories de main d'œuvre, les non qualifiés et les qualifiés. Ce chapitre aborde principalement les évaluations empiriques des effets sur l'emploi des politiques d'allégement de charges sociales sur les bas salaires. Ces études sont souvent regroupées en deux grandes catégories de travaux. D'un côté, les travaux prospectifs qui évaluent *a priori* l'impact sur l'emploi des mesures de réduction des charges sociales sur les bas salaires. De l'autre, les travaux rétrospectifs qui tentent d'évaluer *a posteriori* les effets sur l'emploi des allégements de charges sociales ciblés sur les bas salaires.

La troisième partie aborde les trois derniers chapitres qui constituent le noyau dur de l'ensemble des contributions empiriques, théoriques et économétriques réalisées sous l'éclairage de l'état des lieux et des éléments de réflexion économique tirés du long travail de recherche qui a été mené jusqu'à ce stade. Elle se décline comme suit :

- Le *sixième chapitre* fournit une analyse descriptive et quantitative du coin social en France, durant la période 1978-2008, qui aboutit à la construction de séries trimestrielles longues de taux de cotisations selon le niveau de salaire, de taux de cotisations employeurs et salariés, de taux de cotisations contributives et redistributives, et des taux moyens trimestriels de cotisations. Ces données, établies à partir de la législation sociale en vigueur, ont permis de calculer l'indice de progressivité effective globale, et les autres indices de progressivité (salariale et patronale, contributive et redistributive, salariale contributive ou redistributive, patronale contributive ou redistributive).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Ce chapitre a en outre pour objectif de déterminer les facteurs explicatifs de l'évolution du taux moyen des cotisations au cours des trente dernières années ; d'indiquer si cette évolution résulte d'une prise en charge accrue des prestations contributives d'assurance sociale individualisée au détriment des prestations redistributives de solidarité nationale (ou inversement) ; de mesurer l'effort de contribution au financement de la protection sociale des employeurs et des salariés ; et enfin d'étudier le profil des principales mesures de réduction de charges sociales généralisées.

- *Le septième chapitre* propose une formalisation de la théorie de la perception des cotisations sociales qui accorde une place centrale au rôle joué par le statut (taxes ou revenus différés) des cotisations dans les négociations salariales en se focalisant sur *« ce qui est échangé à travers les cotisations, qui échange et comment ».*
- *Le huitième chapitre* a pour but de tester économétriquement la validité de la théorie de la perception des cotisations, et d'en déduire les principales thèses en matière d'incidence parafiscale qui reflètent le cas de l'expérience française durant les trois dernières décennies. Elle mobilise les séries macroéconomiques trimestrielles françaises de la période 1978-2008 construites.

La **conclusion générale**, sera, enfin l'occasion de revenir sur les autres leçons en matière d'incidence parafiscale qui ont été établies à partir de notre travail d'analyse descriptive et économétrique portant sur l'expérience française de ces trente dernières années.

Les données et tableaux de calcul des séries temporelles des taux trimestriels de cotisations sociales et fiscales assises sur les salaires, couvrant la période 1978-2008, construits pour notre travail descriptif et économétrique, seront, notons-le au passage, mis à la disposition de la communauté scientifique et diffusés dans les archives électroniques publiques du Centre d'Études de l'Emploi (CEE).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

TOME 1

L'ÉCONOMIE DE LA PARAFISCALITÉ : ANALYSES ET DÉBATS.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

PARTIE 1

L'ANALYSE ÉCONOMIQUE DE L'INCIDENCE DES COTISATIONS SUR LE SALAIRE, LE COÛT DU TRAVAIL ET L'EMPLOI : UNE REVUE CRITIQUE DE LA LITTÉRATURE THÉORIQUE.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Dans quelle mesure l'ajustement des cotisations obligatoires assises sur les salaires peut-il affecter les salaires, le coût du travail et le niveau de l'emploi, ou modifier la part du travail dans la valeur ajoutée ?

Cette question a fait l'objet de débats intellectuels et politiques particulièrement vifs dont les termes mettent souvent en jeu des considérations découlant des leçons classiques de la fiscalité. Une réflexion économique authentique et autonome sur les effets de la parafiscalité n'a été engagée que récemment. Elle s'inspire globalement de la démarche de la théorie économique de la fiscalité. L'évaluation théorique des effets de la variation des cotisations sur le salaire et l'emploi passe par une comparaison entre deux situations : l'une sans changement parafiscal, et l'autre où intervient le choc de cotisations. Ces deux situations sont assimilées à des « états d'équilibre ». On procède ainsi à une analyse de l'incidence fiscale des cotisations suivant une approche de statique comparative. Cette démarche a permis à la théorie économique de la parafiscalité de construire un corpus scientifique solide (problématiques, idées, faits stylisés) reposant sur un jeu de concepts qui s'est d'ailleurs largement imprégné du vocabulaire fiscal classique.

La lacune majeure d'une analyse statique est le caractère atemporel des raisonnements qu'elle propose car la question de l'incidence fiscale des cotisations s'insère dans une démarche dynamique où les fluctuations conjoncturelles doivent être présentes. La démarche de la statique comparative ne souffre cependant pas beaucoup de cette lacune. Cette démarche propose comme nous l'avons déjà souligné une succession des évènements, avant et après le choc de cotisations, qui introduit une certaine « dynamique » dans l'analyse des effets de la fiscalité du travail. La démarche de la statique comparative s'adapte donc assez aisément à une description dynamique des ajustements en œuvre en cas de chocs de cotisations. Cette démarche restera, à quelques exceptions près, au cœur des développements théoriques que nous allons aborder.

Les réponses théoriques en matière d'incidence des cotisations découlent souvent soit d'une démarche en termes d'équilibre partiel, soit d'une démarche en termes d'équilibre général.

Dans le premier cas, l'étude des effets de l'ajustement des cotisations se focalise sur le rôle des cotisations dans la formation des salaires des ménages, et les répercussions des chocs de cotisations sur la demande de travail des entreprises.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Tous les mécanismes économiques en œuvre sont décrits à travers les prismes étroits du ménage et de l'entreprise représentatifs.

Dans le second cas, l'étude de l'incidence des cotisations s'effectue à un niveau d'analyse théorique beaucoup plus large. Il s'agit d'appréhender les effets des ajustements de cotisations sur l'emploi et le chômage, tout en tenant compte de leurs répercussions sur le marché des biens et/ou des capitaux selon les priorités du modèle théorique d'équilibre général sollicité. Cette démarche permet de mettre en lumière les multiples enjeux macroéconomiques liés à la problématique de l'incidence fiscale des cotisations.

Du point de vue de la pertinence de l'approche théorique retenue, il n'y a pas lieu de penser que la démarche d'équilibre général est supérieure à celle de l'équilibre partiel. Certes le poids des paramètres-clefs change selon le niveau de l'analyse retenu, mais les passerelles récemment construites entre ces deux approches par les modélisateurs tendent à confirmer leur quasi-complémentarité.

Pour éclairer les différentes zones d'ombre du champ théorique, nous aborderons les principaux modèles d'incidence des cotisations issus d'une ou de ces deux approches. Notre préoccupation est prioritairement heuristique. Il s'agit de faire découvrir progressivement à notre lecteur le substrat théorique des différents types de modèles et leurs leçons en matière d'incidence parafiscale.

Notre travail se déclinera en trois grands chapitres reprenant les trois grandes familles d'approche théorique :

- le premier chapitre aborde la question des effets des ajustements de cotisations dans le cadre des modèles d'équilibre partiel (chapitre 1) ;
- le second chapitre sollicite les modèles canoniques d'équilibre général pour indiquer les effets macroéconomiques en matière d'incidence des cotisations qui en découlent (chapitre 2) ;
- le troisième et dernier chapitre interpelle les nouvelles catégories de modèles théoriques d'équilibre général qui ont été mobilisés pour interpréter les effets des ajustements de cotisations sur les salaires et le chômage d'équilibre (chapitre 3).

À travers ces trois chapitres, on tentera d'atteindre les objectifs suivants :

- la clarification des différentes méthodes d'évaluation théorique des effets des cotisations prônant tantôt des effets de substitution, tantôt des effets-revenus, les deux en même temps ou alternativement ;

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

- la mise en évidence des filiations et des ruptures entre les différentes approches théoriques, et leurs conséquences dans l'étude des effets des cotisations sur l'emploi.

Cette partie poursuit en somme le but suivant : formuler les leçons théoriques en matière d'incidence des cotisations et expliciter les mécanismes économiques qu'elles mettent en jeu.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Chapitre 1

L'étude de l'impact des cotisations sur le coût du travail et l'emploi macroéconomique dans les modèles d'équilibre partiel.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

La modification de la pression socio-fiscale est souvent perçue dans la littérature économique d'inspiration néoclassique comme un choc exogène sur les fondamentaux tels que les préférences des ménages. Le choc de cotisations en affectant de manière décisive les choix des ménages et des entreprises produit des effets sur le salaire, le coût du travail et l'emploi.

La théorie néoclassique d'équilibre partiel offre plusieurs pistes de réflexion en matière d'incidence parafiscale. À l'aune des enseignements de la théorie économique des choix rationnels, deux voies dominantes sont souvent empruntées :

- Soit on étudie l'impact de la modification des cotisations dans un cadre d'équilibre partiel où les salaires sont rigides. Il s'agit du modèle de la demande de travail macroéconomique à salaire net nominal ou réel rigide. Dans ce cadre d'analyse, une modification de la fiscalité du travail ne changerait en rien le salaire net et l'intention d'offre de travail des salariés. Tout découle des ajustements en matière d'emploi observables au sein des entreprises. Il convient de souligner que les formalisations de ces modèles sont menées avec l'hypothèse que les entreprises sont sous contraintes de débouchés (1).
- Soit on propose une analyse macroéconomique des effets des cotisations perçues comme des taxes dans un contexte de flexibilité des salaires nets. Il s'agit d'admettre l'hypothèse de la complémentarité entre les salaires et les cotisations en partant du lien positif entre ces dernières et le salaire de réservation des ménages[9] (2).

[9] On est en cas de concurrence dans un cadre d'équilibre partiel walrassien où la concurrence garantit une flexibilité à la fois des salaires et des volumes d'heures de travail offertes ou demandées.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1. La rigidité *ex ante* des salaires nets face aux chocs de cotisations-taxes : le lien entre le coût salarial et la demande de travail.

On opposait traditionnellement, comme le rappelle Giacomo Cornéo [1994], deux catégories de modèles. D'un côté, les modèles de demande de travail à salaires bruts rigides. De l'autre, les modèles d'offre de travail concurrentiels à salaires bruts flexibles. « (…) *Dans les premiers, on peut augmenter l'emploi à travers une baisse des cotisations patronales, tout simplement parce que cela diminue le coût du travail. Dans les seconds, une augmentation de l'emploi peut être obtenue grâce à une réduction du taux des cotisations versées par les salariés puisque cela diminue leur salaire de réservation.* » (Cornéo [1994], p. 112). Mais ces deux catégories de modèles sont fondamentalement proches. Pour deux raisons : « dans *les modèles traditionnels, les taux de cotisations sociales ont un impact direct sur le " coin socio-fiscal" dans la mesure où les cotisations accroissent l'écart entre le coût marginal du travail pour l'entreprise et le bénéfice marginal de la rémunération pour les salariés ; un relèvement des taux ne peut avoir qu'un effet néfaste sur l'emploi.* » (Cornéo [1994], p.107). Un consensus assez large s'est naturellement dégagé autour de deux idées majeures : les cotisations patronales et salariales sont perçues par les salariés et les employeurs comme des taxes sur le travail d'où la rigidité des salaires nets ; une relation inverse entre les cotisations et l'emploi est théoriquement admise. Celle-ci renvoie à la thèse de l'incidence parafiscale intégrale des cotisations. Ces considérations théoriques donneront naissance au modèle de la demande de travail qui propose un cadre d'analyse partiel fondé sur l'hypothèse de l'exogénéité du salaire net en cas d'introduction de cotisations assises sur les salaires. Cette approche, bien ancrée dans la littérature économique depuis les travaux de Marshall (1920), a longtemps dominé le débat de l'incidence de la fiscalité du travail.

Notre objectif consistera à mettre en lumière les mécanismes théoriques du modèle de la demande de travail à salaires rigides pour mieux appréhender les tenants et aboutissants de leurs leçons en matière d'incidence parafiscale. Notre tâche consistera d'abord à montrer comment la problématique des effets de la fiscalité du travail est posée dans le cadre des modèles à salaires rigides, et quels en sont les

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

paramètres-clefs (1.1) ; puis nous déclinerons les leçons en matière d'incidence des cotisations en indiquant clairement les étapes de la réflexion économique (1.2) ; et enfin nous aborderons la question des effets des cotisations en cas de facteur travail hétérogène (1.3).

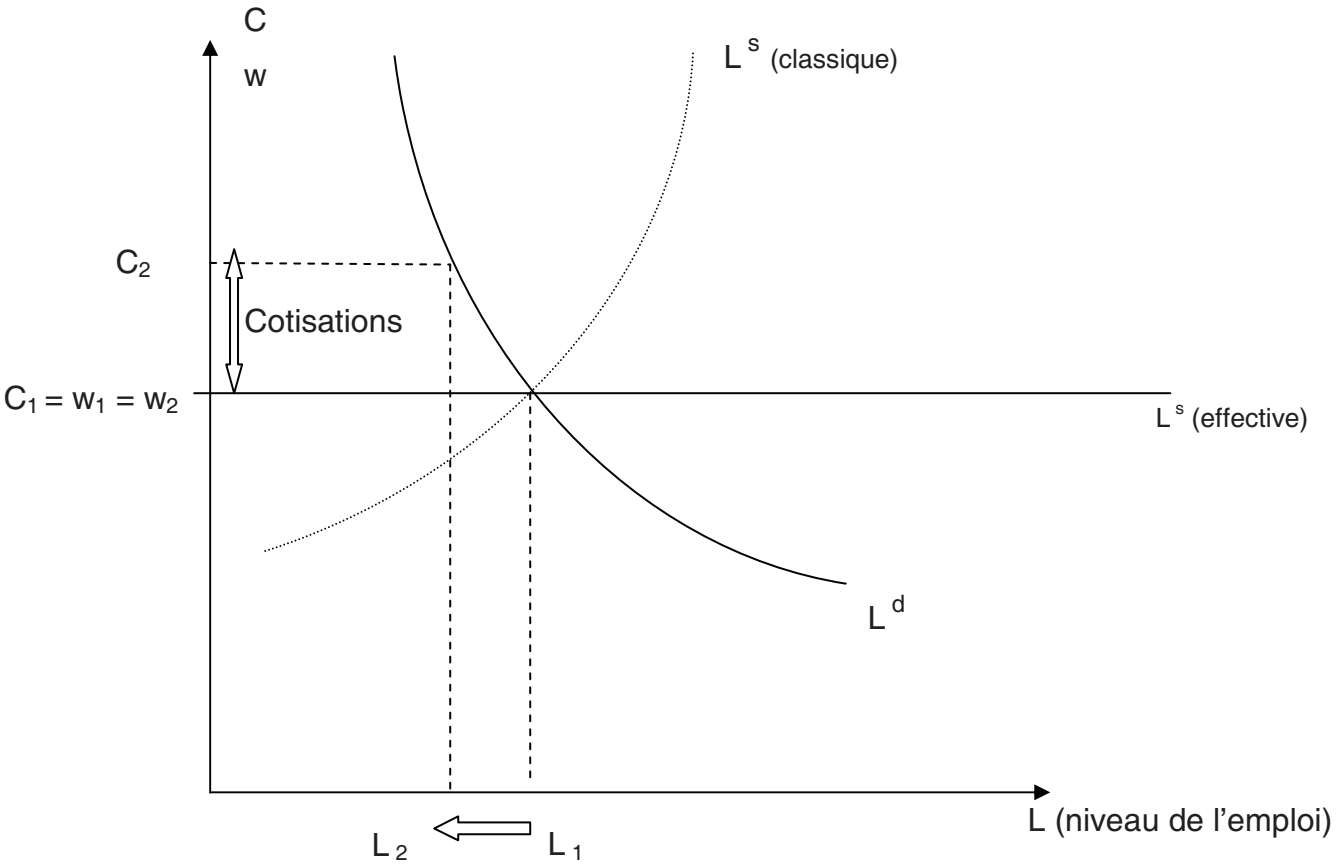
1.1. L'étude des effets de la fiscalité du travail sur l'emploi : de l'introduction graphique à la formalisation théorique.

Les courbes d'offre et demande de travail découlent de deux postulats. Premier postulat : la courbe de demande de travail est une fonction décroissante du coût réel du travail car on admet que la quantité supplémentaire de bien produit diminue suite à l'utilisation d'une unité supplémentaire de travail. La demande agrégée de travail est alors une fonction décroissante du coût salarial réel (productivité marginale physique du travail). Second postulat : on suppose que l'effet de substitution, négatif pour le loisir et positif pour le travail, l'emporte sur l'effet revenu, positif pour le loisir et négatif pour le travail. Ainsi l'offre globale de travail est une fonction croissante du salaire. Telle est la configuration du marché du travail néoclassique qui sera retenue tout au long de nos raisonnements, sauf hypothèses expressément indiquées. Ce qui est notamment le cas ici car on suppose implicitement que l'offre de travail est infiniment élastique puisqu'on admet la rigidité des salaires aux chocs de cotisations.
La représentation graphique suivante illustre les ajustements sur le marché du travail en cas de hausse des cotisations.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Figure 2

Les effets sur l'emploi de l'ajustement à la hausse des cotisations : le modèle à salaire net rigide.



Lecture : L^s et L^d représentent respectivement l'offre et la demande de travail. Le coût du travail et le salaire net, notés respectivement C et w. La situation 1 correspond à celle prévalant avant l'introduction des cotisations. La situation 2 marque la nouvelle situation d'équilibre après le choc positif de cotisations.

On observe qu'une hausse des cotisations entraîne une augmentation à due concurrence du coût du travail qui provoque une réduction de l'emploi. À l'inverse, la baisse des cotisations se traduit par une baisse d'un montant égal du coût réel du travail et une hausse de l'emploi d'équilibre. « *L'effet sur l'emploi d'un ajustement des cotisations se déduit directement de l'élasticité de la demande de travail par rapport à son coût* » (Cornéo [1994], p.108). Ce graphique matérialise la thèse de l'incidence fiscale intégrale des cotisations.

Comment sont formalisés ces ajustements théoriques ?

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

En théorie, deux phases de décision sont retenues en cas de changement parafiscal. Dans la première phase, on suppose que **l'entreprise représentative** tente de produire la même quantité de biens au moindre coût. Cette démarche révèle prioritairement les effets de substitution directe qui apparaissent lorsque le niveau de la production est constant. Il s'agit du cœur du modèle à salaire nominal et prix rigides dépeint par le schéma précédent (1.1.1).

Dans la seconde phase, on suppose que l'entreprise représentative choisit son niveau de production en maximisant son profit tout en conservant les mêmes proportions entre les différents facteurs de production. On tente alors de capter les effets de volume dits effets de compétitivité-prix. On parle aussi d'effets de profitabilité ou d'effets de substitution indirecte via les biens demandés. Il s'agit de saisir les répercussions sur la demande de travail des parts de marché nouvellement acquises ou perdues par l'entreprise représentative suite aux variations des cotisations (1.1.2).

1.1.1. Demande conditionnelle de travail en cas de chocs de cotisations : la formalisation.

L'analyse des effets d'une modification des cotisations au sein de **l'entreprise représentative** montre comment s'opère le choix de main d'œuvre lorsque le coût absolu ou relatif du travail est modifié. On met souvent en avant la problématique des coûts relatifs. L'hypothèse de la rigidité des rémunérations versées et des prix des biens (agents preneurs de prix) conduit à des ajustements-quantités. Elle n'est pas forcément trop simplificatrice car elle reflète, selon nombre d'économistes, la situation concrète de la concurrence dans la plupart des marchés de produits et également dans celui du travail compte tenu de la rigidité institutionnelle des modalités d'exécution des contrats de travail.

Dans cette phase de l'analyse théorique des effets des ajustements de cotisations, l'entreprise représentative a pour objectif de minimiser ses coûts de production pour un niveau donné de la demande de biens qui lui est adressée. L'encadré qui suit indique les solutions optimales en termes de combinaisons productives des entreprises en cas de chocs de coût du travail (cf. Pierre Cahuc et André Zylberberg [1996], Jean Marc Germain [1997]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Encadré 1

Première phase de l'étude de l'incidence des cotisations : les ajustements ''internes'' à production constante.

Les formulations et résolutions reprises ici constituent une « connaissance commune » de la théorie de la demande des facteurs de production (cf. Jean Marc Germain [1997], p. 74).

Le programme des entreprises consiste ici à minimiser leurs coûts C_W L + C_K K, avec C_W le coût du travail et C_K celui du capital, sous la contrainte de débouchés. La fonction de type CES, retenue comme technologie existante, est riche et possède une élasticité de substitution constante. Celle-ci égalise la demande selon l'expression ci-dessous :

$$\left[\alpha K^{\frac{(\sigma_{KL}-1)}{\sigma_{KL}}} + (1-\alpha)L^{\frac{(\sigma_{KL}-1)}{\sigma_{KL}}}\right]^{\frac{\sigma_{KL}}{(\sigma_{KL}-1)}} = Y_D$$

, où Y_D désigne la demande adressée aux entreprises, K le stock de capital, L l'emploi, σ_{KL} l'élasticité de substitution capital-travail. Les demandes de travail et de capital sont données par :

$$\mathbf{Ln\ L = Ln\ Y - (1\text{-}\theta)\ \sigma_{KL}\ Ln\ C_W + (1\text{-}\theta)\ \sigma_{KL}\ Ln\ C_K}\ (1)$$

$$\mathbf{Ln\ K = Ln\ Y + \theta\ \sigma_{KL}\ Ln\ C_W - \theta\ \sigma_{KL}\ Ln\ C_K}\ (2).$$

Le paramètre θ représente la part de la rémunération du travail dans la rémunération totale des facteurs de production. Pour simplifier l'exposé, on ignore souvent les termes résiduels ou tendanciels qui retracent généralement les effets du progrès technique :

- (1-θ) σ_{KL}, l'élasticité directe de la demande de travail, à production donnée ;

+ (1-θ) σ_{KL}, l'élasticité croisée de la demande de travail au coût du capital, à production constante.

L'élasticité de substitution capital-travail est obtenue en faisant la différence entre les deux équations (1) et (2) : Ln (L / K) = -σ_{KL} Ln (C_W / C_K). Lorsque le coût relatif capital-travail augmente de 1 %, suite à la hausse des cotisations, la quantité relative de travail utilisée par l'entreprise diminue de σ_{KL} %.

Les effets de l'ajustement des cotisations sur la demande de travail sont donnés par l'expression suivante : $\bar{\eta}_L^L = -(1-\theta)\,\sigma_{KL}$, (1 - θ) la part du capital dans les coûts de production.

Les répercussions simultanées sur la demande de capital, via le mécanisme de la substituabilité entre le travail et le capital, sont indiquées dans l'équation suivante :

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

$\bar{\eta}_L^K = \theta\,\sigma_{KL}$, avec θ la part du travail dans la rémunération des facteurs de production.

Les deux expressions notées ci-dessus correspondent respectivement aux élasticités conditionnelles du travail et du capital.

De manière générale, la demande de travail baisse à la suite de l'augmentation du coût du travail, vérifiée en cas de hausse des cotisations, d'une baisse du coût du capital et d'une contraction de la demande adressée à la firme (cf. équation 1 de l'encadré précédent).

L'ampleur de l'impact de l'ajustement des cotisations sur l'emploi est liée à la part de chaque facteur dans le coût total de production, grandeur aisément observable, et à l'estimation de l'élasticité de substitution entre les facteurs de production.

L'hypothèse de la substituabilité des facteurs de production d'après laquelle l'entreprise a toujours la possibilité, en cas de modification des coûts relatifs des facteurs, de produire la même quantité de biens en substituant par exemple une unité de travail par une quantité donnée de capital constitue le levier principal du dispositif théorique. Il est clair que suivant une telle perspective le choix de la spécification de la fonction de production est important puisqu'il fixe l'état de la technologie disponible et donc le degré de substituabilité entre le travail et le capital (cf. Encadré 2).

Encadré 2

Le choix de la spécification de la fonction de production modifierait la donne en matière d'incidence des cotisations : le rôle essentiel de l'élasticité partielle de substitution entre les facteurs de production.

La substituabilité des facteurs de production est une condition nécessaire mais pas suffisante au calcul des productivités marginales correspondant aux variations de la production (en valeur ou en volume) induites par une dose additionnelle d'un facteur de production donné. Deux types de fonction de production sont souvent désignés pour mettre en évidence la substitution entre capital et travail : la fonction de production de type Cobb-Douglas et celle dite CES (Constant Elasticity of Substitution).

- La spécification de type Cobb-Douglas, introduite dans les années vingt, se décline comme suit :

$Y = F(K,L) = AK^{\alpha}L^{\beta}$, avec Y qui désigne la production, K le stock de capital et L le

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

niveau de l'emploi.

A (paramètre de dimension) >0, α et β compris entre 0 et 1. On considère que la somme des deux paramètres d'intensité (α et β) est égale à l'unité. Cela découle de l'hypothèse de rendements d'échelle constants qui présente l'intérêt d'échapper à la question épineuse de la taille optimale de l'entreprise à fixer.

L'élasticité de substitution capital-travail $\sigma_{KL} = \dfrac{\left[\dfrac{\partial(K/L)}{(K/L)}\right]}{\left[\dfrac{\partial(C_w/C_K)}{(C_w/C_K)}\right]}$. Elle mesure la variation en pourcentage de l'intensité capitalistique (K/L) lorsque le coût relatif du travail (C_W / C_K) augmente de 1%.

À l'équilibre, on admet que $\sigma_{KL} = \dfrac{\left[\dfrac{\partial(K/L)}{(K/L)}\right]}{\left[\dfrac{\partial TMST}{TMST}\right]}$, Taux marginal de substitution technique (TMST).

Le calcul de l'élasticité partielle de substitution se fait en trois étapes :

1) la détermination des productivités marginales du capital, $\dfrac{\partial Y}{\partial K} = A.L^{\beta}.\alpha K^{(\alpha-1)}$, et du travail, $\dfrac{\partial Y}{\partial L} = A.K^{\alpha}.\beta L^{(\beta-1)}$;

2) le respect de la condition d'optimalité qui indique que le rapport des productivités marginales des facteurs est égal au rapport des prix des facteurs i.e $\dfrac{\left[\dfrac{\partial Y}{\partial L}\right]}{\left[\dfrac{\partial Y}{\partial K}\right]} = \dfrac{C_w}{CK}$ =TMST ;

3) le calcul proprement dit de l'élasticité de substitution à partir de la règle d'équilibre précédente qui équivaut à $\left(\dfrac{\beta}{\alpha}\right)\left(\dfrac{K}{L}\right) = \dfrac{C_w}{CK}$. Comme $\sigma_{KL} = \dfrac{\partial(K/L)}{\partial(Cw/C_K)} \times \dfrac{(C_w/C_K)}{(K/L)}$, on trouve que $\sigma_{KL} = \left(\dfrac{\alpha}{\beta}\right) \times \left(\dfrac{\beta}{\alpha}\right) = 1$.

- **La spécification de type CES** donne la fonction de production suivante : $Y = F(K,L) = [aK^{\rho} + bL^{\rho}]^{\frac{1}{\rho}}$, les paramètres ρ <1 ; a et b positifs.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Les fonctions de type CES, élaborées dans les années soixante, sont particulièrement riches car elles permettent de décrire tous les cas de figure envisageables en situation de rendements d'échelle constants (de la stricte complémentarité à la parfaite substituabilité). Le traitement analytique d'une fonction CES offre des solutions du premier ordre qui présentent les formes fonctionnelles les plus générales mais la réalisation des conditions du second ordre nécessite l'utilisation de fonction de type translog généralisées. On se retrouve avec des calculs formels trop complexes (Hamermesh [1993]). On se contentera ici de rappeler le résultat de la mesure du degré de substitution entre capital et travail : $\sigma_{KL} = \frac{1}{(1-\rho)}$.

On observe que l'élasticité de substitution varie en fonction de ρ, elle est constante et indépendante des prix et des quantités des facteurs de production.

La question de la substituabilité capital-travail reste problématique même si le choix de la spécification de la fonction de production est effectué. Reste en effet à déterminer selon quel tempo se réalise le phénomène de la substitution entre les facteurs de production : seulement au moment de l'installation d'un nouvel équipement (*ex ante*) ou au cours de l'utilisation du capital déjà installé (*ex post*) ?

À ce propos, trois modalités d'ajustement capital-travail sont retenues : putty-putty (substituabilité « permanente ») ; putty-clay (substituabilité envisageable uniquement au moment du renouvellement de l'équipement) ; clay-clay (complémentarité stricte entre les facteurs à tout moment). Dans la majorité des travaux proposés, on retient une analyse d'inspiration « putty-clay » qui examine l'influence d'une modification des prix actuels des facteurs sur le choix des combinaisons productives réalisé dans un avenir lointain. Globalement, on trouve une élasticité de la demande de travail à court terme plus faible que celle de long terme (contrairement à l'offre).

1.1.2. Demande inconditionnelle de travail en cas d'ajustement de cotisations : la formalisation de l'effet-compétitivité.

Dans la seconde phase, l'étude des effets des cotisations dans un contexte où les entreprises fixent leurs prix en retenant un taux de mark-up sur les coûts unitaires de production. Mais il se trouve que les produits existants sont des substituts assez proches (cf. encadré 3). Par conséquent, toute variation du coût d'un facteur de production transite, toutes choses égales par ailleurs, par les prix de vente. En cas par exemple de baisse des charges sociales et fiscales sur les salaires, le surplus généré devrait être réservé à la réduction des prix hors taxe et non à un

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

accroissement des dividendes ou des salaires nominaux, supposés insensibles aux chocs de cotisations. Aucune entreprise n'aurait intérêt à s'écarter d'une telle stratégie car leurs produits sont très proches.

Encadré 3

Seconde phase de l'étude de l'incidence des cotisations : un contexte de concurrence monopolistique à production variable.

Dans cette seconde phase, on admet que les entreprises sont en situation de concurrence monopolistique sur le marché des biens et que les rendements d'échelle sont constants.

Deux préoccupations sont au cœur des développements qui suivent. Comment on parvient à admettre la flexibilité des prix en cas d'ajustement des cotisations alors que les entreprises font théoriquement face à une demande de biens faiblement sensible. Comment prouver que l'expression de l'équation de la frontière des prix des facteurs ne se trouve pas modifiée en concurrence monopolistique.

- La flexibilité des prix aux chocs de cotisations en concurrence monopolistique.

En considérant que chaque entreprise est en monopole, on peut conjecturer que la demande de produits adressée à l'entreprise représentative est iso-élastique et s'écrit comme suit : $q = b.\ p^{-(1/\ (1-\delta))}$; l'élasticité de la demande au prix ε, en valeur absolue, est égale à 1/(1-δ), δ compris entre zéro et 1. Celui-ci représente le degré de concurrence ou le complément à l'unité du degré de monopole, noté m' compris entre zéro et 1 (Lerner, 1934). Plus δ augmente, plus la concurrence s'intensifie et plus l'élasticité ε est forte. À l'inverse, le monopole coïncide avec une élasticité de la demande au prix très faible. En situation de concurrence monopolistique, (1 - δ) qui mesure le degré de monopole m' est élevé et proche de l'unité. La valeur de l'élasticité ε est relativement faible car δ est négligeable (comparée à une élasticité infinie). Le mark-up appliqué sur le coût salarial unitaire pour fixer les prix qui maximisent le profit, noté ici θ'', est égal à l'inverse du degré de concurrence. Il correspond à ε/ (ε-1) (Legendre [1999], p. 231).

On constate que la solution de monopole est possible lorsque ε est supérieure à l'unité. Autrement dit, une baisse par exemple des prix de 1 % entraîne une augmentation de la demande de biens de plus de 1 %. Ce qui renvoie à une sensibilité de la demande des biens non négligeable. La situation de monopole est donc "quasi-inexistante" car les produits sont des substituts très proches. Par exemple la baisse des prix en cas de réduction des cotisations et du coût du travail, toutes choses égales par ailleurs, est alors plausible.

- Le lien entre les coûts réels des facteurs, toujours vérifié en concurrence monopolistique.

Supposons que les entreprises, disposant d'une technologie de type CES, cherchent à

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

maximiser leurs profits en restant sur le même sentier d'expansion indiquant des proportions fixes entre les quantités de facteurs choisies. On obtient les solutions optimales suivantes (cf. Jean Marc Germain [1997], p. 80).

Les profits des entreprises sont exprimés de la manière suivante π = PY-C, avec $C(c_K, c_w, Y) = Y(\alpha^{\sigma_{KL}} c_K^{(1-\sigma_{KL})} + (1-\alpha)^{\sigma_{KL}} c_w^{(1-\sigma_{KL})})^{\frac{1}{(\sigma_{KL}-1)}}$.

La condition de profit nul en concurrence parfaite est traduite comme suit :

$$P = (\alpha^{\sigma_{KL}} c_K^{(1-\sigma_{KL})} + (1-\alpha)^{\sigma_{KL}} c_w^{(1-\sigma_{KL})})^{\frac{1}{(\sigma_{KL}-1)}}.$$

Dans un cadre plus général que celle de la concurrence pure et parfaite, la condition de profit maximal est la suivante :

$\frac{C(c_K, c_w, Y)}{PY} = \frac{1}{(1+m)}$, m est le taux de marge. Le mark-up est appliqué sur le coût de production unitaire pour fixer le prix qui maximise le profit.

Ce cas correspond à une situation de concurrence monopolistique où l'élasticité de la demande aux prix est une constante. L'équation de prix donne :

$$P = (1+m)(\alpha^{\sigma_{KL}} c_K^{(1-\sigma_{KL})} + (1-\alpha)^{\sigma_{KL}} c_w^{(1-\sigma_{KL})})^{\frac{1}{(\sigma_{KL}-1)}}$$

En procédant aux développements nécessaires, l'expression de la frontière du prix des facteurs (FPF) est donnée comme suit :

$$Ln(\frac{c_w}{P}) = \frac{1}{(1-\sigma)} Ln[1 - \alpha^{\sigma_{KL}} (\frac{c_K}{P})^{(1-\sigma_{KL})}] - \frac{\sigma_{KL}}{(1-\sigma_{KL})} Ln(1-\alpha)$$

La réalisation des conditions du premier ordre et la mise en œuvre de quelques simplifications permettent de déterminer l'équation de la frontière des prix des facteurs dont l'expression simplifiée en logarithme donne :

(FPF) θ (C_w - p) + (1 - θ) (C_K - p) = cte (cf. Jean Marc Germain [1997]).

Cette équation est celle de la frontière des prix des facteurs. Elle montre bien que le lien entre le coût réel du travail et le coût réel du capital en situation de rendements d'échelle constants est vérifié aussi en concurrence monopolistique. Ce constat a son importance quand il s'agira d'aborder la question du financement des réductions de charges par une taxation accrue du capital.

Au fond, l'idée est de formaliser les répercussions de la variation des cotisations sur l'emploi en situation de rigidités nominales des rémunérations et de flexibilité des prix. Il s'agit de tenir compte, au-delà des ajustements observés dans la première

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

phase, des conséquences de la modification des prix sur la demande de travail, et éventuellement sur celle du capital.

Les effets de l'ajustement des cotisations sur la demande de travail sont traduits dans l'expression suivante : $\eta_L^L = -(1-\theta)\,\sigma_{KL} - \theta\varepsilon$, avec ε l'élasticité-prix de la demande des biens.

En même temps, la demande de capital peut s'en trouver modifiée comme l'indique l'équation suivante : $\eta_L^K = \theta\,(\sigma_{KL} - \varepsilon)$.

Les deux expressions précédentes correspondent aux élasticités de la demande de travail et de capital à production variable, dites élasticités inconditionnelles. Elles indiquent la nature du lien entre les cotisations, le coût du travail et l'emploi des facteurs de production en cas de rémunération rigide et de flexibilité des prix à la consommation. La répercussion sur les prix à la consommation d'un ajustement des cotisations est proportionnelle au poids du coût du facteur dont le prix varie dans le coût total de production. Prenons ici le cas d'une hausse (baisse) des charges sociales entraînant une augmentation (réduction) d'un point du coût du travail. Cela provoque une hausse (baisse) des prix de θ % qui, toutes choses égales par ailleurs, affecte négativement (positivement) la demande de travail. L'impact de l'effet-prix sur la demande de capital est similaire à celui observé pour le travail.

On parle souvent de ''bouclage macroéconomique'' pour évoquer une telle approche. Mais il convient de relativiser de tel propos car une véritable approche macroéconomique nécessite de « *raisonner dans un cadre qui dépasse celui de l'analyse de la demande de travail* » (Cahuc et Zylberberg [2003], p.72).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2. Les effets des ajustements de cotisations sur l'emploi : les principales leçons théoriques.

1.2.1. Les effets de l'augmentation des cotisations sur l'emploi.

À production constante : effet de la substituabilité directe.

Lorsque le coût du travail augmente en cas de modification de la fiscalité du travail, la demande conditionnelle de travail diminue. De l'autre côté, cette hausse du coût du travail induit une augmentation de la demande de capital. Le travail et le capital sont dits *p- substituts* (ou *substituts au sens de Hicks - Allen*).

Pour mesurer l'impact sur l'emploi de la hausse du coût du travail, consécutive au choc positif sur les cotisations, on mobilise l'élasticité de la demande conditionnelle de travail par rapport au coût du travail (*Constant output, labor demand elasticity*) - équation 1 encadré 1-.

Par exemple, une augmentation des cotisations équivalente à une hausse de 1% du coût du travail se traduit par une réduction de $(1-\theta)\sigma_{KL}$ % de la demande conditionnelle de travail. On observe que l'ampleur de l'impact d'une variation des cotisations sur l'emploi dépend de la technologie disponible (cf. supra). Et ce, pour deux raisons. D'un côté, cette ampleur est croissante avec l'élasticité de substitution entre travail et capital. De l'autre, elle est faible lorsque la part de la rémunération du travail dans le coût total des facteurs est importante. *L'ampleur de l'incidence des cotisations sur l'emploi décroît donc avec la part du travail dans le coût global de production*. «*Ceci provient du fait que l'élasticité représente un pourcentage [variation relative] et qu'une variation de la quantité de travail, ΔL, a un impact d'autant plus faible sur sa variation en pourcentage,* $\frac{\Delta L}{L}$ *, que l'entreprise utilise initialement beaucoup de travail.* » (Cahuc et Zylberberg [2003], p. 65). Une variation des cotisations et du coût du travail affecterait donc, toutes choses égales par ailleurs, pas autant la structure productive des entreprises de main d'œuvre.

À production variable : effet-compétitivité ou effet volume.

Par rapport à la situation antérieure, où les prix sont rigides, on constate que l'augmentation des cotisations (équivalent ici à une hausse de 1 % du coût du travail) provoque une contraction supplémentaire de la demande de travail de $\theta\varepsilon$ % (cf.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

supra). Par ailleurs, l'augmentation précédente du stock de capital est atténuée par une baisse de la demande de ce facteur de $\theta\varepsilon$ % (cf. supra). *L'effet total de la hausse des cotisations sur le capital utilisé peut rester positif si la substituabilité directe produit des effets nettement supérieurs à ceux découlant de la sensibilité prix de la demande de biens*.

1.2.2. Les effets des allégements de charges sociales sur l'emploi : les résultats théoriques.

À production constante : une relance directe de l'emploi.

La réduction des cotisations par exemple de 1% du coût du travail donne une augmentation de $(1-\theta)\ \sigma_{KL}$ % de la demande conditionnelle de travail. Cette baisse du coût du travail induit une réduction de la demande de capital de $\theta\sigma_{KL}$ %. Il en découle une substituabilité directe entre le travail et le capital. On adopte simplement un raisonnement symétrique à celui décliné en cas de hausse des cotisations. Cette démarche alimente le débat sur les réductions de charges sociales introduites depuis le début des années quatre-vingt dix.

À production variable : un impact encore plus favorable à l'emploi.

La répercussion sur les prix de la baisse du coût de production affecte de manière identique les choix portant sur les deux facteurs. En cas de réduction des cotisations et du coût du travail, on parle d'effet d'échelle positif avec l'accroissement de la production de $\theta\varepsilon$ % pour maximiser le profit, le rapport entre le volume de l'emploi et le stock de capital utilisé reste inchangé. Là aussi, l'effet net total sur le stock de capital peut être positif en cas de baisse des cotisations si les effets de la substituabilité indirecte, via la sensibilité de la demande de biens aux prix, l'emportent sur ceux de la substituabilité directe entre le travail et le capital (cf. supra). L'effet volume l'emporterait alors sur l'effet substitution. On assisterait à une augmentation de la demande de travail et de capital suite à la réduction des charges sociales. Dans ce cas, la demande inconditionnelle de capital augmente lorsque le coût du travail diminue, et inversement, on dit que *le capital et le travail sont des compléments bruts*.

Dans un contexte de concurrence monopolistique, les entreprises accepteront toutes de réduire leur prix, leurs marges restent insensibles aux chocs de cotisations, et

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

bénéficieront toutes d'un effet-demande ou effet-compétitivité prix qui relancera leur offre de biens et l'emploi de tous les facteurs de production. Pour capter les effets de la modification de la fiscalité du travail sur les prix des biens, l'analyse théorique se focalise donc sur les effets de volume ou de profitabilité. Il s'agit d'effets d'échelle ou effets d'offre qui transitent par l'ajustement du niveau de la production au sein des entreprises face au supplément de demande de biens qui leur est adressé.

L'allégement des charges sociales, par exemple de 1 % du coût du travail, aboutit à une augmentation beaucoup plus importante de l'emploi du fait de l'accroissement de la production (effet volume) induit par l'accroissement de la demande de biens.

D'après tout ce qui précède, on observe deux aspects importants dans l'analyse des effets des cotisations.

D'un côté, la sensibilité de l'emploi à son coût est plus forte en situation de concurrence monopolistique qu'en cas de concurrence pure et parfaite. Cette propriété de l'analyse néoclassique de la fiscalité du travail est essentielle. Elle indique que l'élasticité inconditionnelle est supérieure, en valeur absolue, à l'élasticité conditionnelle du travail : $\left|\eta_L^L\right| \succ \left|\bar{\eta}_L^L\right|$. Cela suppose l'existence d'un effet-compétitivité prix significatif. Notons bien que si les effets de la *substituabilité indirecte* sont quasi nuls alors les ajustements internes mettant en œuvre les mécanismes de substitution entre les facteurs seraient largement suffisants pour rendre compte des effets de la modification des cotisations.

De l'autre côté, il existe une parfaite symétrie de l'analyse des effets des ajustements de cotisations. La hausse produit des effets parfaitement opposés à ceux indiqués en cas de réduction des charges sociales.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.2.3. La question du financement des allégements de charges sociales : quelles conséquences sur l'embauche ?

À production constante : la substituabilité des facteurs au cœur des enjeux.

Le financement d'une réduction des charges sociales par une hausse de la pression fiscale sur le capital fournit un résultat sur l'emploi qui dépendra uniquement de la valeur de l'élasticité de substitution entre capital et travail :

$$\bar{\eta}_L^L + \bar{\eta}_K^L = +(1-\theta)\,\sigma_{KL} + (1-\theta)\sigma_{KL}\frac{\theta}{(1-\theta)} = \sigma_{KL}\ .$$

Notons bien qu'une baisse des cotisations de 1% du coût du travail nécessite une hausse de $\frac{\theta}{(1-\theta)}$ % du coût du capital compte tenu de la stabilité supposée du prix des biens. Cela provoque une baisse du stock de capital comme nous l'indique la formule suivante : $\bar{\eta}_K^K + \bar{\eta}_L^K = -\theta\sigma_{KL}\frac{\theta}{(1-\theta)} - \theta\sigma_{KL} = -\frac{\theta}{(1-\theta)}\sigma_{KL}$.

À production variable : l'annulation de l'effet compétitivité prix et le rôle toujours central de la substituabilité des facteurs.

La supériorité supposée de l'impact-emploi de la réduction des charges sociales en concurrence monopolistique reflète en fait la vertu d'une politique de relance du déficit public. Dès lors que l'équilibre des comptes sociaux est garanti, l'effet d'échelle disparaît. On retrouve en cas de financement par le capital le résultat théorique suivant : *l'ampleur de l'impact sur l'emploi d'une mesure d'allégement de charges sociales en cas de "reprofilage" dépend uniquement du degré de substituabilité entre les facteurs au sein des entreprises*. Ce résultat est vérifié peu importe que l'économie soit caractérisée par une concurrence monopolistique ou une concurrence pure et parfaite. L'égalité suivante en est l'illustration : $\eta_L^L + \eta_K^L = \sigma_{KL}$.

Là aussi, le stock de capital s'en trouve réduit. Comme la demande inconditionnelle de capital à son coût s'exprime comme suit : $\eta_K^K = -\theta\,\sigma_{KL} - (1-\theta)\varepsilon$, alors une hausse du coût du capital de (θ / (1- θ)) %, pour financer l'allégement de charges sociales équivalent à un point du coût du travail, aboutirait à un effet total sur la

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

demande de capital donné par l'expression suivante : $\eta_K^K + \eta_L^K = -\frac{\theta}{(1-\theta)}\sigma_{KL}$.

La coïncidence des résultats obtenus en cas de financement de la réduction des charges sociales par le capital, quel que soit le degré de concurrence retenue, n'est pas surprenante car on constate que la production revient à son niveau initial puisque les prix affectent de manière identique l'usage des facteurs de production. Pour ce qui concerne le coût réel du capital, la hausse initiale de θ %, liée à la baisse des prix, s'accentue avec le financement de la réduction du coût du travail de ($\theta^2/(1-\theta)$% pour au final se situer à hauteur de ($\theta/(1-\theta)$)%. Cette hausse compense exactement la baisse des cotisations d'un point du coût réel du travail, l'économie se situe donc sur la frontière des prix des facteurs (cf. encadré 3).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.3. Le modèle à salaires rigides en cas de facteur travail hétérogène : les leçons de l'incidence parafiscale.

Les résultats théoriques ont jusqu'ici été établis à travers une modélisation où le travail est un facteur homogène. Or, on énumère concrètement trois catégories de facteurs de production distincts : le capital et deux types de salariés, les qualifiés et les non qualifiés. Il existe actuellement un consensus pour distinguer les ouvriers qualifiés et les ouvriers non qualifiés car les conventions collectives les identifient clairement. La tâche se complique un peu plus lorsque l'on veut proposer une partition des employés entre employés qualifiés et employés non qualifiés. Celle-ci renvoie à trois définitions concurrentes celles de Bisault-Destival-Goux (1994), Chardon (2001), et Burnod–Chenu (2001) (cf. chapitre 5).

Pour simplifier nos propos, on distinguera ici grossièrement deux catégories de main d'œuvre, les « moyens et hauts salaires » ou « travail qualifié », et les « bas salaires » ou « travail non qualifié ».

On a choisi d'aborder ici principalement les deux questions suivantes :

Comment transpose-t-on dans les modèles d'équilibre partiel à salaires rigides l'analyse des effets des cotisations du facteur travail homogène au facteur travail hétérogène ? (1.3.1)

La politique d'allégement de charges sociales ciblée sur les bas salaires est-elle vertueuse ? (1.3.2)

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.3.1. L'impact théorique d'une baisse des charges sociales ciblée sur les bas salaires : quels effets sur l'emploi « bas salaires » et « hauts salaires » ?

Le choix de la combinaison optimale de deux facteurs, utilisés pour produire le même bien, se détermine dans la théorie de la demande de travail selon le niveau de leur coût relatif. Ce raisonnement garde toute sa pertinence si on différencie les travailleurs en fonction de leur contenu en capital humain, ici travailleurs « hauts salaires » et travailleurs « bas salaires ».

Il est théoriquement établi que si le rapport du coût du travail « bas salaires » à la productivité marginale de ce facteur est supérieur au coût unitaire du facteur « hauts salaires » alors l'entreprise, pour produire la même quantité de bien, diminue son prix de revient en substituant le travail non qualifié au travail qualifié. En retenant l'hypothèse de la décroissance des productivités marginales, on observe par la suite une baisse du coût de production unitaire du facteur travail « bas salaires » et une augmentation de celui du travail « hauts salaires ». La substitution entre ces deux facteurs ainsi enclenchée s'arrête une fois l'égalité entre leurs coûts de production unitaires est vérifiée. Il découle logiquement de ce qui précède que si on réduit le coût relatif des non qualifiés, par l'intermédiaire d'une baisse des charges sur les bas salaires, alors le coût d'une unité produite grâce à ce facteur devient plus faible. Il est alors légitime de s'attendre théoriquement à un accroissement de la demande « bas salaires » au détriment de celle « hauts salaires ». Selon la propriété principale des demandes conditionnelles l'entreprise utilise, à production constante, d'autant moins un facteur que son coût est élevé. Cette propriété est validée dans le contexte de rendements d'échelle constants et de concurrence monopolistique retenue dans la seconde phase où l'on mobilise les demandes inconditionnelles de facteurs de production. Il devient alors possible de capter l'ensemble des ajustements liés à la baisse des charges sociales en intégrant l'effet de profitabilité ou de compétitivité qui transite par la baisse des prix de vente des biens.

Les deux expressions ci-dessous résument les mécanismes de substitution et d'effet de compétitivité en œuvre :

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

$$\eta_b^b = -(1-\theta')\,\sigma_{hb} - \theta'\varepsilon$$

$$\eta_b^h = \theta'(\sigma_{hb} - \varepsilon).$$

Avec θ' la part de la rémunération des bas salaires dans la masse salariale totale ; σ_{hb} l'élasticité de substitution entre les deux catégories de travailleurs ; ε élasticité-prix de la demande du bien produit.

- La première expression étant toujours négative, l'allégement des charges assises sur les bas salaires est donc favorable à l'emploi de cette catégorie de travailleurs. L'impact positif sur l'emploi bas salaires des allégements de charges sociales ciblés sur cette catégorie de main d'œuvre est donc clairement établi.
- La seconde expression quant à elle ne fournit pas un signe clairement identifiable. Si l'effet de substitution l'emporte sur l'effet volume alors la réduction des charges sociales sur les bas salaires diminue l'emploi des hauts salaires : le mécanisme de substitution des travailleurs non qualifiés aux travailleurs qualifiés serait relativement important. Par contre, si l'effet d'échelle ou de compétitivité domine alors l'emploi des hauts salaires en cas d'allégement de charges sur les bas salaires augmente simultanément avec celui des non qualifiés. Ce résultat souvent qualifié de surprenant est confirmé dans certains travaux empiriques, notamment l'étude quasi-expérimentale de Crépon et Desplatz [2001] qui observent une relative stabilité du taux de marge des entreprises françaises dans une conjoncture économique favorable.

On l'a bien compris, l'analyse de l'incidence des cotisations en cas d'opposition entre le travail et le capital se transpose assez aisément pour le cas de la différenciation du facteur travail en catégories hétérogènes. À ce titre il apparaît qu'en cas de reprofilage, le ciblage des allégements sur le bas de l'échelle des rémunérations pour relancer particulièrement l'emploi non qualifié trouve principalement ses atouts dans l'ampleur des substitutions entre travailleurs non qualifiés et travailleurs qualifiés.

On observe a contrario que l'effet positif sur l'emploi des hauts salaires est encore plus important si la mesure d'allégement n'est pas trop ciblée sur les bas salaires (cas où θ' plus grand). « *Au total, le ciblage sur les plus bas salaires apparaît moins*

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

vertueux lorsque les effets de substitution sont moins importants que les effets volume.» (L'Horty [2001], p. 30).

L'inquiétude que peut susciter de telles remarques est que la réduction des charges sociales trop ciblée risque de provoquer une destruction d'emplois qualifiés pouvant au total réduire l'emploi global en cas de forte substituabilité travail non qualifié et travail qualifié. Cette menace est-elle crédible ?

1.3.2. Le ciblage de la réduction des cotisations sociales sur les bas salaires : quel impact sur l'emploi global ?

Quel est l'impact sur l'emploi global du ciblage bas salaires de l'allégement des charges sociales ?

Soit L_b, le nombre de salariés à bas salaires concernés ;

Δw_b, la réduction du coût du travail induite par la baisse des cotisations ;

B, le budget affecté à la mesure d'exonération.

On obtient alors $-L_b \Delta w_b = B$.

Ce qui revient à admettre que $\frac{\Delta w_b}{w_b} = -\frac{B}{L_b w_b}$ (L'Horty [2000], p. 505).

Plus la mesure financée est ciblée sur les salaires faibles (w_b petit concernant une fraction réduite de la population dite « des bas salaires »), plus la réduction du coût du travail attendue, à budget donné, est importante. À crédits limités, la baisse du coût du travail est en effet d'autant plus forte que la mesure de réduction des charges sociales se concentre sur les salaires les plus faibles (Dares [1997]). On parle d'« effet d'assiette » (CSERC [1996]). De ce point de vue, les allégements de charges ciblés sur les bas salaires semblent plus efficaces en termes de politique de réduction du coût du travail et donc de création d'emplois non qualifiés que les mesures actuelles portant sur les bas et moyens salaires (jusqu'à environ 1,7 SMIC).

Il reste une question de taille à traiter : l'effet positif de la réduction de cotisations ciblée sur l'emploi global est-il pour autant garanti ?

Il s'agit de discuter de l'effet sur l'emploi global si l'effet de substitution, qui affecte positivement l'emploi « bas salaires » et négativement l'emploi « hauts salaires », est plus fort que l'effet volume.

L'effet sur l'emploi global d'une réduction des charges sociales sur les bas salaires

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

se traduit de la manière suivante :

$$\Delta L = B\left[\frac{\sigma_{hb}}{w_b} - \frac{(\sigma_{hb} - \varepsilon)}{w}\right] > 0 \text{ (cf. encadré 4).}$$

Les allégements de charges sur les bas salaires produisent donc un effet nettement positif sur l'emploi global. Cette formule permet en effet de voir que l'impact sur l'emploi global d'une réduction des charges sur les bas salaires est toujours positif même si l'effet de substitution est supérieur à l'effet volume. Bien entendu si ce dernier est plus fort que le premier, l'impact sur l'emploi est encore plus fort.

Il apparaît en outre que les vertus du ciblage ne reposent pas sur le mécanisme de substitution entre travailleurs non qualifiés et travailleurs qualifiés.

Encadré 4

L'impact positif sur l'emploi global de la réduction des charges sociales sur les bas salaires : démonstration.

On évoque souvent l'idée selon laquelle la politique d'allégement des charges sociales produit toujours un effet positif sur l'emploi global, et que cet effet est d'autant plus fort que le ciblage est restreint. On propose de montrer comment cette idée est formalisée.

Soit B : Le budget de financement des allégements de charges sociales sur les bas salaires.

$B = -\Delta w_b L_b$

w_b : Le coût du travail bas salaire.

L_b : Le nombre de salariés bas salaires.

On trouve aisément que :

$$\frac{\Delta w_b}{w_b} = -\frac{B}{(L_b w_b)} \quad (1)$$

L'effet sur l'emploi d'une variation du coût du travail sur les bas salaires :

$\Delta L = \Delta L_h + \Delta L_b$

L_h : Le nombre de travailleurs à hauts salaires.

Le propos ici est simple, il s'agit de remplacer l'accroissement des emplois hauts et bas salaires pour aboutir à une expression plus élaborée.

- $\eta_b^h = \frac{\Delta L_h}{L_h} \times \frac{w_b}{\Delta w_b}$ en reprenant (1) on obtient $\Delta L_h = -\frac{BL_h}{L_b w_b} \times \eta_b^h$, on sait aussi que $\eta_b^h = +(\theta')\sigma_{hb} - \theta'\varepsilon = \theta'(\sigma_{hb} - \varepsilon)$ avec ε l'élasticité-prix de la demande de

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

biens ; θ' la part du coût des bas salaires dans l'ensemble des coûts de production.

$$\Delta L_h = -\frac{BL_h\theta'(\sigma_{hb} - \varepsilon)}{L_b w_b} \quad (2).$$

- De même $\eta_b^b = -(1-\theta')\sigma_{hb} - \theta'\varepsilon$ et que $\eta_b^b = \frac{\Delta L_b}{L_b} \times \frac{w_b}{\Delta w_b}$ donc $\Delta L_b = -\frac{BL_b}{L_b w_b} \times \eta_b^b =$

$$\left[-\frac{B}{w_b}[-(1-\theta')\sigma_{hb} - \theta'\varepsilon]\right].$$

On peut déduire de tout ce qui précède la formule suivante concernant l'impact emploi d'une baisse du coût du travail sur les bas salaires :

$$\Delta L = \left[-\frac{BL_h\theta'(\sigma_{hb} - \varepsilon)}{L_b w_b}\right] + \left[-\frac{B}{w_b}[-(1-\theta')\sigma_{hb} - \theta'\varepsilon]\right]$$

$$\Delta L = B\left[\frac{-L_h\theta'(\sigma_{hb} - \varepsilon)}{L_b w_b} + \frac{\sigma_{hb}}{w_b} - \frac{\theta'(\sigma_{hb} - \varepsilon)}{w_b}\right]$$

$$\Delta L = B\left[\frac{\sigma_{hb}}{w_b} - \frac{\left(\theta'(\sigma_{hb} - \varepsilon)(L_h + L_b)\right)}{L_b w_b}\right].$$

On peut encore simplifier cette expression étant donné que w (coût moyen du travail) correspond à $w = \frac{L_b . w_b}{(L_h + L_b)} + \frac{L_h \cdot w_h}{(L_h + L_b)}$ et que $\theta' = \frac{L_b w_b}{(L_b w_b + L_h w_h)}$.

Donc $w = \frac{L_b w_b}{(L_h + L_b)\theta'}$.

$$\Delta L = B\left[\frac{\sigma_{hb}}{w_b} - \frac{(\sigma_{hb} - \varepsilon)}{w}\right] > 0 \text{ (CQFD).}$$

Cette formule, indiquée dans l'article de Yannick L'Horty [2001], permet de constater que quel que soit l'écart entre l'effet volume et l'effet substitution, l'impact sur l'emploi global d'une réduction de charges sur les bas salaires est toujours positif. Par ailleurs, on constate qu'il existe un « effet d'assiette » qui rend toujours le ciblage plus vertueux. En effet plus w_b est faible, plus on améliore la situation de l'emploi.

En fait le contenu de toutes les considérations théoriques élaborées à partir du modèle d'incidence à salaire rigide « *repose sur les propriétés de la demande de*

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

travail et est d'une portée très générale : il ne dépend ni de la structure de marché, ni de la technologie utilisée, ni du nombre de facteurs, ni de la nature des rendements d'échelle. » (L'Horty [2000], p. 503).

2. Les effets de l'ajustement des cotisations-taxes dans un contexte de flexibilité *ex ante* des salaires aux chocs de cotisations : l'hypothèse de la translation régressive des employeurs.

La relation cotisations-coût du travail et emploi est abordée dans les modèles concurrentiel d'équilibre partiel suivant une démarche théorique totalement différente de celle retenue dans le modèle précédent de concurrence pure et parfaite sur le marché du travail. Ce clivage repose sur deux éléments intimement liés : le mode de fonctionnement du marché du travail retenu rejette l'hypothèse des agents preneurs de prix, ici ils sont price-makers ; le rôle que joue le statut accordé aux cotisations-taxes par les salariés n'est plus neutre sur leurs décisions d'offre de travail et de formation de leurs salaires de réservation.

C'est l'hypothèse de la complémentarité entre les cotisations et les salaires nets qui sera retenue du point de vue des salariés. Le lien négatif entre l'offre de travail et les cotisations, que cette hypothèse suggère, découle de la conjecture d'après laquelle les salariés considèrent les cotisations comme des taxes contre lesquelles ils cherchent à se couvrir en exigeant un salaire plus élevé pour une quantité de travail moins importante. L'argument mis en avant est que les cotisations contribuent au financement des prestations sociales perçues comme un acquis social quasi-immuable et destiné à tous les Français. Ce qui relève le salaire de réserve et la demande d'oisiveté des ménages. L'effet de substitution, négatif ici pour le travail et positif pour le loisir dont le prix relatif diminue avec la taxation du travail, l'emporte sur l'effet revenu, positif ici pour le travail car le salarié offrirait plus de travail pour maintenir son pouvoir d'achat et donc négatif pour le loisir.

L'entreprise n'est plus confrontée à une courbe d'offre de travail dont l'élasticité au salaire est infinie. Une courbe d'offre de travail horizontale (salaire rigide) ne se vérifie qu'en situation de concurrence parfaite (Dickens, Machin, Manning (1994)).

Les effets ultimes sur les salaires des ajustements de cotisations résultent du libre

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

jeu de l'offre et de la demande de travail fondé sur les hypothèses traditionnelles de la concurrence (information parfaite, rapports de force équivalents entre agents rationnels).

En adoptant de telles hypothèses, les effets des ajustements de cotisations sur les salaires et l'emploi s'en trouvent-ils modifiés ?

Quelle est la principale leçon en matière d'incidence des cotisations-taxes issue du cadre d'analyse théorique à salaire flexible ? (2.1)

Quid de l'effet Laffer des cotisations-taxes ? (2.2)

Quid de la distinction entre les cotisations salariales et les cotisations patronales en termes d'incidence ? (2.3)

2.1. Les effets des ajustements des cotisations-taxes sur les salaires et l'emploi : de l'introduction graphique à la formalisation théorique.

On introduit d'abord graphiquement l'analyse de l'incidence de l'ajustement des cotisations sur le salaire, le coût du travail et l'emploi (2.1.1) avant de procéder à la formalisation de la leçon théorique qui en découle (2.1.2).

2.1.1. Introduction graphique classique.

Le statut de la cotisation obligatoire est celui d'une taxe assise sur les salaires dans un cadre concurrentiel où la sensibilité de l'offre et de la demande sont "classiques".

L'offre de travail composée est exprimée ici en fonction du coût du travail à l'instar de la demande de travail.

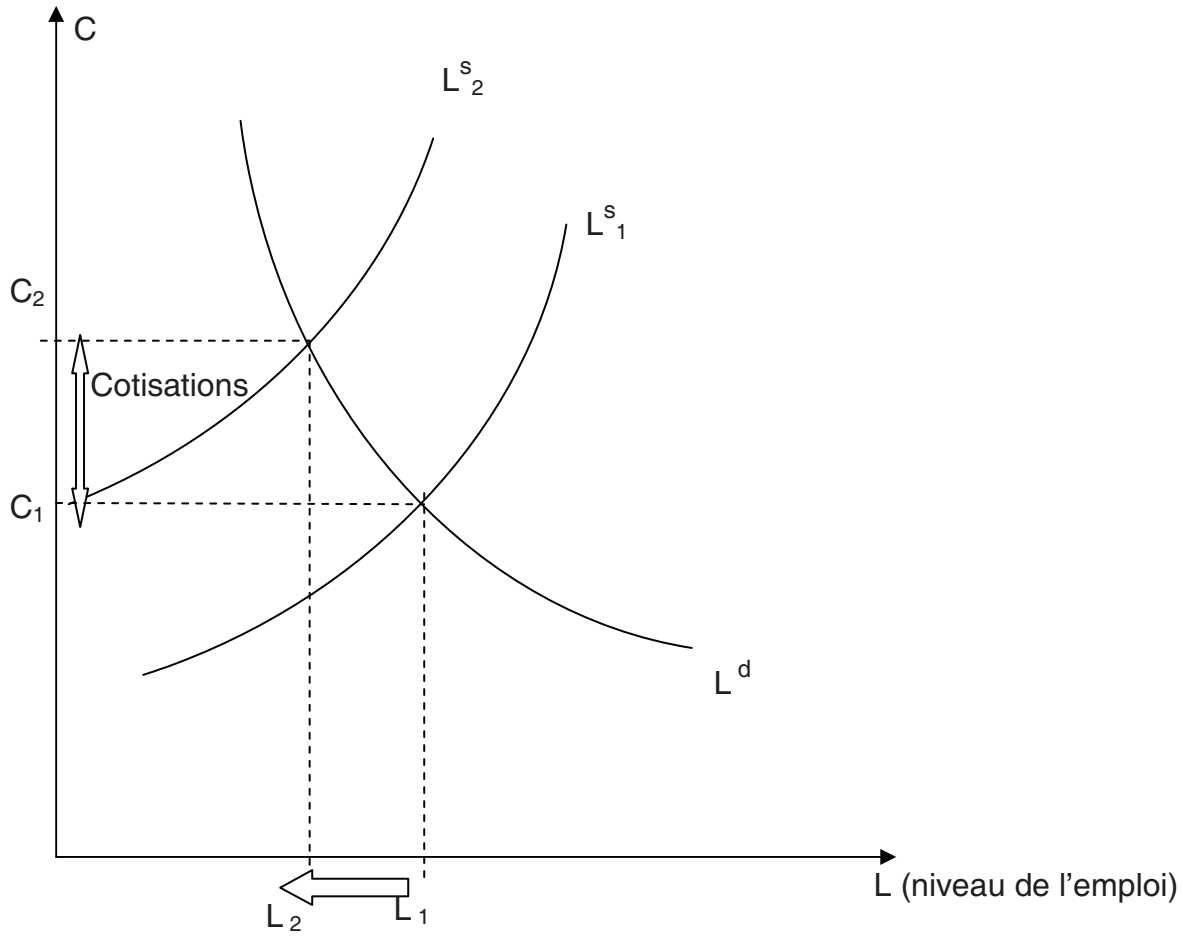
L'introduction des cotisations entraîne un déplacement de la courbe d'offre de travail vers le haut (pour la quantité de travail offerte à l'équilibre initial, les salariés réclament un salaire de réservation plus élevé pour compenser les cotisations) et vers la gauche (les prélèvements rendent le travail moins attractif pour le salaire d'équilibre initial les salariés désirent travailler moins). On suppose que l'ajustement des cotisations ne provoque pas de manière exclusive le déplacement de la courbe d'offre de travail concurrentielle car les entreprises non satisfaites ne resteront pas sans réaction. On considère que l'accroissement des cotisations n'altère pas la productivité (marginale) du travail mais il modifie la valeur d'équilibre du coût salarial

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

unitaire car les charges renchérissent le coût salarial total. Ce qui entraîne un déplacement de la courbe de demande de travail vers le bas (pour la quantité de travail offerte après prélèvements sur le salaire, les entreprises proposeront un salaire net moins élevé pour compenser l'accroissement du coût salarial) et la gauche (la quantité demandée de travail diminue). Il s'agit de l'hypothèse de la *Translation parafiscale arrière ou régressive*. L'effet *in fine* nul des chocs de cotisations sur le salaire net est observé. La représentation graphique simplifiée retenue ici est celle qui est souvent proposée (cf. Bichot [1992]).

Figure 3

Les effets ultimes de l'introduction de cotisations-taxes dans un marché du travail flexible.



Lecture : L^s et L^d représentent respectivement l'offre et la demande de travail. Le coût du travail et le salaire net notés respectivement C et w. La situation 1 correspond à celle prévalant avant

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

l'introduction des cotisations. La situation 2 marque la nouvelle situation d'équilibre après le choc positif de cotisations.[10]

On retrouve l'idée fréquemment avancée selon laquelle le mode de financement de la protection sociale en France, essentiellement assuré par des prélèvements assis sur les salaires, conduit *in fine* à une absence de flexibilité des salaires réels. D'où la répercussion intégrale des cotisations sur le coût du travail qui entraîne une baisse du nombre d'heures de travail effectives dans l'économie. On retrouve la thèse de l'incidence parafiscale intégrale des cotisations. Les cotisations sont des ''tueuses'' d'emplois (cf. Jean Baptiste Desquilbet (1999))[11]. À l'opposé, la baisse des charges sociales assises sur les salaires fouetterait l'emploi.

2.1.2. Les conséquences des ajustements de cotisations-taxes : le lien négatif entre le taux de cotisations et l'emploi.

Dans le cadre de l'analyse d'incidence des cotisations, il apparaît qu'une variation des cotisations n'a en définitive aucune incidence sur les salaires. Tout se répercute sur le coût du travail. Une hausse des cotisations entraîne une baisse de l'emploi. Et qu'à l'inverse, la baisse des cotisations favorise l'emploi. *On observe que la thèse de l'incidence parafiscale intégrale est vérifiée lorsque les cotisations sont définies comme des taxes*.

Le propos est de déterminer l'incidence d'une modification du taux de cotisation sur l'offre et la demande de travail, et partant sur l'emploi d'équilibre[12]. On propose à cet effet la maquette analytique suivante.

[10]On écarte l'éventualité d'un déplacement simultané des deux courbes de demande et d'offre de travail car devant un tel scénario, il est difficile de déterminer le sens croissant ou décroissant du lien entre les cotisations, le coût du travail et l'emploi.

[11] Cf. Jean Baptiste Desquilbet (1999), Économie du travail, http://E : /Économie/ travail.htm.

[12] Signalons pour éviter toute ambiguïté que les développements qui vont suivre s'inspirent de différents manuels d'économie tels que ceux de Pierre Picard et al. [1991] et de Muriel Maillefert [2001]. Mais notons que ces manuels, à l'instar de la quasi-totalité des manuels d'économie du travail à notre connaissance, n'abordent pas la question de l'incidence fiscale des cotisations.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

- Le ménage représentatif maximise son utilité sous contrainte du budget :

$$\text{Max } U(c, l) = a\,c + b\,l^{\beta}$$

$$\text{Sous contrainte } p\,c = w\,(1-t)\,(T-l) + R = w\,(1-t)\,L + R$$

c : le bien représentant le panier de consommation ;

l : le bien particulier représentant le loisir ;

p : le prix du panier de biens de consommation ;

w : la rémunération salariale nominale brute ;

t : le taux de cotisation mesurant la proportion de la rémunération brute directement prélevée ($0< t <1$) ;

T : le temps total disponible ;

R : le revenu non salarial ;

L : le temps affecté au travail ;

a et b paramètres de dimension positifs ;

β paramètre d'intensité compris entre zéro et l'unité.

La fonction de préférence retenue ici n'est pas celle qui est habituellement utilisée dans les manuels de microéconomie. L'utilité totale est croissante avec chacun des arguments mais l'utilité marginale, souvent décroissante (cas ici avec le loisir), est constante par rapport à la consommation. Cette spécification écarte l'hypothèse traditionnelle de substituabilité entre les arguments de la fonction d'utilité[13]. On aurait pu retrouver aussi aisément le lien négatif entre offre de travail et cotisations, si on avait retenu les spécifications traditionnelles (cas des fonctions d'utilité de type Cobb -Douglas ou CES -Constant Elasticity of Substitution-) mais il aurait été beaucoup plus délicat de confirmer certaines intuitions théoriques, notamment la fameuse courbe en cloche de Laffer (cf. infra).

On retrouve sans grande difficulté, la condition d'optimalité du choix du ménage : rapport des utilités marginales est égal au rapport des prix[14]. On obtient l'égalité

[13] La spécification des goûts du ménage retenue ici est celle proposée dans le manuel d'exercices de microéconomie de Pierre Picard et al. [1991], reprise par Muriel Maillefert [2001] (cf. p.104). Avec une telle spécification de la fonction d'utilité, le ménage n'est pas demandeur de tous les biens (arguments de sa fonction d'utilité). Il parvient à obtenir un certain degré de satisfaction même si la demande d'un des biens est nulle. Des solutions en coin peuvent subsister mais cela aura le mérite de soulever l'existence éventuelle de bien « superflu ». Autrement dit, le ménage ne demandera pas toujours tous les biens dans les mêmes proportions lorsque son revenu augmente.

[14] Ce résultat est la solution d'un programme de maximisation d'une fonction d'utilité contrainte. Il est

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

suivante : $\frac{a}{\beta b l^{\beta-1}} = \frac{p}{w(1-t)}$.

La demande de loisirs à l'équilibre s'exprime comme suit : $l^{-} = \left[\frac{aw(1-t)}{p\beta b}\right]^{\frac{1}{(\beta-1)}}$. On en déduit l'offre de travail d'équilibre :

$$L^{+} = T - l^{-} = T - \frac{1}{\left[\frac{aw(1-t)}{pb\beta}\right]^{\frac{1}{(1-\beta)}}}, \text{ avec } 0<\beta<1.$$

L'offre de travail, perçue ici comme un « résidu », est une fonction croissante du salaire réel (w/p) mais décroissante du taux de cotisation. Celle-ci est perçue comme une taxe par les salariés.

- L'entreprise représentative exprime son choix sur le marché du travail à travers le programme de maximisation suivant :

Max $\pi = p\,Q - w\,(1+t)\,L$

Sous contrainte de la fonction de production

$Q = Q(L) = (k\,L)^{\gamma}$

La condition d'optimalité indique que l'entreprise rémunère le travail à sa productivité marginale. Cela équivaut à l'égalité ci-jointe : $k^{\gamma} p\gamma (L)^{\gamma-1} = w(1+t)$.

Il vient par la suite que la demande optimale de travail donne l'expression ci-dessous :

$$L^{-} = \left(\gamma k^{\gamma} \frac{1}{\frac{w(1+t)}{p}}\right)^{1/(1-\gamma)}, \text{ avec } k>0 \text{ et } 0<\gamma<1.$$

La demande de travail est une fonction décroissante du coût réel du travail et des cotisations.

- À l'équilibre concurrentiel, l'offre et la demande de travail coïncident. Ce qui donne

obtenu grâce à la méthode du Lagrangien.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

l'égalité suivante : $L = \left(\gamma k^{\gamma} \dfrac{1}{\dfrac{w(1+t)}{p}} \right)^{1/(1-\gamma)} = T - \left(\dfrac{pb\beta}{aw(1-t)} \right)^{1/(1-\beta)}$.

On détermine le salaire réel net d'équilibre puis on procède à quelques simplifications qui donnent l'expression qui lie le niveau de l'emploi au taux de cotisation :

$$L^* = \left(\frac{T}{\left(\frac{b}{ak^{\gamma}} \frac{(1+t)}{(1-t)} \right)^{1/(1-\gamma)} + 1} \right).$$

On constate que l'accroissement du taux de cotisation conduit à une réduction de l'emploi. Par contre, la baisse des cotisations fouette l'emploi. On retrouve la thèse libérale de l'incidence parafiscale intégrale.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2.2. Quid de la fameuse courbe en cloche de Laffer en matière d'incidence parafiscale ?

Le raisonnement de départ pour illustrer l'effet Laffer est très simple : si le taux de cotisation est nul ou s'il est égal à 100 %, les prélèvements seraient évidemment nuls alors Il existe un taux de cotisation optimal, compris entre 0 et 1, au-delà duquel le montant des cotisations-impôts diminue[15].

Pour retrouver la courbe en cloche de Laffer, il faut d'abord poser l'équation qui détermine les cotisations. Avant de remplacer l'emploi d'équilibre par sa valeur après ajustement des cotisations pour un niveau de salaire réel donné.

L'équation des cotisations, exprimées ici en milliards d'euros, est notée comme suit : COT = t (w/p) L*.

On va tenter d'illustrer l'incidence de la modification du taux de cotisation sur l'emploi d'équilibre à partir d'un "*cas imaginaire*". Pour simplifier on avance par exemple que w/p = 1, T= 20 ; a = 2 ; b = 2 ; β= γ = 1/ 2, k = 1. L'emploi d'équilibre donne l'expression ci-dessous :

$$L^* = \frac{20}{\left[1+\left[\frac{(1+t)}{(1-t)}\right]^2\right]}.$$

Les cotisations prélevées à la source donnent ceci :

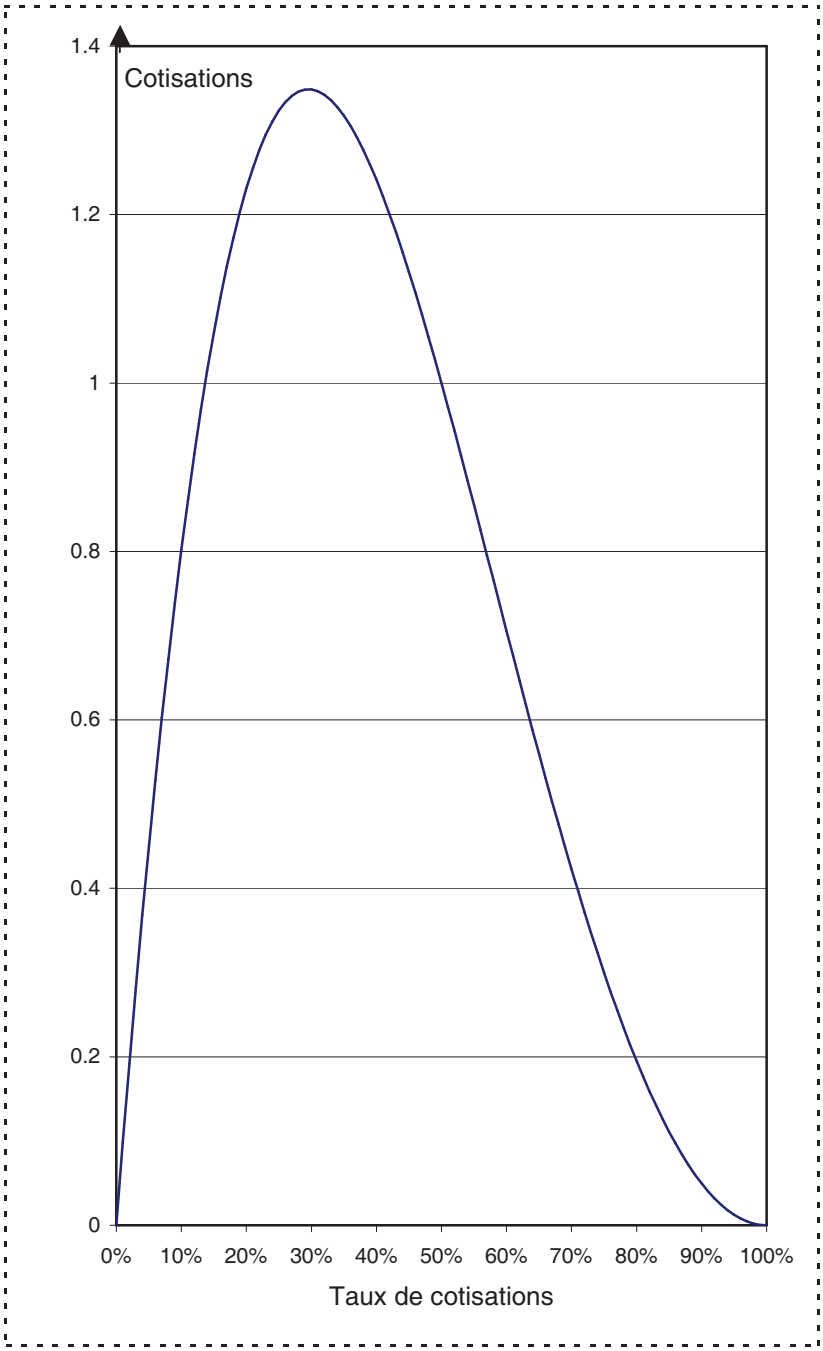
$$COT = \frac{20 * t}{\left[1+\left[\frac{(1+t)}{(1-t)}\right]^2\right]}.$$

[15]La courbe de l'économiste américain Arthur Laffer a relancé le débat de la fiscalité à la fin des années soixante-dix. Elle véhicule l'idée que « *trop d'impôt tue l'impôt* ».

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Figure 4

L'illustration théorique de l'effet Laffer des cotisations-taxes.



Les cotisations atteignent ici leur maximum pour un niveau du taux de prélèvement égal à 30 %. Si on se situe dans la partie décroissante de la courbe, c'est-à-dire à droite du montant optimal de cotisations, on constate qu'une augmentation du taux de prélèvement est peu recommandable. Il faudrait plutôt réduire le taux de

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

prélèvement pour améliorer les comptes sociaux. Telle est la leçon libérale en matière de fiscalité qui véhicule l'idée que la réduction du taux de pression socio-fiscale peut générer paradoxalement plus de ressources sociales.

2.3. Autre leçon en matière d'incidence parafiscale : le rejet de la distinction classique cotisations patronales versus cotisations salariales (le théorème d'invariance de l'incidence des cotisations de Milton Friedman).

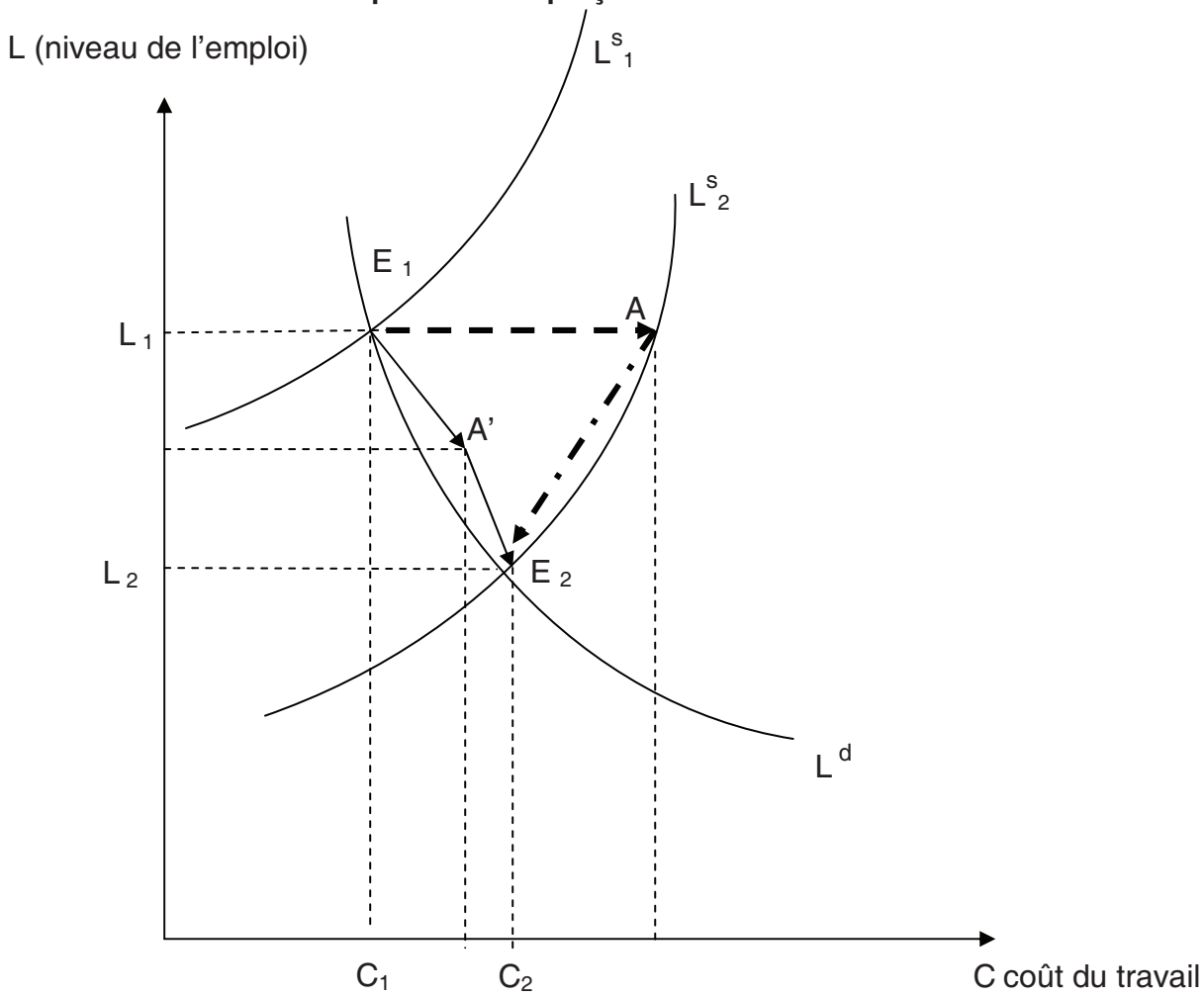
Les raisonnements reposant sur le dogme du paritarisme justifient la différenciation des cotisations salariés et celles dites employeurs. La raison avancée est que les représentants des salariés et ceux des employeurs font, en cas de hausse des cotisations-taxes, du lobbying auprès des pouvoirs publics pour infléchir leurs décisions dans le sens des cotisations patronales (syndicats) ou des cotisations salariales (patronat). Pour *Milton Friedman* les contributions sociales ne nuiraient pas à la compétitivité des employeurs, qui s'en plaignent à tort, mais seraient payées par les salariés qui en supporteraient la charge. Peu importe le vocable utilisé pour désigner les cotisations-taxes versées aux organismes de recouvrement, quel que soit le format des fiches de paie, quelle que soit la répartition des charges entre parts ouvrière et patronale, l'incidence finale des cotisations, à pression sociale constante, resterait toujours la même. Cette règle d'innocuité, découlant d'une démarche de statique comparative, est-elle valable suivant une démarche dynamique qui intègre mieux les ajustements à moyen terme liées aux changements institutionnels ?

La figure suivante capte les effets transitoires de la modification du coin social mais confirme cependant théoriquement le théorème de l'invariance de l'incidence des cotisations salariales et employeurs.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Figure 5

Les ajustements en œuvre en cas de hausse des cotisations salariales ou patronales : la mise en évidence de l'équivalence de ces deux types de cotisations lorsqu'elles sont perçues comme des taxes.



Lecture : L^s et L^d représentent respectivement l'offre et la demande de travail. La situation 1 correspond à celle prévalant avant l'introduction des cotisations. La situation 2 retrace le cas final. **A est le point de transition pour les cotisations patronales. A' est celui des cotisations salariales.**

Comment passe-t-on du point d'équilibre initial E_1 à l'équilibre final E_2 lorsque l'État augmente les cotisations salariales ou patronales pour équilibrer les comptes sociaux ?

Rappelons que nous retenons ici l'hypothèse d'une perception nulle des cotisations (sans effet sur le salaire net des salariés) et suivant la démarche traditionnelle non séquentielle d'analyse des répercussions des ajustements de cotisations.

- Au lendemain de la hausse des cotisations salariales, les salariés sont moins

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

satisfaits car la part du salaire net dans le brut chute. À ce niveau de rémunération relativement plus faible que la veille, certains salariés préfèrent ne plus travailler alors que les autres admettent la réduction de leur satisfaction car l'écart de leur salaire effectif et du salaire de réservation s'est amoindri. On s'achemine vers le point transitoire A' (cf. figure précédente). Les répercussions se manifestent différemment entre démissions en cascade ; diminution des candidatures aux postes à pouvoir ; revendications salariales individuelles ou collectives ; baisse de la motivation et de l'envie des salariés occupés. Les employeurs tenteront en augmentant les salaires de stimuler le zèle des salariés (Yellen 1984) ou de limiter le taux de rotation de la main d'œuvre. Mais au bout de quelques mois, les employeurs verront leur niveau de rentabilité se dégrader. Une seconde séquence s'enclenche avec la dégradation de la situation qui passe de A' à E_2 (cf. Bichot [1992]).

- Le passage de E_1 à E2 s'effectue de manière totalement différente en cas de changement du taux de cotisations patronales. Au lendemain de la hausse des cotisations patronales, à salaire net donné, le coût du travail augmente pour un niveau de l'emploi inchangé. L'équilibre passe de E_1 à A. les employeurs insatisfaits de cette situation vont réagir. Ils peuvent augmenter les prix de vente de leurs produits (**Translation progressive ou en avant**), ce qui leur permet de récupérer en partie ce que les salariés ont gagné en valeur nominale. Cette option installe cependant une spirale inflationniste en cas de réaction des employés. L'autre option des employeurs, la moins risquée et la plus crédible, est celle de la négociation de hausses moindres du coût du travail en faisant accepter au syndicat le freinage du rythme de croissance des salaires pour une destruction moins importante d'emplois (licenciements et refus d'embauche). Cela permettra de passer de A à E_2.

L'une des **limites de l'approche en termes d'équilibre** partiel, et qu'elle ne propose pas une vision synthétique où les multiples ajustements macroéconomiques sont mis en jeu. Tel est l'intérêt des modèles d'équilibre général qui ont été construits.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Chapitre 2

Les effets de l'ajustement des cotisations dans les modèles d'équilibre général : quel(s) lien(s) cotisations- coût du travail- emploi ?

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

La controverse autour de l'incidence macroéconomique des cotisations est un débat très ancien qui reste toujours d'actualité. Le propos ici est l'étude des effets de la fiscalité du travail à l'échelle macroéconomique suivant de différents cadres théoriques. Dans le sillage du développement de l'économétrie, les économistes se sont souvent attelés à proposer des comportements théoriques économétriquement observables pour donner plus de crédibilité scientifique à leurs discours. Les modèles macroéconométriques sont ainsi perçus comme les outils scientifiques les plus aptes à fournir une vision synthétique cohérente des multiples ajustements macroéconomiques en jeu en cas de choc de cotisations. Ils ont donné lieu à deux catégories de modèles d'incidence macroéconomiques.

D'une part, les modèles macroéconométriques traditionnels dont le cadre théorique retrace une économie dite ''keynésienne'' à court terme et ''classique'' à long terme. D'autre part, les modèles macroéconométriques de demande de travail qui ont recours à la démarche de l'entreprise représentative pour contourner le faible contenu en information des données macroéconomiques issues des comptes nationaux, sans nécessairement abandonner les tests économétriques traditionnels. Mais il se trouve que certains comportements théoriques liés aux effets de la fiscalité du travail, bien présents dans l'approche purement néoclassique, n'apparaissent pas dans le contenu théorique de ces deux modèles macroéconométriques. D'où la nécessité d'aborder la question de l'impact des cotisations dans le cadre du modèle d'équilibre général néoclassique.

Dans ce chapitre, nous consulterons donc successivement :

- les modèles macro-économétriques à l'« ancienne », issus de la modélisation traditionnelle de l'équilibre macroéconomique "keynésien", dont le cadre théorique a été progressivement amendé. Les effets sur l'emploi d'une modification du coin socio-fiscal dans ces modèles s'avèrent différents selon L'horizon temporel retenu (1) ;
- les modèles macro-économétriques de demande de travail qui donnent des fondements microéconomiques encore plus solides aux ajustements de l'emploi en cas de chocs de cotisations grâce à la démarche de l'entreprise représentative (2) ;
- la maquette d'incidence néoclassique en termes d'équilibre général,

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

originellement construite par Atkinson et Stiglitz (1980), dans laquelle la modification de la fiscalité du travail affecte la rémunération nette de tous les facteurs de production via les comportements d'offre agrégée de travail et de capital, et les choix de combinaisons productives (3).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1. Le(s) lien(s) entre le coin socio-fiscal et l'emploi dans les modèles macroéconomiques traditionnels.

Notre démarche ici consiste à décliner dans un premier temps les principaux traits de des modèles macroéconomiques traditionnels, avant de nous intéresser dans un second temps à ce que l'on peut en tirer pour l'analyse des effets de la variation des cotisations. Cette rhétorique nous permet de revisiter ces modèles d'équilibre général avant de mettre en lumière les leçons d'incidence parafiscale qui en découlent.

Les modèles macroéconomiques traditionnels français ont été construits par « strates successives ». Ils comportent grosso modo deux blocs totalement différents[16].

Le premier bloc décrit une équation d'emploi reflétant les enchaînements conjoncturels dans une économie de sous-emploi où les « *ajustements se font par les quantités* ». Il s'agit des modèles macro-économétriques usuels qui découlent d'une interprétation dite « *pragmatique de la rupture keynésienne* »[17].

Le second bloc relate la dynamique de la formation des salaires dans le long terme classique. Il traduit le fonctionnement d'une économie où « *les ajustements se font par les prix et les quantités* ».

À travers les modèles macroéconomiques, on tente de formaliser une économie de sous emploi, « keynésienne » à courte période et «classique » à long terme. La qualité de leur contenu théorique et la clarté de leur démarche en font encore aujourd'hui des outils de lecture des effets macroéconomiques de la fiscalité du travail pertinents.

Le propos ici est d'étudier d'une part les effets conjoncturels de l'ajustement des

[16] Il existe un troisième bloc qui porte sur la sphère financière. Ce dernier bloc est peu présent dans les modèles macroéconomiques français car on fait souvent prévaloir l'idée que les ajustements de la sphère financière sont bien inscrits dans la sphère dite réelle via le rôle du taux d'intérêt sur la demande et l'offre globales.

[17] La démarche pragmatique est l'œuvre des économistes fidèles à la première lecture de la *Théorie Générale* dont l'article fondateur est celui de John Hicks (« Mr Keynes and the classics. A suggested interprÉtation. », 5 february 1937, *Econometrica*). Cet article donnera naissance au modèle IS-LM, assimilable à l'approche offre et demande agrégées, dont l'avantage principal est « *de mettre simplement en évidence les hypothèses sur lesquelles reposent les conclusions keynésiennes* ».

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

cotisations dans un contexte d'équilibre général à prix fixes (1.1)[18] ; et d'analyser d'autre part les effets permanents des chocs de cotisations dans un contexte où l'économie peut converger vers un chômage d'équilibre (1.2).

En dernier lieu, on proposera un récapitulatif des leçons en matière d'incidence parafiscale retenues et une lecture critique de la cohérence d'ensemble des modèles macroéconomiques traditionnels d'incidence parafiscale (1.3).

[18] Une telle hypothèse rappelle la théorie du déséquilibre ou théorie de l'équilibre général à prix fixes (Benassy 1975, Malinvaud 1977). Ces tenants prônaient un cadre de tâtonnement non walrassien où les rationnements sur le marché des biens se répercutent sur celui du travail qui peut durablement être en situation de sous-emploi. Les ajustements se font par les quantités et les prix d'échange rigides ne sont pas des prix d'équilibre. Selon cette approche, il existerait trois configurations d'équilibre dans une économie: le chômage keynésien (contrainte de débouchés) ; le chômage classique (pénurie de capital physique, contrainte de rentabilité) ; l'inflation contenue (pénurie de main d'œuvre, débouchés satisfaisants).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1. Les effets conjoncturels de l'ajustement des cotisations sur l'emploi : un « lien de système » dans une optique de demande effective.

Pour décrire clairement les mécanismes économiques en jeu en cas de choc de cotisations, on montrera d'abord comment la question de l'impact des cotisations est abordée dans les modèles macroéconométriques d'incidence parafiscale (1.1.1) avant d'aborder les leçons qu'ils véhiculent et les critiques qui leur sont adressées (1.1.2).

1.1.1. Des hypothèses de base à la formalisation de l'équation d'emploi.

Le cadre théorique : une économie dite "keynésienne"

Les travailleurs sont rationnés car il subsiste un excès de l'offre de travail à l'équilibre. Le salaire d'équilibre rigide à la baisse n'est pas figé et est suffisamment flexible à la hausse pour résorber tout excès de la demande de travail[19]. Ces propos-là montrent que l'économie qui est décrite ici est une « économie de marché » où peut durablement exister un chômage involontaire de masse lié à une insuffisance de la demande. La notion de chômage involontaire est un « *concept délicat mais indispensable dans l'analyse du lien salaire emploi et par extension de l'éclairage des politiques économiques de lutte contre le chômage* » (Boyer [1999], p. 108). Ce concept s'oppose à celui de chômage volontaire de la théorie du job search (salaire de réservation supérieur au salaire de marché). Le marché du travail et celui des biens ne s'inscrivent pas dans une dynamique de concurrence walrassienne. Les ajustements conjoncturels se font *a priori* par les quantités dans un contexte de quasi-complémentarité des facteurs à l'échelle macroéconomique. On retrouve tous les ingrédients d'une économie de concurrence imparfaite où l'on rejette la célèbre

[19] Pour justifier que la rigidité nominale est une « hypothèse fondamentale » de la théorie Keynésienne, les keynésiens rappellent souvent les propos suivants de Keynes (1883-1946) : « *alors que la main-d'œuvre résiste ordinairement à la baisse des salaires nominaux, il n'est pas dans ses habitudes de réduire son travail à chaque hausse des prix des biens de consommation ouvrière* » (1936), p. 34). D'ailleurs, Blinder (1998) dans « the fall and the rise of keynesian Economics » notait que « *les modèles keynésiens en général soit supposent soit essaient de justifier des rigidités nominales* » (op. cit. in Laurent T et Zadjela H. [1999]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

loi des débouchés de Say selon laquelle « *toute production supplémentaire crée sa propre demande* ».

Encadré 5

Le lien cotisations- coût du travail- emploi en économie fermée : les arguments théoriques d'une telle option.

Les raisonnements théoriques en matière d'incidence des cotisations s'inscrivent souvent dans le cadre de l'économie nationale. Les économistes en général s'accordent pour dire que les ajustements internes sont nettement supérieurs à ceux attendus en termes de compétitivité-prix extérieure (cf. Gautié [1998] ; Cahuc et Zylberberg [1996]).

Quels sont les fondements d'une telle conviction théorique ?

Selon la théorie économique pure si certaines conditions sont remplies (concurrence, mobilité des biens, des services, etc.) alors « l*es taux de change s'établissent à un niveau tel que les prix moyens des biens s'égalisent, que les coûts unitaires de l'heure de travail s'égalisent, et que les échanges extérieurs sont en équilibre.* » (Didier M. [1995], p. 19). Le classement des coûts horaires convertis en monnaie courante commune qui en découle reflète celui des productivités horaires du travail. L'inégalité des niveaux de coûts horaires entre pays est donc logique et ne représente pas en soi ni une anomalie ni un handicap. Le pays le plus productif a naturellement et sans pour autant en souffrir le niveau de vie le plus élevé et le coût salarial horaire le plus élevé.

Même si les taux de change s'écartent durablement de leur niveau d'équilibre, un coût du travail élevé constitue une source d'handicap à la compétitivité qu'à court terme. Il est vrai que durant ce laps de temps, un pays relativement peu productif qui subit un choc positif de cotisations important devient moins compétitif et perd en conséquence des parts de marché et des emplois. Mais un pays développé dont le niveau de productivité et de compétitivité est relativement élevé peut absorber à court terme ce choc de coût sans déprimer son niveau d'emploi comparativement aux autres pays. On avance souvent à ce propos que la concurrence internationale obligerait l'économie nationale en cas de hausse relative du coût salarial « *à une spécialisation précoce centrée sur les biens nécessitant une productivité élevée, moins facilement concurrencés par les pays du Sud.*» (Cahuc et Zylberberg [1996]). D'où cette tendance à la stabilisation du coût salarial unitaire dans les pays développés.

En définitive, comparer les niveaux de coût horaire salarial des pays, à structures productives différentes, ne permet pas de conclure de manière décisive sur les performances ou les handicaps en matière de compétitivité et d'emploi. Une telle comparaison est cependant significative, même entre pays développés, en cas de chocs rapides et brutaux des taux de change handicapant le pays dont la monnaie s'apprécie

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

brutalement car aucun effort de productivité et de compétitivité ne peut à court terme les compenser (Didier M. [1995], p. 24).

Le mode d'ajustement partiel de l'emploi

L'emploi désiré à court terme correspond à la quantité de travail nécessaire pour satisfaire le niveau de la demande globale. Dans le cadre de l'équilibre en volume du modèle, toutes les composantes de la demande (consommation privée et publique, investissement, variation des stocks, exportations) sont modélisées à l'aide d'équations de comportement de type keynésien et d'équations comptables. L'accroissement de l'emploi effectif est dérivé du modèle d'ajustement partiel de l'emploi à moyen terme. L'effet sur l'emploi d'un choc de demande ne se manifesterait que progressivement.

La première explication du mode de détermination de l'emploi dans les entreprises est de supposer qu'à court terme le niveau de la productivité du travail est fixé par les conditions technologiques de production existantes. Ainsi, le niveau de l'emploi est fonction du volume de la production. À moyen et long terme, la technique de production se renouvelle et évolue de telle manière que seule la croissance de la productivité qui en découle indiquerait le taux de fléchissement de l'emploi. Mais une telle conception théorique n'est pas totalement satisfaisante car la productivité ne varie pas seulement par le biais de la modification des techniques de production[20]. Il s'avère en effet que la productivité est également sensible aux fluctuations conjoncturelles. Il existerait alors des mécanismes de compensation entre la croissance économique et la productivité de telle manière que les ajustements de l'emploi traditionnellement attendus ne sont pas avérés. Le cycle de la productivité aurait donc pour effet d'amortir les fluctuations de l'emploi. Pour expliquer ce phénomène de nombreux économistes dont Cohen-Skalli et Laskar (1980)[21], dans le

[20] Cette lecture traditionnelle du cycle de la productivité a donné naissance à deux interprétations de l'évolution de l'emploi controversées : - à court terme, "seule la croissance économique tire l'emploi" ; - à long terme, "pour avoir une croissance riche en emplois, il faut réduire la productivité par tête". L'idée qui alimente le rejet de ces propositions est que les effets positifs de la croissance sur l'emploi ne sont pas immédiats et qu'il existe en outre un lien positif entre une croissance économique forte et un niveau élevé de la productivité.

[21] Cohen-Skalli et Laskar (1980) « Fonction d'emploi à court terme et cycle de productivité : un essai de synthèse », *Annales de l'INSEE*, avril-septembre.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

sillage d'Arthur Okun, ont proposé un mode de détermination à court et moyen terme de l'emploi en deux phases.

Dans une première phase, les employeurs cherchent à déterminer le niveau de l'emploi désiré.

Dans une seconde phase, ils mettent en œuvre un mécanisme d'ajustement de l'emploi qui leur permet de déterminer le niveau de l'emploi effectif. Il s'agit d'un mode d'ajustement partiel de l'emploi qui n'est ni immédiat ni total.

La formalisation de l'équation d'emploi

Les modèles macro-économétriques « à l'ancienne » proposent une spécification de la demande de travail de court et moyen terme selon laquelle l'emploi croît avec le niveau de la production et décroît de manière régulière au cours du temps[22].

L'hypothèse de quasi-complémentarité des facteurs de production au niveau macroéconomique est retenue. La substituabilité entre les facteurs de production ne joue plus le rôle central d'ajustement et de stabilisation de l'économie. Le coût relatif capital-travail comme déterminant de la demande de travail est négligé.

Toutes les formulations qui vont suivre sont tirées de l'article de François Legendre [1999] même si l'on ne reprend pas, par souci de commodité, les notations de l'auteur.

L'emploi désiré est décrit de la manière suivante :

$l^* = \alpha q - gT + \gamma$, α, g, γ paramètres strictement positifs, l * et q respectivement le logarithme de l'emploi désiré et de la production.

À rendements d'échelle constants, l'élasticité de la demande de travail à la conjoncture est contrainte à l'unité (α proche de 1). L'emploi désiré s'ajuste totalement à la production. La productivité tendancielle implicite a un taux de croissance qui se décompose en deux parties, une partie fixe avec un rythme de croissance garanti lié au progrès technique(g) et une partie variable découlant de la croissance du coût salarial réel. Celle-ci étant ignorée, la productivité par tête du

[22] Les modélisateurs procèdent au partage de la demande de travail en emplois et en horaires de travail, même si ces deux variables ont en commun quelques déterminants tels que la production, la durée normale ou tendancielle du travail, les coûts relatifs des facteurs. Ici, l'emploi renvoie indistinctement au nombre de salariés ou au nombre total d'heures travaillées.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

travail croît donc régulièrement au cours du temps et de manière stable[23].

On intègre l'emploi désiré dans le modèle d'ajustement partiel de l'emploi qui entérine le passage de l'emploi désiré à l'emploi effectif. Il se décline sous la forme suivante :

$$\Delta l = \lambda(l^* - l_{-1})$$

λ, strictement compris entre 0 et 1, représente la vitesse d'ajustement qui détermine la proportion de l'ajustement effectué en un an. Ce paramètre est d'autant plus élevé que l'emploi effectif s'ajuste rapidement à celui désiré.

On obtient par la suite l'expression de l'emploi effectif suivante : $l = (1-\lambda)l_{-1} + \lambda l^*$.

L'emploi effectif présente une certaine inertie vis-à-vis de l'emploi de la période précédente et ne s'ajuste qu'en partie à celui « désiré ».

Cette formalisation a bénéficié d'une crédibilité scientifique assez forte pour principalement deux raisons (cf. Legendre [1999]):

- Elle propose un nouveau cycle de la productivité du travail à court et moyen terme.
- Elle aboutit à une forme réduite de l'ajustement de l'emploi très simple :

$$\Delta l = \lambda\alpha q - \lambda g T + \lambda\gamma - \lambda l_{-1}.$$

Cette forme réduite peut s'écrire de la manière suivante :

$\Delta l = e_1 q + e_2 T + e_3 + e_4 l_{-1} + v_t$, v_t le terme résiduel.

En reprenant la méthodologie d'estimation des paramètres des modèles macroéconométriques traditionnels[24], on obtient d'abord les estimations de ces coefficients ($\hat{e}_1$, $\hat{e}_2$, $\hat{e}_3$, $\hat{e}_4$) puis on détermine aisément les estimations des

[23] Concrètement l'emploi désiré est mesuré en divisant la valeur ajoutée (choc de demande inclus) par le niveau de la productivité tendancielle ou productivité-cible du travail. Cette dernière est souvent modélisée comme une fonction linéaire du temps (progrès technique), du coût salarial réel (retiré ici) et d'une constante. Cela suppose ici que l'ajustement de l'emploi à la production est parfait (alpha égal à l'unité). La vitesse d'ajustement annuelle est économétriquement estimée.

[24] Cette méthodologie est clairement explicitée par Jérôme Gautié ([1998], p. 124). Elle se fait en deux temps : le « *compte central* » fait l'objet d'une simulation avant toute modification, puis on procède à une étude de « variante » en modifiant la valeur estimée du paramètre concerné. Au final, on compare les résultats obtenus (*ex post*) à ceux du « *compte central* ». Économétriquement parlant, il importe d'avoir un *t de student*, en valeur absolue, supérieure à 2 pour garantir la significativité des coefficients. D'autres tests de significativité et de précision du modèle sont à appliquer pour garder en l'état le modèle proposé : celui concernant la répartition aléatoire des résidus qui exige en cas d'indépendance entre ces derniers un DW qui ne s'écarterait pas trop (nettement inférieur ou supérieur) de 2, et celui portant sur l'écart résiduel moyen (SE) entre valeur observée et valeur stimulée qui devrait être faible en cas de spécification pertinente (proche de zéro).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

paramètres structurels :

$$\hat{\lambda} = -\hat{e}_4 ; \hat{\alpha} = -\frac{\hat{e}_1}{\hat{e}_4} ; \hat{g} = \frac{\hat{e}_2}{\hat{e}_4} ; \hat{\gamma} = -\frac{\hat{e}_3}{\hat{e}_4} .$$

Cette démarche-là, introduite depuis le milieu des années soixante, reste encore celle de la plupart des modèles macroéconomiques. Elle défend l'idée d'après laquelle tout impact positif sur la demande, notamment les politiques macroéconomiques de stabilisation ou de redistribution des revenus, aurait un effet positif sur la production et l'emploi étalé dans le temps. La sensibilité de l'emploi à la production à court terme est moins forte que celle mesurée à moyen terme.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1.2. L'incidence des variations de cotisations à court terme : arguments et limites.

La distinction que faisait Musgrave (1959) des rôles de la fiscalité dans l'activité économique garde ici toute son acuité : redistribution, réallocation des ressources productives, régulation macro-économique. Les cotisations sont en effet perçues comme un élément de la *redistribution directe dite efficace* (Piketty [1997])[25]. La fiscalité du travail à l'instar de la fiscalité sur les revenus constitue donc un instrument de stabilisation économique à la disposition des autorités publiques (Cornéo [1994], Friot [2001]). Ces dernières peuvent utiliser cet instrument pour relancer la croissance économique et l'emploi. Les éléments de la rémunération du travail sont perçus ici comme des composantes essentielles de la demande globale. Les cotisations sont des éléments de la redistribution directe et constituent des revenus à part entière du travail. On assimile les effets d'une hausse des cotisations à ceux découlant d'une augmentation des salaires. Le choc de cotisations s'apparente à un choc de la demande globale.

On admet que les chocs de cotisations n'ont aucun impact sur les salaires nets et les prix à la consommation[26]. En outre, l'emploi s'ajuste parfaitement à la production à moyen terme. On suppose implicitement que la productivité est insensible aux chocs de cotisations. Par conséquent une hausse des cotisations par exemple provoque naturellement une hausse de la part salariale (comprenant ici les cotisations) ou part des revenus du travail.

La question de l'incidence des cotisations pose ici celle du lien entre la part salariale

[25]Les économistes identifient deux types de redistribution : la redistribution fiscale dite pure et la redistribution directe dite efficace (Thomas Piketty [1997]).
La redistribution pure est adaptée aux situations où l'équilibre de marché est certes efficace au sens de Pareto, c'est à dire qu'il est impossible de réorganiser la production et l'allocation des ressources de manière à ce que tout le monde y gagne, mais où des considérations de pure justice sociale exigent une redistribution des individus les mieux dotés vers ceux qui le sont moins.
La redistribution efficace correspond aux situations où des imperfections du marché impliquent l'existence d'interventions directes dans le processus de production permettant à la fois d'améliorer l'efficacité parétienne de l'allocation des ressources et l'équité de leur distribution.

[26] Les facteurs explicatifs de l'évolution des salaires nominaux dans les modèles macroéconométriques traditionnels sont entre autres : la productivité, les prix à la consommation, le taux de chômage, les termes de l'échange, le SMIC et une constante (les autres variables). Le coin socio-fiscal, les profits, la durée normale du travail sont des variables dont l'impact direct sur les salaires nominaux est nul.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

et l'emploi en économie fermée. Elle fait appel aux multiplicateurs de revenus keynésiens qui sont aisément mobilisables à partir de ce cadre théorique.

La variation des cotisations dans les modèles macroéconométriques concernerait dans un premier temps le premier bloc qui retrace les enchaînements conjoncturels dans un contexte de « contrainte de débouchés ». Comme le rappelle François Legendre, pour tout ce qui a trait avec le premier bloc de la version ancienne des modèles macroéconométriques, « *l'effet qui prédomine reste lié au mécanisme du multiplicateur de revenus* » (Legendre [1999], p. 223). Dans un second temps, la vitesse d'ajustement de l'emploi indiquera le rythme auquel les créations ou destructions d'emplois se feront (Legendre [1999], p. 223). L'analyse des effets de l'ajustement des cotisations sur l'emploi s'inscrit dans une optique de demande (biens et travail).

Tableau 1

Les effets à court et moyen terme de l'ajustement des cotisations-revenus dans le cadre du modèle macroéconomique traditionnel.

Salaires nominaux	Part des revenus du travail	Emploi	Mécanismes théoriques en jeu	Paramètres-clefs
0	+	+	Effets revenus	Vitesse d'ajustement annuelle de l'emploi ; multiplicateur keynésien de revenus.

Lecture : Le choc positif de cotisations aurait un impact nul (signe 0) sur les salaires, positif (signe +) sur la part du travail et l'emploi. Ce tableau traduit uniquement le cas d'une hausse des cotisations. La baisse non financée est interprétée comme une relance du déficit public. En cas de réduction financée, on capte les réactions au sein des entreprises et des ménages selon le type de financement retenu.

Les raisonnements théoriques en œuvre (keynésianisme de base).

On assimile ici la politique parafiscale à une politique de redistribution des revenus. Celle-ci a un effet positif sur la consommation globale que si l'on admet un comportement de consommation hétérogène entre ménages salariés (C_M) et ménages capitalistes (C_P) et une propension marginale à consommer des ménages salariés supérieure à celle des ménages capitalistes. En effet la consommation

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

agrégée s'écrit comme suit :

$C = C_M + C_P = [(c_M - c_P)\ \rho + cp]\ Y + Co_M + Co_P$, avec c_M et c_P respectivement la propension marginale à consommer des ménages salariés et des ménages capitalistes, ρ part du coût salarial dans la valeur ajoutée, Co_M et Co_P les consommations autonomes. Pour un niveau de l'emploi et de la production donné (Y), toute hausse des cotisations entraîne naturellement une hausse de la part des revenus du travail dans la valeur ajoutée (ρ). C'est la thèse du « transfert de pouvoir d'achat ». La hausse des cotisations en favorisant la part du travail dans la valeur ajoutée entraînerait à court et moyen terme un accroissement de la demande sans déprimer l'investissement courant des entreprises. Il s'ensuit un accroissement de la propension marginale à consommer au niveau macroéconomique dont la conséquence est l'augmentation de la consommation agrégée sans aucun effet d'éviction (investissement contraint à court terme). La demande globale de biens adressée aux entreprises augmente provoquant la hausse progressive des demandes de main d'œuvre.

L'effet final sur l'emploi d'une hausse des cotisations dépend à court terme des délais d'ajustement de l'emploi au sein des entreprises. Mais l'hypothèse du lien positif entre le coût salarial et l'emploi au niveau macroéconomique reste tout de même de mise quelle que soit la vitesse annuelle d'ajustement au sein de l'économie. D'ailleurs à moyen terme, les effets du multiplicateur de revenus keynésien sur l'emploi apparaîtront entièrement (Legendre [1999]).

Autres arguments pour valider la thèse du transfert de pouvoir d'achat

Pour étayer la pertinence du lien théorique positif entre l'ajustement des cotisations et l'emploi, on peut avancer l'hypothèse « *de la procyclicité du degré de concurrence en cas de rigidité de beaucoup de prix* » (Dunlop 1938 pp. 153-154, op. cit. Dos Santos Ferreira [1999]). Il s'agit d'admettre que l'accroissement des cotisations rogne le pouvoir de marché des entreprises en diminuant le taux de mark-up des entreprises. Ceci a des conséquences macroéconomiques et ne se limite pas uniquement à la sphère de l'économie industrielle (Dos Santos Ferreira [1999]). Les entreprises ne parviendront pas en cas de choc positif de cotisations à répercuter la hausse de leur coût unitaire de production sur leurs prix de vente courants. Elles subiront ainsi une baisse de leurs profits courants sans conséquence sur le niveau

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

de la production. Une fiscalité du travail plus forte conduirait l'économie vers une plus grande concurrence avec la baisse des marges des entreprises.

Au terme d'une revue de la littérature théorique d'inspiration keynésienne, Laurent et Zajdela confirment que dans un contexte de sous-emploi et de rigidité nominale des salaires tout choc sur la demande provoque une hausse de l'emploi et du produit (Laurent et al. [1999], p.78)[27].

L'idée clairement défendue à travers la thèse du *transfert de pouvoir d'achat* est que la modification de la composition de la demande de biens et services permettrait dans certaines conditions de relancer à court et moyen terme l'activité économique et l'emploi. Cette idée se nourrit de l'intuition suivant laquelle un transfert de pouvoir d'achat vers les ménages salariés (salaires, prestations sociales etc.) permet de déplacer la demande en direction des biens de masse, produits efficacement qu'à une très grande échelle. « *Par exemple, une trop forte inégalité du pouvoir d'achat peut empêcher ou retarder l'industrialisation parce que les pauvres sont très pauvres pour engendrer une demande suffisante en biens industriels et les riches concentrent leur demande sur des biens importés et des services domestiques.* » (Piketty [1997], Murphy et al. (1989), Piketty (1994) (pp. 791-794)). De tels propos laissent clairement entendre que les revenus non-consommés des ménages capitalistes ne sont pas forcément investis de façon utile et que ceux qu'ils affectent à leurs consommations sont " mal utilisés". Un tel raisonnement semble quelque peu excessif. Les limites de la thèse du « *transfert de pouvoir d'achat* » sont bien connues.

La thèse du transfert de pouvoir d'achat : objections et limites.

Une telle thèse, poussée à l'extrême, conforte l'idée « naïve » d'après laquelle « *les profits privés, tant eux-mêmes que du fait de la déformation corrélative du processus économique, se traduiraient toujours par une perte nette pour le public, à l'exception des individus qui les encaissent et représenteraient un gain net susceptible d'être moissonné par des mesures de socialisation.*» (Joseph Schumpeter [1942], p. 107). Or, il est bien admis qu'un pouvoir d'achat non consommé immédiatement est souvent investi sous une forme ou une autre (en titres publics ou privés). L'impact

[27] Les deux auteurs soulignent que le salaire réel fléchirait. Mais la baisse du salaire réel résulterait de la hausse de l'emploi. Elle constitue la conséquence et non la raison de l'amélioration de l'emploi.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

sur l'emploi d'un transfert de pouvoir d'achat en faveur des salariés et de leurs familles au nom de leur forte propension marginale à consommer, supposée supérieure à la moyenne, peut être parfois bien illusoire. Le niveau de l'emploi à court terme est certes influencé par la modification de la demande effective. Mais celle-ci ne dépend pas uniquement de la propension marginale à consommer. L'efficacité marginale du capital et le taux d'intérêt sont tout aussi décisifs.

Une autre lecture théorique concurrente : l'incidence négative des cotisations sur l'emploi dans un contexte de salaires rigides et de flexibilité des prix aux chocs de cotisations (optique néo-keynésienne).

La baisse des cotisations entraîne une réduction des coûts de production et des prix des biens produits par les entreprises. Ce qui augmente les encaisses réelles des ménages et stimule l'épargne. L'augmentation des fonds prêtables favorise une baisse du taux d'intérêt réel qui relance, si l'économie ne se trouve pas dans la trappe à liquidités, les investissements productifs. On parle d'un « effet keynésien ». Il s'ensuit une hausse de la production et de l'emploi. Cette idée-là confirme la « nouvelle loi d'airain des salaires » qui est un avatar de la vieille théorie monétaire libérale restrictive qui fait de la lutte contre l'inflation une priorité vertueuse. Pour traiter de la question des effets des allégements de charges sociales, les modèles macroéconométriques d'inspiration néo-keynésienne utilisent le levier de « la flexibilité spécifique des prix et ses vertus » et mobilisent en outre l'argument du déficit des comptes publics pour indiquer les effets des stabilisateurs automatiques et des multiplicateurs keynésiens.

Mais les critiques à l'égard des effets bénéfiques d'une baisse du coût du travail sont assez nombreuses.

Une hausse de l'emploi s'accompagne certes d'une baisse des salaires réels (Keynes (1936), p. 42, op. cit. Reynaud [1994]). Mais une telle indication ne signifie pas que le second mouvement entraînerait le premier comme le laisse supposer le second postulat classique (la courbe de demande de travail décroissante). Keynes récuse cette vision pour deux raisons. Des anticipations déflationnistes engendreraient une « *spirale déflationniste auto-réalisatrice*» qui a pour conséquence une baisse de l'efficacité marginale du capital et donc un fléchissement des incitations à investir (cf. Keynes (1936), p. 263). Il récuse également la vision

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

classique d'après laquelle une situation d'épargne abondante conduit à une baisse du taux d'intérêt réel et stimule la demande de capital, la production et l'emploi. Car le taux d'intérêt ne détermine pas le prix du capital et ne constitue pas le prix d'équilibre entre l'offre (épargne) et la demande de capitaux (investissement) -cf. Bernard Maris (1999), *Keynes ou l'économiste citoyen*, Presse de Sciences Po.).

Le Professeur Pigou a également émis des doutes sur l'efficacité de la baisse des coûts salariaux : "*First, while it is granted that in certain conditions a general cut in the rate of real wages will lead to an increase in employment, it is argued that in other conditions this need not happen. Secondly, it is argued that, even in conditions where a cut in the real wage will necessary lead to an increase in the quantity of employment, a cut in the money rate of wages need not improve employment, because it need not - in some formulations will not - entail a cut in the rate of real wages*" [28].

Pour renvoyer dos à dos les deux lectures théoriques abordées ici, on peut faire appel à la *théorie des équilibres à prix fixes*. Il s'agit d'admettre que lorsque les entreprises sont contraintes par leurs débouchés alors le lien positif entre le coût réel du travail et l'emploi est envisagé (chômage keynésien) ; ce lien devient négatif si les entreprises sont soumises à une contrainte de rentabilité (chômage classique)[29].

1.2. L'impact des ajustements de cotisations sur l'emploi à long terme.

Pour décrire les ajustements en œuvre à long terme en cas de choc de cotisations, il faut faire appel à la seconde strate des modèles macroéconométriques traditionnels. On déclinera dans un premier temps, les raisonnements et la formalisation des répercussions des chocs de cotisations (1.2.1). Dans un second temps, on proposera une lecture critique de la leçon d'incidence parafiscale de long terme (1.2.2).

---

[28] Pigou A.C «Real and money wages in relation to unemployment .», the *Economic journal*, n ° 187, September 1937, p. 406 op. cit. Maillefert M. [2001].

[29] Ce courant a ouvert de nouvelles perspectives de recherches en France (rationnement, équilibre sous-optimal, complémentarité des facteurs admise etc.) mais il fut jugé insuffisamment fondé et a eu peu de succès aux États-Unis. Selon Mankiw (1990), « *une fois la question de ces ajustements de prix mise en avant, une incongruité de ces modèles de déséquilibre devient apparente. Ces modèles imposent des prix rigides à une économie par ailleurs walrasienne.*» (Laurent et al. p. 51).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2.1. Raisonnements théoriques et formalisation de l'équation d'emploi d'équilibre de long terme.

Le second bloc fournit la dynamique induite des salaires nominaux qui est au cœur des ajustements de long terme où c'est *l'optique d'offre* concurrentielle qui prédomine. Cela a une double conséquence.

D'une part, la hausse des cotisations se répercute, toutes choses égales par ailleurs, sur le coût salarial unitaire alors que l'évolution de ce dernier à long terme est parfaitement indexée sur les prix de vente. Une façon d'indiquer que la progression du coût salarial réel de long terme coïncide avec celle de la productivité-cible.

D'autre part, les salariés anticiperont la hausse des prix à la consommation, le déflateur pertinent pour les salariés, et exigeront une hausse de leurs salaires nominaux (logique des rigidités réelles)[30]. L'hypothèse de l'« illusion monétaire » des salariés est écartée. On retrouve le postulat néoclassique d'une offre de travail homogène de degré zéro par rapport au salaire réel. L'offre de travail dans le plan salaire réel est donc horizontale.

Les effets du coin socio-fiscal sur le chômage transitent par les prix des biens de consommation puis par les salaires. Il importe alors de mesurer les effets de la variation induite des salaires sur le chômage de long terme.

Pour rendre compte des ajustements induits par la modification de la fiscalité du travail, on mobilise l'équation des salaires.

L'équation des salaires correspond *grosso modo* à la forme simplifiée de la courbe de Phillips « augmentée ». Elle se décline comme suit :

$\Delta w = \alpha \Delta \tilde{p} - \beta u + \gamma$ (Legendre [1999], p. 228), où Δ w le taux de croissance des salaires nominaux, Δ (p tilde) l'inflation anticipée, β la sensibilité des salaires au chômage, U le taux de chômage de l'année courante, γ le terme résiduel intégrant toute source d'exigences salariales.

Selon les auteurs de l'interprétation de la courbe de Phillips en termes de prix d'offre,

[30] Une convention d'indexation unitaire des salaires aux prix aboutit à une rigidité réelle. Comme le rappelle Snowdon et alii : « *Une rigidité est nominale lorsqu'elle empêche le niveau des prix de s'ajuster de façon à épouser les fluctuations nominales de la demande. Une rigidité est réelle lorsqu'elle empêche les salaires réels de s'ajuster ou lorsqu'un salaire (ou un prix) est rigide par rapport à un autre.* » (1994, in Snowdon et alii p. 296, repris par Laurent et al. [1999], p. 52).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

les agents ne sont pas victimes à long terme d'illusion monétaire. Les salaires nominaux s'ajustent donc parfaitement aux prix effectifs, correspondant aux prix anticipés (α proche de l'unité). L'hypothèse de la parfaite indexation à long terme des prix sur le coût salarial unitaire est retenue (cf. supra). En introduisant la notion de taux de chômage frictionnel (u^f), égalisant le nombre de chômeurs et celui des postes vacants, l'auteur parvient assez aisément à basculer de la courbe de Phillips « augmentée » à celle du taux de chômage d'équilibre. *L'équation des salaires des modèles macroéconométriques n'en est donc pas une*. Elle débouche sur l'équation de chômage d'équilibre suivante :

$u = \frac{(\gamma' - g)}{\beta} + u^f$, avec $\gamma' = \gamma - u^f$; g le taux de croissance des gains de productivité (cf. Legendre [1999], p. 229).

Le taux de chômage d'équilibre augmente avec les exigences salariales, l'inefficacité du marché du travail dans sa fonction d'appariement (chômage frictionnel élevé), et baisse avec l'accroissement des gains de productivité et la flexibilité du marché du travail (sensibilité des salaires au chômage).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.2.2. La leçon d'incidence des cotisations à long terme : arguments et limites.

Toute concession sociale provoque une pression salariale à terme qui aggrave le chômage d'équilibre. D'où le lien négatif de long terme entre la hausse des cotisations et l'emploi. Le conflit de répartition des revenus entre les ménages capitalistes et les ménages salariés, ouvert par l'augmentation des cotisations, est résolu à long terme par un chômage plus important. Le tableau qui suit résume les ajustements en œuvre.

Tableau 2

Les effets de l'ajustement des cotisations dans le cadre macroéconomique traditionnel : une optique classique de long terme.

Prix de vente	Salaires nominaux	Emploi	Part des revenus du travail	Mécanismes théoriques en jeu
+	+	-	0	- Effets classiques de la pression salariale - Arbitrage salaires-emploi

Lecture : Le signe 0 traduit l'absence de lien entre le choc de cotisations et la variable retenue ; + signifie un lien théorique positif ; - signifie un lien théorique négatif.

Autres arguments pour valider la pertinence du résultat d'incidence des cotisations

On sait que le chômage d'équilibre varierait positivement avec le taux de remplacement des revenus d'activité dont l'accroissement est assimilable à une hausse des cotisations pour financer les prestations accrues pour un niveau de revenu donné. Rappelons par ailleurs que le chômage d'équilibre augmente avec le pouvoir syndical, l'aversion pour le risque des salariés ; et baisse avec le risque de tomber en chômage à court terme, le degré de flexibilité sur le marché du travail approximé par la sensibilité des salaires au chômage, le degré de concurrence sur le marché des biens (cf. L'Horty et Sobczak [1997]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.3. Les leçons d'incidence parafiscale dans les modèles macroéconomiques traditionnels : rappel et critiques.

Le rappel des leçons d'incidence des cotisations à court et long terme

En résumé, les conséquences d'un ajustement des cotisations sur l'emploi dans les modèles macroéconométriques traditionnels diffèrent selon l'horizon temporel retenu. À court et moyen terme, les modèles macroéconométriques traditionnels permettent de décrire un lien positif entre les cotisations-revenus du travail et l'emploi. Par exemple la hausse des cotisations, assimilée à une politique de redistribution directe des revenus en faveur des ménages salariés, améliorerait la part du travail et entraînerait une hausse de l'emploi.

À long terme, les modèles macroéconométriques traditionnels décrivent un lien négatif entre les cotisations et l'emploi. La logique économique retenue est au demeurant assez simple : l'augmentation des cotisations réduit à terme la rentabilité des entreprises qui réagissent en augmentant leurs prix de vente. Ce à quoi les salariés répliquent en exigeant une hausse de leurs salaires. L'accroissement du chômage qui en résulte devient le seul moyen pour rétablir la part du capital telle qu'elle a été avant le choc de cotisations. Il apparaît ainsi que les effets bénéfiques d'une politique parafiscale expansionniste sur la croissance économique et l'emploi sont transitoires et non permanents.

Les macro-économètres soutiennent à travers les modèles traditionnels qu'à court terme les quantités échangées coïncident avec celles demandées ; et qu'à long terme les prix auxquels s'opèrent les échanges sont des prix d'offre, la courbe de Phillips « augmentée » indiquant le prix d'offre du travail. Ils proposent ainsi une lecture théorique fédératrice car ils sollicitent la théorie des équilibres à prix fixes de court et moyen terme et la théorie « classique » de long terme. À ce titre, « *Il faut reconnaître à la modélisation macroéconométrique une certaine cohérence interne dans son projet de réaliser la "synthèse néo-keynésienne".* » (Legendre [1999], p. 230). On peut verser également à leur crédit le fait qu'ils ressemblent étrangement aux modèles de la théorie classique moderne (Gérard Duménil et Dominique Lévy (1996) op. cit. in Boyer [1999], p. 108). Dans ces modèles macroéconomiques, les facteurs de production (travail, capital ou équipement) sont complémentaires à court

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

terme et substituables à moyen et long terme[31].

Mais l'« esthétisme » des modèles macroéconométriques traditionnels, à l'origine de l'attachement des macro-économètres à ces outils, cache mal les lacunes de leur construction théorique.

Le caractère "schizophrénique" des modèles macroéconomiques traditionnels

À travers la modélisation traditionnelle, on remet en selle l'opposition entre les revenus salariaux, versés à l'occasion de l'utilisation d'une main d'œuvre, et les revenus non salariaux, revenus du capital. Les premiers sont destinés à l'ensemble des travailleurs et à leurs familles ; les seconds sont réservés aux ménages capitalistes. On suppose que ces derniers ont une propension marginale à consommer plus faible que les ménages salariés. Les raisonnements s'inscrivent résolument dans une optique de demande. Les modèles macroéconométriques traditionnels de court et moyen terme sont des modèles « trop keynésiens ». Alors qu'ils apparaissent « trop classiques » à long terme. Les arguments théoriques qui justifient la construction de l'équation d'emploi et celle des prix sont antagoniques. Les macro-économètres fondent l'équation des prix sur une hypothèse de concurrence alors que la demande de travail représente une "demande effective" dans un cadre d'équilibre à prix fixe. On comprend assez aisément pourquoi les modèles macroéconométriques traditionnels constituent "des objets relativement curieux". Ils sont en effet "schizophréniques" car ils comportent des caractéristiques à la fois « keynésiennes » et « classiques ». À la lecture des conclusions en matière d'incidence des cotisations, on est pris d'un certain malaise car les effets des ajustements de cotisations sur l'emploi sont en définitive ambigus. La recherche "d'un cadre plus adéquat" pouvant "rendre conceptuellement compatibles l'équation d'emploi et l'équation de prix" devrait être une priorité (cf. Legendre [1999], p. 231). À défaut, il convient de trancher en indiquant l'optique d'analyse des modèles macroéconomique la plus pertinente.

Les limites de la démarche de long terme

François Legendre [1999] critique le schéma de long terme qui conduit à la relation

[31] Dans la théorie classique moderne on justifie la substituabilité progressive des facteurs par l'évolution de la structure sectorielle (à moyen terme) et par l'endogénéité du progrès technique (long terme). La représentation du processus de formation des salaires comporte des forces de rappel.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

négative entre le coût salarial et l'emploi. Il mobilise à ce propos trois arguments :

- Premièrement, « (…) *le long terme « classique » n'est qu'éventuel* ». Il indique à ce titre, qu' « *en termes mathématiques le système dynamique que constitue un modèle macroéconométrique ne converge qu'éventuellement vers une solution équilibrée. De plus, cette convergence peut n'être que très lente. Dans ce cas, le taux de chômage d'équilibre ne constitue plus une référence pertinente. »* (Legendre [1999], p. 234). Il faut, en outre, précise-t-il inclure dans les modèles des mécanismes qui incorporent le fait qu'une hausse des prix décourage l'activité interne.
- Deuxièmement, « l*es modèles font montrent d'un empirisme en améliorant l'effet d'accélérateur de l'investissement par une variable de profit* » (Legendre [1999], p. 234). Ainsi, la hausse du coût salarial à long terme est liée à une baisse de l'investissement découlant de la réduction du taux de profit (dit « effet Kalecki »), ce qui déprime l'activité via le multiplicateur et l'effet compétitivité hors-prix.
- Troisièmement, « *les modèles sont non linéaires par rapport à l'environnement économique.* ». Les conditions initiales telles que le taux d'utilisation initial des capacités de production et le taux de marge, qui sont déterminantes dans l'impact des politiques macroéconomiques menées, sont souvent peu exploitées.

L'analyse des effets des cotisations proposée à court et moyen terme semble donc plus crédible. La notion de chômage d'équilibre convoquée dans l'étude des effets des cotisations à long terme n'est guère convaincante et son usage comporte plusieurs zones d'ombre. Et que par ailleurs, il existe une littérature assez abondante et mieux fondée qui traite de la question de l'incidence des cotisations sur le chômage d'équilibre (cf. chapitre 3).

Les autres critiques concernant l*es modèles macroéconométriques traditionnels*

- Dans les modèles macroéconométriques traditionnels, on n'identifie pas souvent les différentes catégories de main d'œuvre (travail qualifié, travail non qualifié). C'est d'ailleurs la raison pour laquelle leur usage dans le débat portant sur les politiques d'allégement de charges sociales ciblées sur les bas salaires est très limité.
- Le caractère particulièrement pauvre de l'explication de l'évolution de la productivité du travail est à déplorer. Les modèles macroéconométriques traditionnels tentent d'appréhender ce phénomène à partir d'une fonction de productivité linéaire au cours du temps (tendance exogène) sans aucun terme de salaire. Ce qui revient à ne pas

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

expliquer le cycle de la productivité. Au fond, l'impact des chocs de cotisations sur la productivité est nul car cette dernière demeure stable. Les modèles macroéconométriques traditionnels ne comportent pas un terme de productivité endogène. Cette lacune est responsable du caractère rigide de la plupart des modèles macroéconomiques à moyen et long terme.

Au total, le corpus théorique et le fonctionnement d'ensemble des modèles macroéconomiques traditionnels restent globalement complexes. Ainsi devenait-il nécessaire de donner aux modèles macroéconomiques de détermination de l'emploi des fondements microéconomiques encore plus solides en sollicitant la théorie néoclassique du producteur. Sans pour autant rejeter l'hypothèse de rigidité des rémunérations nettes aux chocs de cotisations et la dynamique d'ajustement partiel de l'emploi. Cette ambition va aboutir à la construction des modèles macroéconométriques de détermination de l'emploi.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2. Les effets de l'ajustement des cotisations dans les modèles macroéconomiques de demande de travail : la démarche de "l'entreprise représentative".

Les cotisations sont perçues dans les modèles macroéconomiques de demande de travail comme des taxes et constituent une partie intégrante du coin socio-fiscal. Le choc de cotisations n'a aucun impact sur les salaires nominaux et se répercute intégralement sur le coût du travail. L'enjeu est de mesurer l'incidence de la modification induite du coût du travail sur l'emploi.

Nous allons présenter la "nouvelle" spécification de la demande macroéconomique de travail et décliner les principales leçons théoriques en matière d'incidence parafiscale (2.1). On proposera pour finir quelques éléments de réflexion sur la portée et les limites des arguments théoriques en jeu (2.2).

2.1. La formalisation de l'équation d'emploi dans les modèles macroéconomiques et les principales leçons d'incidence des cotisations.

L'idée directrice des modèles macroéconométriques est de rationaliser la démarche économétrique en dissociant la détermination de l'emploi désiré et celle de l'emploi effectif en partant d'une "entreprise représentative" dont la fonction de production synthétise celle de l'ensemble du secteur productif de l'économie. La stratégie d'estimation des paramètres de l'équation d'emploi est donc différente de celle de la démarche ancienne. Les paramètres estimés découlent de *données désagrégées issues des panels de secteurs ou d'entreprises* afin de contourner le faible contenu en informations des données de la comptabilité nationale. Cette démarche permet une mesure du capital productif plus précise que celle issue des comptes nationaux. Elle propose une plus forte variabilité des données, notamment liée aux différences de niveau d'emploi entre les entreprises, qui autorise des estimations économétriques plus précises.

L'équation d'emploi établie à partir de cette démarche doit respecter une bonne spécification de l'hétérogénéité inter-individuellle des données. Dans les modèles macroéconométriques, "l'entreprise représentative" de l'économie provient souvent

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

du secteur de l'industrie manufacturière. La capacité de production est aisément évaluable dans la branche industrie où les marges de capacités, issues des données d'enquête, sont souvent disponibles. Ce qui permet de fixer la contrainte d'offre dans la formation des prix et son impact sur la détermination des échanges extérieurs. Cet élément est en effet essentiel pour procéder à des comparaisons internationales permettant de mesurer le rôle de la compétition internationale dans les performances nationales. Si on tient à couvrir, par souci d'exhaustivité, les autres branches pour lesquelles la notion de capacité de production est floue, il est convenu d'imposer des contraintes de cohérence aux estimations des élasticités de long terme de l'emploi et du capital aux coûts des facteurs pour les rendre compatibles. Les tests économétriques des paramètres restent les mêmes qu'auparavant (t de student pour les coefficients, DW pour les résidus, SE pour la qualité de la spécification retenue).

L'équation de demande de travail intègre le coût salarial, comprenant les cotisations sociales, en tant que déterminant de la productivité du travail. La demande de travail est interprétée comme une « demande effective », en référence aux développements de la théorie du déséquilibre, puisqu'elle résulte d'un programme de minimisation intertemporelle des coûts (ou de maximisation intertemporelle du profit) sous contrainte de débouchés. De manière usuelle, cette procédure intertemporelle consiste en un calcul statique utilisant le coût d'usage des facteurs de production.

La demande de travail et celle de capital s'écrivent, après log-linéarisation, comme suit :

$$\begin{cases} l^* = q - (1-\theta)\,\sigma\, c_L + (1-\theta)\,\sigma\, c_K + c^l \\ k^* = q + \theta\,\sigma\, c_L - \theta\,\sigma\, c_K + c^k \end{cases}$$

Le paramètre θ représente la part de la rémunération du travail dans le coût total (assimilée à la part des salaires et des cotisations dans la valeur ajoutée); σ l'élasticité de substitution entre capital et travail, c^l et c^k les termes résiduels issus de la log-linéarisation. Pour simplifier la présentation, on ignore ici les termes tendanciels qui retracent les effets du progrès technique[32]. La détermination de

[32] Cette formulation propose une explication de l'évolution de la productivité du travail qui ne retient pas explicitement comme facteurs explicatifs l'effort d'investissement, la croissance de la demande ou la composition sectorielle.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

l'emploi effectif, en adoptant la démarche des coûts séparés, est obtenue à partir de l'expression suivante :

$l = \lambda q - \lambda(1-\theta)\sigma c_L + (1-\lambda)l_{-1} + \lambda c^l$, avec λ, la vitesse d'ajustement, strictement compris entre 0 et 1.

La demande optimale de travail dépend de la part du capital dans la valeur ajoutée, grandeur directement mesurable, et de l'élasticité de substitution capital-travail. L'effet de substitution entre les facteurs de production, résultant de l'évolution du coût absolu ou relatif du travail, est au cœur de la problématique des effets des cotisations sur l'emploi. D'ailleurs, la politique d'allégement de charges sociales financée par une taxation du capital aboutirait à un effet sur l'emploi dont l'ampleur dépendra du degré de substituabilité entre les facteurs de production. Il subsiste cependant un effet de compétitivité-prix en cas de production sensible au choc de cotisations. L'ampleur de cet effet volume dépend de la sensibilité de la demande globale de biens aux prix et de la part du travail dans la valeur ajoutée.

Les modèles macroéconométriques de demande de travail concluent en cas de substituabilité avérée non nulle en un lien négatif entre les cotisations et l'emploi. Par exemple, une baisse des cotisations conduit à une diminution du coût salarial et un accroissement de l'emploi. Ils remettent en selle la vulgate libérale dominante sans prêter le flanc à certaines attaques théoriques souvent adressées à un tel discours, notamment l'inefficacité des mesures de taxation du capital, l'inertie de l'emploi et la rigidité à la baisse des prix des biens.

Cette approche « récente » est extrêmement fédératrice, « *elle continue à s'inscrire dans une perspective d'ajustement par les quantités qui constitue, comme nous l'avons souligné, le mode de description des enchaînements conjoncturels des modèles macro-économétriques. (…), elle donne satisfaction à la théorique néoclassique sur les deux points suivants. D'une part, les rôles du capital et du travail sont complètement symétrisés : tous deux sont des facteurs de production qui font l'objet d'une demande de la part des entreprises. D'autre part, l'on met en évidence un mode de régulation qui est au cœur de la théorie néoclassique et qui repose sur la flexibilité de la combinaison productive. Si le coût du travail s'élève, le rythme de la substitution du capital au travail s'accélère. Il en résulte une hausse du capital par tête qui réduit la productivité du capital et augmente la productivité*

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

marginale du travail. Aussi, le rapport des productivités marginales reste-t-il égal au rapport des coûts des facteurs de production. » (Legendre [1999], p. 227).

Le tableau suivant récapitule les différents liens théoriques existants entre les cotisations, le coût du travail, l'emploi. Il s'agit de la thèse de l'équivalence fiscale et celle de l'incidence fiscale intégrale des cotisations.

Tableau 3

Les effets de l'ajustement des cotisations dans les modèles de demande de travail macroéconomique.

Le degré de substitution des facteurs de production	Salaire net réel	Coût du travail	Emploi	Mécanismes théoriques en jeu
Nul	0	+	0	- Effets de substitution - Ajustement partiel de l'emploi
Non nul	0	+	-	

Lecture : Le signe 0 traduit l'absence de lien entre le choc de cotisations et la variable retenue ; + signifie un lien théorique positif ; - signifie un lien théorique négatif.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2.2. Les autres leçons en matière d'incidence des cotisations et les principales critiques.

Ajustements des cotisations et part des revenus du travail.

Selon la logique néoclassique standard la hausse du coût salarial provoque une amplification de la substitution capital-travail. L'accroissement du stock de capital par tête qui en découle accroît la productivité marginale du travail tandis que celle du capital fléchit. Ce mécanisme de substitution s'estompe lorsque la stricte égalité entre les coûts unitaires du travail et du capital est réalisée (condition d'optimalité). Dans le cas d'une fonction de production macroéconomique de type Cobb-Douglas où le degré de substitution est égal à l'unité, le partage de la valeur ajoutée est toujours stable. Le théorème d'épuisement du produit qui découle des fonctions de production néoclassique est en effet toujours vérifié (formule d'Euler cf. Guerrien [2002]).

De manière générale, le paramètre clef est, pour une vitesse d'ajustement de l'emploi donnée, le degré de substituabilité entre le travail et le capital. En dehors du cas particulier d'une substituabilité unitaire, il apparaît que « l*es possibilités de substitution entre les facteurs de production peuvent entraîner une relation décroissante entre le coût d'un facteur et sa part dans la rémunération totale (part salariale dans la VA). Tel est le cas si l'élasticité de substitution entre capital et travail est supérieure à l'unité.* » (Cahuc et Zylberberg [2003], op. cit. p. 64). Accentuer la *redistribution directe* dite efficace, en augmentant par exemple les charges sociales pour financer les dépenses sociales ne conduit donc pas fatalement à une répartition des revenus favorable au travail. « L'augmentation *du prix du travail conduira les entreprises et l'économie tout entière à utiliser moins de travail et plus de capital si bien que le volume d'emploi baissera et la part du travail dans le revenu total augmentera moins que l'augmentation salariale initiale aurait pu le laisser penser* » (Piketty [1997], p. 30). Si l'élasticité de substitution est supérieure à l'unité, la hausse des cotisations sociales entraîne une si forte baisse de l'emploi que la croissance du coût salarial total est nettement inférieure à celle de la productivité par tête. D'où la baisse de la part des revenus directs et indirects du travail (coût salarial) dans la valeur ajoutée. La seule variable d'ajustement dans ces raisonnements, c'est

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

l'emploi. ***La hausse du taux chômage serait alors responsable du partage des revenus peu favorable aux travailleurs. Elle découle d'un effet-coin (cotisations accrues) et d'un effet-rigidité du salaire net réel.***

Par contre, le prix du travail jouerait un rôle purement redistributif lorsque les facteurs de production sont peu substituables ou complémentaires (cf. encadré suivant).

Encadré 6

La question du lien entre le prix du travail et le partage de la valeur ajoutée : le rôle central du degré de substituabilité des facteurs de la fonction de production macroéconomique.

La question posée est de savoir si le changement des prix des facteurs de production, notamment celui du travail, peut modifier le partage de la valeur ajoutée.

Cette question ouvre le conflit intellectuel portant sur le rôle distributif ou allocatif du prix des facteurs de production.

1. Le rôle du prix des facteurs de production : « théorie classique » versus « théorie marginaliste ».

Ce vieux sujet de controverses entre économistes, toujours d'actualité, a opposé au 19ème siècle deux conceptions du partage capital/travail, l'une s'appuyant sur la vision globale de la « théorie classique » et l'autre se fondant sur les apports de la « théorie marginaliste » (Piketty [1997]).

- Selon la conception dite « classique »[33], le prix des facteurs jouerait un rôle distributif majeur. Par exemple, toute augmentation du coût salarial se traduirait par un accroissement de la part du coût salarial (revenus directs et indirects du travail) dans la valeur ajoutée. L'hypothèse implicitement admise est celle de la complémentarité des facteurs complémentaires, c'est-à-dire une technologie de production à coefficients fixes. La « *bataille des prix de facteurs* » serait le principal enjeu du partage de la valeur ajoutée.

- Selon la conception dite « marginaliste », le rôle du prix des facteurs est purement allocatif. Le partage de la valeur ajoutée est stable. Les entreprises effectuent des choix de combinaisons productives selon les prix relatifs des facteurs auxquels ils font face. Cette idée, véhiculée durant les années 1870, introduit explicitement dans l'analyse économique l'idée que la hausse par exemple du coût relatif du capital conduit les entreprises à choisir

[33] « *La dénomination d'« économistes classiques » a été inventé par Marx pour désigner Ricardo, James Mill et leurs prédécesseurs, c'est-à-dire les auteurs de la théorie dont l'économie ricardienne a été le point culminant.* » (Keynes [1936], p. 33, livre I).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

des combinaisons de production moins « capitalistiques ». Cela veut dire que pour un niveau de la productivité par tête donné, l'ensemble de l'économie choisirait un capital par tête plus faible.

2. Le rôle distributif ou allocatif du prix des facteurs de production : la controverse des « deux Cambridge ».

Ce débat a repris toute sa vigueur durant les années 50-60 à travers la « *controverse des deux Cambridge* » (Piketty [1997]).

- Les économistes de l'université de Cambridge (Massachusetts), à travers la fonction de production macroéconomique à facteurs capital et travail (agrégats) substituables de Solow (1956), avancent en substance que l'augmentation du prix du travail aboutirait à une baisse compensatrice des salaires grâce aux mécanismes de substitution entre capital et travail. Ce qui réduirait à néant "*le caractère inapproprié de la répartition des revenus*". Mais l'indicateur qui permet d'évaluer la "dérive salariale", perçue ici comme l'écart entre la part des revenus du travail théoriquement « appropriée » et celle observée, est trop délicat à mesurer (Malinvaud [1983]).

- Les économistes de Cambridge (Sraffa, Grande Bretagne), fidèles à la conception dite « classique », évoquent l'utilisation défectueuse de la notion d'entreprise représentative liée, au-delà de la difficulté du passage de la micro à la macro, à la diversité des comportements individuels. Ils proposent pour étayer leurs propos l'exemple de deux entreprises à technologie de production différente avec des fonctions de production homogènes de degré 1 (rendements d'échelle constants). En partant de cette hypothèse habituellement retenue par les néoclassiques, ils montrent grâce au phénomène du « *retour des techniques* » que lorsque le taux d'intérêt (coût du capital) augmente les techniques choisies par « *l'ensemble de l'économie* » concerneront alternativement les deux entreprises. Ils rejettent par ailleurs l'hypothèse de substituabilité macroéconomique entre les facteurs de production. Ils considèrent que la détermination des prix des facteurs ouvre un conflit distributif et qu'une politique salariale expansionniste peut durablement modifier le partage capital/travail en faveur des travailleurs. Il en va de même pour les hausses de cotisations si cela affecte le prix du travail. Autrement dit, l'hypothèse de la sensibilité des salaires nets au choc de cotisations est essentielle.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Les objections et limites.

- Les réductions de cotisations sociales, pas toujours favorables à l'emploi même en cas de substituabilité entre les facteurs de production : l'effet de compétitivité hors-prix.

Le mode de financement des allégements de charges sociales apparaît comme déterminant. Car toute baisse des charges sociales financée par une forte pression fiscale sur le capital créerait de l'emploi en fonction du degré de substituabilité entre les facteurs. Mais une telle initiative pourrait, contrairement à ce que préconisent Artus et al. [1980], être nuisible à l'économie et peu favorable à l'emploi. La taxation du capital provoquerait des retards dans l'incorporation des technologies les plus récentes ou la construction du capital physique. Ce qui ferait apparaître avec le ralentissement de l'accumulation une perte de compétitivité hors prix dont les conséquences sur la croissance économique vont contrebalancer les effets des mesures d'allégements de charges sociales bénéfiques à l'emploi. Favoriser les combinaisons productives plus riches en emplois grâce à des mesures fiscales qui renchérissent le coût du capital est une politique d'emploi qui serait, à terme, un ennemi de l'emploi. Ce raisonnement qui repose sur un bouclage macroéconomique par la dégradation des conditions de rentabilité du capital est l'une des objections formulées à l'égard des mesures de réduction de charges sociales au moyen d'une taxation accrue du capital. Il rejoint le scepticisme des économistes lorsque les causes du chômage sont liées à une insuffisance de débouchés dans un contexte d'équilibre général à prix fixes dit « keynésien » (Malinvaud (1977)).

- Les lacunes méthodologiques de la modélisation macroéconométrique "récente".

En dépit de la simplicité de l'équation de demande de travail macroéconométrique « récente », il subsiste dans cette catégorie de modèles des problèmes d'identification des paramètres estimés et des biais de simultanéité. Cette modélisation comporte en outre des biais d'agrégation du fait de sa trop grande simplicité. Cela découle de la difficulté à proposer une démarche trop simplifiée visant à capter tous les ajustements macroéconomiques à partir des choix des entreprises représentatives des secteurs d'activité de l'économie (cf. encadré 7).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Encadré 7

L'esquisse d'une demande agrégée de travail selon la logique des entreprises représentatives.

Le propos ici est de mettre en lumière suivant un raisonnement simple les lacunes méthodologiques de tout bouclage macroéconomique réalisé à partir d'une logique où les choix ultimes sont portés par les entreprises représentatives des différents secteurs d'activité de l'économie. L'économie décrite ici est une économie de concurrence imparfaite avec deux secteurs d'activité et deux biens. Les développements qui suivent reprennent le travail proposé par Jean Marc Germain [1997] (Germain [1997], p. 82).

Le choix optimal en termes de combinaisons productives des deux entreprises représentatives (secteur 1 et secteur 2) s'exprime alors comme suit :

$$(1)\quad \begin{cases} \text{Ln } L_1 = \text{Ln } Y_1 - (1 - \theta_1)\, \sigma_{KL} \text{ Ln Cw} + (1 - \theta_1)\, \sigma_{KL} \text{ Ln Ck} \\ \text{Ln } K_1 = \text{Ln } Y_1 + \theta_1\, \sigma_{KL} \text{ Ln Cw} - \theta_1\, \sigma_{KL} \text{ Ln Ck} \end{cases}$$

$$(2)\quad \begin{cases} \text{Ln } L_2 = \text{Ln } Y_2 - (1 - \theta_2)\, \sigma_{KL} \text{ Ln Cw} + (1 - \theta_2)\, \sigma_{KL} \text{ Ln Ck} \\ \text{Ln } K_2 = \text{Ln } Y_2 + \theta_2\, \sigma_{KL} \text{ Ln Cw} - \theta_2\, \sigma_{KL} \text{ Ln Ck} \end{cases}$$

Le paramètre θ_1 (resp. θ_2) représente la part de la rémunération du travail dans la rémunération totale des facteurs de production dans le secteur 1 (resp. 2). Les autres notations sont bien connues (logarithmes de l'emploi, du capital, de la production, du coût du travail, du coût du capital) et s'appliquent ici à chaque secteur. Pour la suite, on notera respectivement ces grandeurs par l, k, y, cw, ck.

Les entreprises en concurrence monopolistique parviennent à garantir la stabilité de leurs marges en répercutant toute variation de coût, notamment celui du travail via par exemple les cotisations, sur leurs prix selon la formule suivante :

$$(3)\quad \begin{cases} p_1 = \theta_1\, cw + (1 - \theta_1)\, ck \\ p_2 = \theta_2\, cw + (1 - \theta_2)\, ck \end{cases}$$

La demande de biens adressée aux entreprises est de type CES, elle peut donc s'écrire de la manière suivante :

$$(4)\quad \begin{cases} y_1 = y - (1 - \beta)\, \sigma_D\, (p_1 - p_2) \\ y_2 = y - \beta\, \sigma_D\, (p_2 - p_1) \end{cases}$$

β est la part de la demande de biens 1 dans la demande finale et σ_D représente le degré de substituabilité entre le bien 1 et le bien 2.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

En remplaçant les prix (3) par leurs expressions dans les demandes de biens (4), on obtient :

$$(4') \quad \begin{cases} y_1 = y - [(1 - \beta)\, \sigma_D\, (\theta_1 - \theta_2)]\, (cw - ck) \\ y_2 = y - [\beta\, \sigma_D\, (\theta_1 - \theta_2)]\, (ck - cw) \end{cases}$$

On suppose que le bien 1 est plus intensif en travail que le bien 2, donc $\theta_1 > \theta_2$.

En remplaçant les demandes du bien 1 et 2, l'emploi dans chaque secteur dépend aussi de la demande agrégée de biens (y) :

$$(5) \quad \begin{cases} l_1 = y - [(1 - \theta_1)\, \sigma_{KL} + (1 - \beta)\, \sigma_D\, (\theta_1 - \theta_2)]\, (cw - ck) \\ l_2 = y - [(1 - \theta_2)\, \sigma_{KL} - \beta\, \sigma_D\, (\theta_1 - \theta_2)]\, (cw - ck) \end{cases}$$

On admet que : (l'emploi global) $l = \pi l_1 + (1 - \pi)\, l_2$ et $\tilde{\theta} = \pi\, \theta_1 + (1 - \pi)\, \theta_2$, avec π la part des emplois du secteur 1 dans l'emploi global. En partant de ces hypothèses et en intégrant les expressions du système (5), l'équation de la demande agrégée de travail s'exprime de la manière suivante :

$$\mathbf{l = y - [(1 - \tilde{\theta})\, \sigma_{KL} + (\pi - \beta)\, \sigma_D\, (\theta_1 - \theta_2)]\, (cw - ck) \quad (DD)}$$

La sensibilité de la demande de travail macroéconomique à son coût dépend à la fois de la technologie utilisée et/ou de la substituabilité entre les biens.

- La logique des modèles de demande de travail "récent" est respectée lorsque *les techniques de production sont identiques pour toutes les entreprises*. L'identité ci-contre est donc vérifiée : $\boldsymbol{\theta_1 = \theta_2 = \theta}$. Dans ce cas particulier, la demande de travail agrégée s'exprime bien de la manière suivante : $\mathbf{l = y - [(1 - \theta)\, \sigma_{KL}\, (cw - ck)]}$. Les estimations faites sur données d'entreprises représentatives apparaissent solides que dans le cas d'un bien unique car la question de la substituabilité entre les biens ne se pose pas.

- Supposons par exemple que *le capital et le travail sont strictement complémentaires* au sein des deux entreprises ($\sigma_{KL} = 0$).

L'équation de la demande de travail agrégée donne $\mathbf{l = y - [(\pi - \beta)\, \sigma_D\, (\theta_1 - \theta_2)]\, (cw - ck)}$. La complémentarité des facteurs n'exclut pas une substitution capital-travail dite indirecte au niveau macroéconomique en cas de hausse du coût du travail. Ce résultat résulterait de l'effet de transfert entre biens et services (σ_D) effectué par les consommateurs. La demande des ménages se déplacerait vers les produits moins intensifs en travail (cas du bien 2) si le coût du travail augmente. Ce qui provoque la baisse de l'emploi et l'accroissement du capital. À l'inverse, une réduction de la fiscalité du travail peut, en cas d'absence de substituabilité entre les facteurs, favoriser la création d'emplois.

- Supposons maintenant une *situation de forte spécialisation sectorielle*. Le secteur 1 produit un bien exclusif en travail ne contenant pas de capital – inversement pour le secteur 2-. Dans ce cas, on vérifie l'égalité suivante : $\theta_1 = 1$, $\theta_2 = 0$, $\pi = 1$ (l'emploi global se situe dans

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

le secteur 1) et que $\tilde{\theta} = \theta_1$. Alors la demande de travail agrégée s'exprimerait de cette sorte : $\mathbf{l = y - (1 - \beta)\, \sigma_D\, (cw - ck)}$. Dans ce cas, la substituabilité entre les biens et la part des biens travail dans la consommation totale apparaissent comme les déterminants pour mesurer l'impact sur l'emploi d'une variation du coût du travail. Là aussi, il apparaît qu'« a*u niveau agrégé, la substitution entre biens joue un rôle aussi important que la substitution entre facteurs* » (Germain [1997], p. 82).

La démarche d'estimation des modèles de demande travail macroéconométrique génère des contraintes sur l'estimation des paramètres et impose des délais d'ajustement trop élevés. Ainsi le calcul du coefficient optimal du travail issu du programme de maximisation du profit de la firme représentative exceptionnellement retenu dans la nouvelle version Mimosa, modèle macroéconomique traditionnel, a été finalement abandonné malgré sa rigueur de spécification (cf. Mimosa [1996], p.116). Enfin, notons que l'hypothèse que les salaires ne s'ajustent pas aux chocs de cotisations est théoriquement critiquable[34]. Car la nouvelle modélisation macroéconométrique de la demande de travail ne prend pas en compte les effets de l'offre agrégée de travail et de capital sur la rémunération des facteurs de production. Qu'adviendra-t-il des effets de la fiscalité du travail si ces aspects-là entrent en jeu ?

[34] Selon Blinder (1988), l'absence de fondements explicites aux rigidités nominales est tout à fait logique « *Puisque les fonctions d'offre et de demande déduites des principes standards néoclassiques de maximisation sont toujours homogène de degré 0 par rapport aux variables nominales, ce n'est pas une tâche facile* » (p. 279, in Laurent et al. [1999] p. 52).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3. Les effets de la fiscalité du travail dans un contexte d'ajustement de l'offre agrégée de travail et de capital : vers une analyse "plus large" de l'incidence des cotisations-taxes.

L'étude de l'impact de la cotisation-taxe sur la demande de travail macroéconomique a été menée dans un cadre de concurrence imparfaite où la rémunération nette des facteurs est supposée insensible aux chocs de cotisations. Cette hypothèse renvoie à une rémunération des facteurs fixe qui se traduit par des élasticités de l'offre de travail et de capital infinies ou égales (en valeur absolue). Mais cette hypothèse est jugée trop limitative. La littérature néoclassique théorique et empirique montre que la rémunération des facteurs se modifie en cas de déséquilibre sur les marchés. Il convient de mettre en évidence cet aspect dans l'étude de l'incidence des cotisations. L'analyse théorique de l'incidence de la fiscalité inscrite dans une telle perspective devient plus riche et variée. Car on tente de fournir des éléments de réponse en partant d'un cadre d'analyse dans lequel l'interdépendance entre l'ensemble des marchés (travail, capital) est primordiale. L'idée de base est de supposer qu'une modification de la fiscalité du travail peut *a priori* se répercuter sur les prix, les salaires et la rémunération nette du capital. C'est à Harberger (1962) que l'on doit "*la première tentative d'analyse complète de l'incidence de la fiscalité en équilibre général*". Celle-ci fut réalisée dans le cadre d'une économie statique à deux biens et deux facteurs de production, le travail et le capital, où le stock de capital est donné et le plein emploi de la main d'œuvre réalisé. La réaction de l'offre de capital n'a été intégrée dans l'analyse que par la suite, notamment dans les travaux s'inspirant du modèle de croissance de Robert Solow (1956). L'étude d'incidence fiscale la plus complète a été l'œuvre de Atkinson et Stiglitz (1980). Les développements qui vont suivre reprennent les enseignements qui découlent de ce travail (pour plus de détails cf. Germain [1997]).

Nous allons d'abord exposer la maquette d'incidence des cotisations en termes d'équilibre général avant de décliner les principales leçons d'incidence des chocs de cotisations (3.1). Puis nous allons questionner les réformes parafiscales financées (3.2). Enfin, nous relèverons les limites des modèles d'incidence parafiscale en

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

termes d'équilibre général néoclassique (3.3).

3.1. La formalisation du modèle néoclassique d'incidence des cotisations en termes d'équilibre général et les principales leçons en matière de fiscalité du travail.

3.1.1. La maquette d'équilibre général.

On reprend ici la brève présentation formelle proposée par Jean-Marc Germain [1997] (Germain [1997], p. 87-88). Le propos consiste dans un premier temps à préciser les choix en matière de combinaisons productives effectuées par les entreprises en concurrence monopolistique disposant d'une technologie de production de type CES ; et à matérialiser les conditions de l'offre de travail et de capital dans l'économie. Dans un second temps, on intègre la question de l'impact de la fiscalité du travail dans la détermination du niveau de la production macroéconomique optimale avant d'indiquer les ajustements qui en résultent dans les marchés des facteurs de production.

Demandes de facteurs de production et Offres agrégées de travail et de capital

$$(DD)\quad \begin{cases} l = y - (1-\theta)\sigma(cw - ck) \\ k = y - \theta\,\sigma\,(ck - cw) \end{cases}$$

FPF (frontière des prix des facteurs) $\theta\,(cw - p) + (1-\theta)(ck - p) = C^{te}$;

avec l, k, y, θ respectivement le logarithme de l'emploi, du capital, de la production, et la part de la rémunération du travail ; cw et ck respectivement le logarithme du coût du travail et celui du capital. En admettant que les marges sont insensibles au choc de cotisations, on trouve le système d'équations suivant :

$$(DD')\quad \begin{cases} l = y - \sigma\,(cw - p) \\ k = y - \sigma\,(ck - p) \end{cases}$$

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

On détermine la formation des rémunérations nettes réelles du travail et du capital comme suit :

$$(OO)\begin{cases} w-p=\dfrac{l}{\rho_L} \\ (rk-p)=\dfrac{k}{\rho_K} \end{cases}$$

w correspond au salaire net ; rk est la rémunération du capital après impôt.

Vers la maquette d'incidence de la fiscalité du travail dans le cadre d'équilibre général néoclassique

On désigne par Tw le taux de prélèvement assis sur le coût du travail. Celui-ci est noté comme suit $C_W = W.(1+T_W)$, où W est le salaire net. En log-linéarisant, on trouve $cw = w + tw$. Parallèlement, on définit le coût du capital $ck = rk + tk$ avec tk, le taux de prélèvement log-linéarisé mesuré sur le capital.

À l'équilibre général, on détermine les effets de la fiscalité sur le niveau d'équilibre de la production, puis on indique leur impact sur l'emploi et le stock de capital et leurs influences dans la rémunération nette et les coûts réels des facteurs de production.

L'équation d'incidence des cotisations sur le produit donne l'expression ci-dessous :

$y = -\lambda\,\theta\,\rho_L\,(\sigma+\rho_K)\,tw - \lambda\,(1-\theta)\,\rho_K\,(\sigma+\rho_L)\,tk$, où $\lambda = (1-\theta)\,(\rho_L+\sigma)+\theta\,(\rho_K+\sigma)$, λ positif.

Les effets sur le marché du travail et du capital du choc de cotisations sont résumés dans les deux systèmes d'équations suivants :

$$\begin{cases} l = -\lambda\,(\sigma+\theta\,\rho_K)\rho_K\,tw - \lambda\,\rho_K\,\rho_L\,(1-\theta)\,tk \\ w - p = -\lambda\,(\sigma+\theta\,\rho_K)\,tw - \lambda\,\rho_K\,(1-\theta)\,tk \\ cw - p = -\lambda\,(1-\theta)\,\rho_L\,tw - \lambda\,\rho_K\,(1-\theta)\,tk \end{cases}$$

$$\begin{cases} k = -\lambda\,\rho_K\,\rho_L\,\theta\,tw - \lambda\,(\sigma+(1-\theta)\,\rho_L)\,\rho_K\,tk \\ rk - p = -\lambda\,\rho_L\,\theta\,tw - \lambda\,(\sigma+(1-\theta)\,\rho_L)\,tk \\ ck - p = -\lambda\,\rho_L\,\theta\,tw - \lambda\,\theta\,\rho_K\,tk \end{cases}$$

Il en découle les leçons ci-dessous.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

3.1.2. Les principales leçons en matière d'incidence parafiscale.

La taxation des facteurs de production frappe le produit national. À l'inverse, une détaxation relancerait la croissance et l'emploi des facteurs de production.

Pour ce qui concerne la taxation du travail, la sensibilité de l'offre de travail au salaire jouerait un rôle essentiel dans l'effet de la fiscalité sur le produit et le coût réel du travail. L'effet de la modification des cotisations sur l'emploi est particulièrement influencé par le degré de sensibilité de l'offre de capital à la rémunération nette réelle du capital. Le rôle de la substituabilité entre les facteurs de production dans l'impact de la fiscalité du travail sur le produit, les salaires et l'emploi est nettement relativisé.

Les effets des ajustements de cotisations dans l'économie sont traduits dans le tableau suivant.

Tableau 4 Les effets des ajustements de cotisations dans le cadre d'équilibre général néoclassique.

	Produit	Emploi	Salaire net réel	Coût réel du travail	Thèses en matière d'incidence des cotisations
Si ρ_L et ρ_K non nulles[35]	-	-	-	-	Incidence parafiscale partielle
Si ρ_L et ρ_K nulles	0	0	-	0	Neutralité

Lecture : Le signe 0 traduit l'absence de lien entre le choc de cotisations et la variable retenue ; + signifie un lien théorique positif ; - signifie un lien théorique négatif.

L'analyse théorique des effets de l'allégement des charges sociales dans un contexte de forte mobilité des capitaux.

L'allégement des charges sociales représente une subvention publique accordée aux

[35] On retient ici le cas de courbes d'offre de travail et de capital croissantes dont les élasticités sont finies. Lorsque l'une des deux élasticités tend vers l'infini, on obtient des résultats allant dans le même sens et infiniment plus importants, saufs si l'élasticité de l'offre de travail est nulle (le produit et le coût réel du travail restent inchangés) ou si celle de l'offre de capital l'est aussi (l'emploi demeure stable).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

entreprises. Il provoque une baisse de la rémunération nominale du travail qui entraîne une baisse des prix. Ceci provoque une hausse de la rentabilité réelle des capitaux investis c'est-à-dire améliore la rémunération nette réelle des capitaux placés en France. Il s'ensuit une entrée de capitaux étrangers (excès d'offre de capital) dont la conséquence est la baisse du coût nominal du capital, et donc des prix des biens à nouveau. La rentabilité nette réelle du capital s'accroît davantage. Une nouvelle vague d'entrées de capitaux s'effectue et induit encore des effets désinflationnistes. Ainsi de suite (…).

Les mouvements d'entrées de capitaux s'arrêteront à partir du moment où les baisses successives de prix compenseront celles du coût nominal du capital et coïncideront avec la réduction initiale du coût nominal du travail. Une telle situation renvoie l'économie française sur la frontière des prix des facteurs (cf. Germain [1997], p.85). L'entrée des capitaux en France, suite à leur plus grande rentabilité en hexagone, augmente le potentiel productif national et favorise la création d'emplois. Il se dégage une hausse de la productivité apparente du travail et des salaires. Certes la hausse des salaires nets réels risque d'amortir les effets positifs sur l'emploi attendus de la réduction des charges sociales mais l'attrait de capitaux stimule la production qui génère nettement plus d'emplois. Le travail et le capital augmentent simultanément. On constate que la substituabilité entre les facteurs ne joue plus un rôle central, tout dépend de l'élasticité de l'offre de capital au taux de rentabilité (Germain [1997], p. 86). D'où le rôle positif sur la production et l'emploi de la rentabilité réelle des capitaux.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.2. Les autres leçons en matière d'incidence des cotisations : cas de réductions de charges sociales financées.

La maquette d'incidence en cas de réformes parafiscales compensées

Dans le cadre des réformes parafiscales neutres, la stricte égalité entre les recettes et les dépenses se traduit par la relation $\Delta T_W WL = -\Delta T_K R_K K$. Cela donne l'équation suivante : $tw\,\theta + (1-\theta)\,tk = 0$. En remplaçant tk, exprimé en fonction de tw, dans la maquette néoclassique d'incidence des cotisations, on aboutit aux résultats suivants : $y = -\lambda\,\theta\,(\rho_L - \rho_K)\,\sigma\,tw$ (Germain [1997], p. 84).

$$\begin{cases} l = -\lambda\,\rho_L\,tw \\ w - p = -\lambda\,\sigma\,tw \\ cw - p = -\lambda\,((1-\theta)\,\rho_L + \rho_K\,\theta)\,tw \end{cases} \qquad \begin{cases} k = -\lambda\,\sigma\,\rho_K\,\dfrac{\theta}{1-\theta}\,tw \\ rk - p = -\lambda\,\sigma\,\dfrac{1}{1-\theta}\,tw \\ ck - p = -\lambda\,\dfrac{\theta}{1-\theta}\,((1-\theta)\,\rho_L + \rho_K\theta)\,tw \end{cases}$$

En partant de la maquette d'incidence des réformes parafiscales compensées, on peut envisager les effets de quelques cas de figures de financement.

3.2.1. Cas d'élasticités d'offre de capital et de travail identiques.

Lorsque l'on admet que ρ_K et ρ_L tendent vers l'infini, c'est-à-dire une rémunération fixe des facteurs, les répercussions se traduisent comme suit ($\lambda = 1$) :

$$\begin{cases} y = 0 \\ l = -\sigma\,tw \\ k = \dfrac{\sigma\,\theta}{1-\theta}\,tw \\ cw - p = -\,tw \end{cases}$$

La baisse de cotisations sociales financée par un prélèvement sur le capital n'a aucun impact sur le produit. Elle entraîne un mécanisme de substitution travail-capital dont l'ampleur dépend du degré de substituabilité entre ces deux facteurs. La hausse des prix généré par la taxation du capital mobile entraîne une hausse du coût

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

réel du travail (Germain [1997], p. 86). On retrouve des prédictions théoriques proches du modèle de demande de travail macroéconomique.

3.2.2. Une taxation de l'activité productive : cas de l'impôt sur les sociétés.

La réduction des charges sociales financée par l'impôt sur les sociétés donne les résultats suivants :

$$y = \sigma\, tw$$

$$\begin{cases} l = 0 \\ w - p = 0 \\ cw - p = tw \end{cases} \qquad \begin{cases} k = \dfrac{\sigma}{1-\theta}\, tw \\ rk - p = 0 \\ ck - p = -\dfrac{\theta}{1-\theta}\, tw \end{cases}$$

Une telle mesure impacte négativement le produit et entraîne une baisse du stock de capital productif (Cotis et L'Horty (1996), op. cit. Germain [1997], p. 86). Elle provoque certes une baisse du coût réel du travail d'un montant égal aux allégements mais l'emploi et les salaires nets restent inchangés. Car les effets positifs de la réduction de charges sociales sont totalement absorbés par les effets négatifs de la taxation du capital avec les fuites des capitaux à l'étranger. On voit bien que la rémunération nette du capital après prélèvement des impôts sur les sociétés demeure stable car elle fixée par les conditions de rémunération prévalant au niveau international.

Mais en cas de mobilité réduite ou imparfaite des capitaux, la baisse des cotisations financée par une taxation du capital conduit à des résultats théoriques différents :

- Les effets sur l'emploi sont positifs et dépendent du degré de substitution entre les facteurs de production, de l'intensité de la sensibilité de l'offre de travail et de capital et de la valeur du paramètre λ (Germain [1997], p. 90).
- L'effet sur les salaires réels s'avère aussi positif. Il augmente d'autant plus que la substituabilité entre les facteurs de production est forte et le paramètre λ élevé.
- L'impact sur la production apparaît plus ambigu. Il est négatif lorsque l'élasticité de l'offre de travail est relativement plus faible que celle du capital, nul si ces deux

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

élasticités sont égales, positif si la sensibilité de l'offre de capital est relativement faible. Cela reflète l'un des enseignements majeurs de la théorie de la fiscalité : « *il vaut mieux taxer le facteur le plus inélastique* ».

3.2.3. Une taxation des dividendes ou des capitaux détenus par les ménages français.

On interroge ici l'efficacité des allégements de charges sociales financés par une taxation du capital détenu par les Français dans un contexte de parfaite mobilité internationale des capitaux (ρ_K tend vers l'infini). Ce cas particulier peu présent dans la littérature théorique, contrairement aux autres abordés jusqu'ici, a été traité de manière inédite par Jean Marc Germain [1997]. Il remplace l'équation d'offre de capital d'équilibre par celui des ménages et aboutit aux résultats suivants :

$$y = -\rho_L \, tw$$

$$\begin{cases} l = -\rho_L \, tw \\ w - p = -tw \\ cw - p = 0 \end{cases} \qquad \begin{cases} k = -\rho_L \, tw \\ rk - p = -\dfrac{1}{1-\theta} tw \\ ck - p = 0 \end{cases}$$

La baisse des charges sociales financée par une taxation des capitaux détenus par les Français permettra de relancer la production, d'accroître le stock de capital productif, d'améliorer les salaires et de stimuler l'emploi. On observe que les effets bénéfiques d'une telle mesure sur le produit national et l'utilisation des facteurs de production seraient d'autant plus importants que la sensibilité de l'offre de travail au salaire est forte. La baisse de la rentabilité nette ou après impôts du capital n'est pas préjudiciable à l'économie nationale car elle n'affecte pas le rendement relatif des placements effectués en France (Germain [1997], p. 86).

Ce résultat est à tempérer car le rendement avant impôts, c'est-à-dire la rémunération nette réelle du capital investi, ne va s'améliorer que transitoirement car il ne peut durablement s'écarter des normes internationales de rémunération du capital. Et que par ailleurs, une forte taxation des capitaux nationaux peut provoquer une forte évasion fiscale ou des fuites à l'étranger.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

3.3. Les limites du modèle d'incidence néoclassique d'équilibre général.

3.3.1. La taxation du capital comme unique déterminant de la mobilité des capitaux : une hypothèse trop simplificatrice.

L'étude de la fiscalité du travail dans le cadre du modèle néoclassique d'équilibre général met en avant certains comportements absents des modèles macroéconométriques. Par exemple, les effets de la fiscalité du travail transitent prioritairement par la formation de l'offre productive de biens. La démarche proposée est nettement plus riche que celle des modèles de demande de travail macroéconométrique. Cependant on ne peut pas en tirer des conclusions opérationnelles significativement différentes de celles des modèles d'incidence de demande de travail, notamment en cas de réformes parafiscales financées par le capital, si ce n'est qu'il est peu recommandé dans un petit pays ouvert au monde de trop taxer un facteur mobile tel que le capital pour financer des réductions de cotisations. Certes. Mais on sait aujourd'hui en partant de l'expérience française que la localisation des capitaux repose sur d'autres critères que la seule taxation du capital. L'attractivité d'un pays dépend entre autres de la qualité de ses infrastructures et du potentiel de ses ressources humaines.

3.3.2. Des comportements économiques difficilement repérables économétriquement.

Un obstacle de taille à surmonter consiste à valider économétriquement tous les ajustements macroéconomiques intrinsèquement liés à la modification des cotisations dans un cadre théorique aussi large. Pour arriver à un résultat satisfaisant, il est impératif d'introduire des paramètres non estimés qui sont étalonnés par le modélisateur. Ce qui relativise la pertinence des conclusions souvent élaborées en matière de fiscalité à partir de ces modèles.

Il convient de signaler que les tentatives d'étude d'incidence parafiscale en cas de facteur travail hétérogène à partir du modèle d'équilibre général procèdent à des opérations de transformation trop complexes et peu fiables. Les maquettes d'équilibre général comptables de l'économie française qui offrent une représentation

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

désagrégée du marché du travail par niveaux de qualification n'échappent pas à cette critique. Elles sont en effet construites de manière *ad hoc* et intègrent des comportements non repérables économétriquement.

L'hypothèse de la rigidité nominale *ex ante* des salaires à court terme, rejetée ici, est cependant admise dans les "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations. Cette hypothèse néo-keynésienne repose sur le fait que les contrats salariaux déterminent à l'avance les salaires d'embauche pour une période donnée ; et qu'il existe par ailleurs des coûts fixes d'ajustement des variables nominales encore appelés *coûts de catalogue* ou *menu-costs* (Phelps (1977), Taylor (1980) in Laurent et al. [1999], p. 52). Elle est questionnée dans la gamme des modèles de chômage d'équilibre que nous allons maintenant aborder dans le chapitre suivant.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Chapitre 3

L'impact des variations de cotisations dans les modèles de chômage d'équilibre : la fiscalité du travail dans les "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

À l'opposé de la nouvelle macroéconomie classique[36], les modèles de chômage d'équilibre proposent un cadre théorique non walrassien. Les modèles de chômage d'équilibre en sollicitant les théories de la négociation salariale et du salaire d'efficience mettent d'abord en avant l'idée selon laquelle la logique traditionnelle du marché du travail ne prime plus dans la détermination du salaire et de l'emploi d'équilibre. Et qu'en outre, le comportement des agents économiques rationnels atténue les mécanismes d'équilibrage entre les offres et les demandes de telle manière qu'il peut subsister sous certaines conditions un chômage involontaire. « *Dans les modèles de chômage d'équilibre, l'excès de salaire versé par les entreprises s'explique soit par la volonté d'inciter les salariés à l'effort et à la loyauté, soit par les mécanismes institutionnels qui règlent le partage du surplus entre les propriétaires de l'entreprise et les salariés. Par ailleurs, cette pression crée du chômage [involontaire durable].* » (Cornéo [1994], p.106).

Les modèles de chômage d'équilibre enrichissent le débat sur les effets des ajustements de cotisations pour deux raisons. Ils nous autorisent à poser la question de l'incidence des cotisations sur l'emploi et le chômage dans un cadre théorique qui rompt avec la problématique de l'arbitrage entre ajustements par les prix ou par les quantités, contrairement à la théorie du déséquilibre, et accorde une place centrale aux interactions stratégiques entre les agents économiques. Ils ouvrent en outre les débats à la fois sur l'effet-niveau et l'effet-progressivité des cotisations sur l'emploi.

À l'aune de toutes ces considérations, nous allons analyser les effets des cotisations sur les salaires, le coût du travail et l'emploi dans le cadre des modèles de chômage d'équilibre suivants : le modèle WS-PS "standard" pour l'ébauche des premières leçons en matière d'incidence parafiscale (1) ; les différents modèles de négociations salariales de type Layard-Nickell-Jackman (2) ; le modèle « intégré » de négociations salariales et de salaires d'efficience retraçant plusieurs régimes de cotisations et traitant les effets de la progressivité du système des prélèvements sur l'emploi (3).

[36] La nouvelle macroéconomie classique a été l'œuvre d'économistes libéraux qui ont décrété "*la fin de l'économie keynésienne*" (Robert Lucas (1980), « the dead of Keynesian economics », Issues and ideas, winter, University of Chicago). Ils proposent l'abandon du concept même de chômage involontaire et prônent un "walrasianisme" orthodoxe. Ils mettent en avant l'hypothèse des anticipations rationnelles initialement développée par John Muth (1961).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1. La question de l'impact du coin socio-fiscal sur le chômage d'équilibre à partir du modèle WS-PS standard.

Les nouvelles théories du marché du travail proposent une lecture du lien entre l'employeur et le salarié sous forme de monopole bilatéral à travers lequel ils disposent d'"*un pouvoir effectif de fixation des termes de l'échange*" (Cornéo [1994], p.107). Cette situation de rente résulte de l'existence de coûts indirects importants attachés à l'utilisation d'une main d'œuvre tels que les coûts liés à l'embauche, au licenciement, à la formation (etc.). Reste à savoir dans quelle mesure une telle situation modifie les conditions d'ajustement des salaires et de l'emploi en cas de chocs de cotisations. « [Les nouvelles théories du marché du travail] *sont généralement compatibles avec une architecture où la formation des salaires et des prix est résumée par deux relations structurelles, WS et PS, dont la combinaison détermine le niveau et les composantes du chômage d'équilibre. Leur objet est non seulement de décrire explicitement les comportements de prix et de salaire, mais aussi de produire des mécanismes originaux permettant de rendre compte de la permanence d'un sous-emploi involontaire.*» (L'Horty et Sobczak [1997], p. 107).

Il est donc nécessaire de voir comment le débat de l'impact de la fiscalité du travail sur l'emploi est abordé dans le cadre du modèle WS-PS standard (1.1), avant de présenter les premières conclusions en termes d'incidence des cotisations qui s'y dégagent (1.2).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1. Le modèle WS-PS : l'instrument d'évaluation macro-économique par excellence des politiques actives de l'emploi.

A l'origine le modèle WS-PS était conçu comme un instrument théorique et empirique permettant d'analyser les variations du taux de chômage naturel au Royaume-Uni, et les écarts entre ce taux et le taux de chômage effectif (cf. Layard-Nickell-Jackman [1991]). Par la suite, il est utilisé comme le cadre théorique « standard » pour l'évaluation macro-économique des politiques actives de l'emploi. Selon la nomenclature de l'OCDE, une mesure de politique active de l'emploi vise à influencer les variables fondamentales du marché du travail suivantes (cf. Erhel et alii [1999]) :

- les prix et les coûts salariaux, via la baisse des charges sociales ou le versement d'aides directes à l'emploi ;
- le nombre d'emplois à pourvoir et le nombre de salariés présents dans le marché du travail (emplois publics ou préretraites) ;
- le taux de chômage frictionnel, en permettant une meilleure adéquation des qualifications offertes et celles requises.

D'où la place prépondérante des modèles WS-PS dans les débats sur l'efficacité des politiques publiques de réduction des charges sociales pour relancer l'emploi.

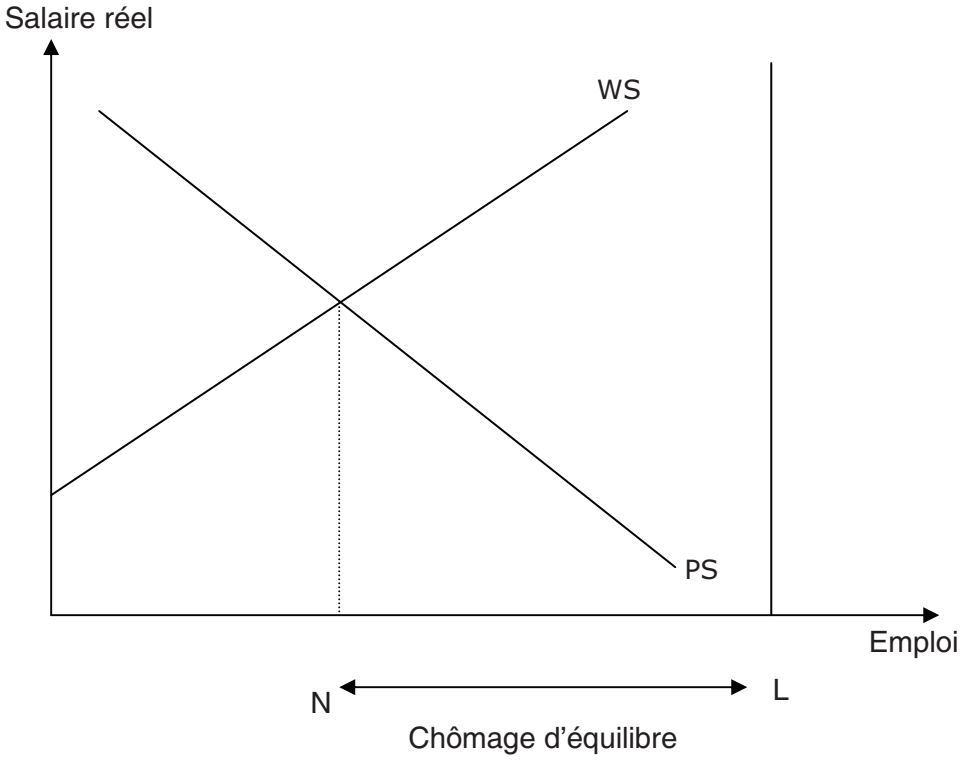
La courbe des prix PS propose un lien négatif traditionnel entre la demande de travail et le salaire réel.

Le modèle WS-PS standard peut être matérialisé par la représentation simplifiée dans la figure suivante.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Figure 6

Le modèle WS-PS standard.



N est le niveau de l'emploi, et L représente la population active.

La courbe des salaires WS, beaucoup plus structurelle, suggère une relation positive apparemment classique entre le salaire réel et l'emploi. Mais « *la lecture traditionnelle de la formation des salaires a fait l'objet d'un profond renouvellement avec l'émergence des nouvelles théories du marché du travail : théories du salaire d'efficience (Shapiro et Stiglitz, 1984), approche insiders-outsiders (Lindbeck et Snower, 1988), négociations salariales (Layard, Nickell et Jackman, 1991). Comme le souligne Lindbeck (1993), ces théories ont pour caractéristique commune de distinguer l'offre de travail émanant des ménages, du mode de formation des salaires qui résulte de l'interaction des firmes, des insiders, des syndicats ou du processus de négociation collective* » (L'Horty et Sobczak [1997], p.108).

La croissance simultanée des salaires réels et le taux d'emploi est diversement interprétée. On peut avancer l'idée d'après laquelle plus le niveau de l'emploi est important, plus les salariés ou leurs représentants sont en position de force pour

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

négocier des salaires élevés. On peut aussi mettre en avant des considérations en termes de salaire d'efficience. Quand le taux de chômage est faible alors la perte d'utilité des salariés, liée à un éventuel licenciement, est minime. Les opportunités extérieures pour les salariés sont donc grandes. Dans un tel contexte, les entreprises sont incitées à accorder des salaires plus élevés pour motiver et/ou conserver leur personnel. Dans la même foulée, les entreprises réalisent un double objectif, réduire le taux de rotation du personnel et attirer la main d'œuvre de qualité.

Le point d'intersection des courbes WS et PS permet de déterminer le taux de chômage d'équilibre. Celui-ci mesure l'écart entre le plein emploi de la population active et le taux d'emploi d'équilibre. On parle de la courbe semi-réduite de formation des salaires pour indiquer l'ensemble des points d'accord entre les protagonistes de la relation du travail. L'objet de l'étude de l'impact des cotisations est de savoir quelles sont les répercussions de la modification du coin socio-fiscal sur le taux de chômage d'équilibre ?

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.2. La formalisation du modèle WS-PS et les thèses en matière d'incidence des cotisations concurrentes.

Le modèle WS-PS se présente sous la forme d'un modèle d'équilibre général comportant trois équations : une équation de prix, une équation de salaires et une relative à l'emploi.

L'explication du chômage repose sur deux catégories de déterminants : les variations de la demande et les facteurs de pression salariale[37]. Les entreprises fixent les prix à partir de la demande qui leur est adressée et la formation des salaires s'effectue dans un cadre de concurrence imparfaite où joue un ensemble de facteurs de pression salariale. Comme les prix, déterminés par les entreprises à partir de leur contrainte de débouchés, sont supposés connus alors l'équilibre général résulterait de l'amalgame entre l'équation d'emploi et celle des salaires.

La maquette analytique WS-PS

Les équations d'emploi (courbe PS) et celle des salaires (courbe WS) s'expriment respectivement comme suit (cf. Layard et Nickell [1986], p. 271) :

$$-\frac{N}{L}=g\left(\frac{w}{PA},\sigma_e\right).\frac{K}{AL}$$

, où N est le niveau de l'emploi ; L représente la population active ; w sur P le salaire réel, A le progrès technique incorporé au facteur travail ; σ_e le niveau de la demande anticipée ; K le stock de capital utilisé. La courbe PS exprime le comportement de demande de travail des entreprises. Elle est une fonction décroissante du salaire réel et croissante ou nulle de la demande anticipée.

$$-\frac{w}{P}=h\left(A,\frac{K}{L},\frac{N}{L},Z,\frac{P^*}{P},\frac{P}{P_e}\right)$$

, avec Z qui englobe l'ensemble des facteurs exogènes pouvant se répercuter sur les salaires ; $\frac{P^*}{P}$ l'indicateur de la compétitivité-prix des entreprises ; $\frac{P}{P_e}$ mesure les déviations par rapport aux prix anticipés. Seule cette dernière variable influence

[37] "*The model assumes price-setting firms and non competitive wage determination*" (Bellman, Jackman (1996), p. 726, op. cit. L'Horty et al. [1997]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

négativement la formation des salaires. La courbe WS ou la courbe de formation des salaires est donc une fonction croissante du taux d'emploi et des principaux facteurs exogènes de pression salariale (Z).

Les effets des ajustements de cotisations sur les salaires et le chômage d'équilibre : les principales thèses d'incidence des cotisations.

Il existe trois voies pour appréhender théoriquement les effets du choc de cotisations à travers la maquette WS-PS exposée ci-dessus.

- Soit on suppose que le choc de cotisations est perçu comme un choc exogène sur les coûts pour les entreprises. Cela entraîne en cas de réduction des charges sociales une augmentation de l'emploi d'équilibre. Ce qui déclenche par la suite un effet positif sur les salaires mais négatif sur l'emploi. Le supplément de demande de travail occasionnée par les mesures d'allégement de charges est totalement neutralisé à terme par la hausse des salaires. Une telle interprétation laisse clairement entendre qu'une politique de réduction des charges sociales n'aurait aucun impact sur le coût du travail et l'emploi. Il s'agit de **la thèse de la neutralité** *ex post* **des cotisations**.
- Soit on suppose que le choc de cotisations est intégré dans la démarche stratégique des salariés qui entretiennent un lien de complémentarité entre les cotisations et les salaires. Par exemple en cas d'allégement de cotisations sociales non financé, les salariés pour anticiper la perte de bien-être subie en cas de licenciement acceptent de réduire leur salaire réel. La baisse des cotisations provoque une baisse du coût du travail mais l'emploi demeure stable. Il s'agit de **la thèse de l'équivalence parafiscale des cotisations**.
- Soit on propose un "véritable" bouclage macroéconomique en faisant appel à des effets revenus, via les chocs de productivité, qui impactent à terme positivement la demande de travail des entreprises. Suivant cette approche, on retrouve selon le contexte **la thèse de l'équivalence des cotisations ou celles d'incidence parafiscale (négative ou positive).**

Il est toutefois problématique de déterminer l'impact des cotisations sur le chômage d'équilibre en amalgamant les équations de salaires et de prix. Pour cela il faut élaborer u*ne forme semi-réduite d'équation de salaires structurellement identifiable et économiquement interprétable.*

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Comment la clarification des conditions d'identification des formes structurelles (cf. Encadré 8) a été menée dans les modèles WS-PS d'incidence des cotisations en concurrence imparfaite ? Quelles sont les leçons en termes d'impact de la fiscalité du travail qui ont été élaborées ?

Encadré 8

Le problème de l'identification dans les modèles WS PS : une présentation simplifiée.

Le problème d'identification se pose lorsque l'on cherche à estimer un système d'équations simultanées, c'est-à-dire des équations ayant les mêmes variables. Dans un tel cas de figure, il est difficile de différencier les équations entre elles et de les distinguer de toute autre équation correspondant à une de leur combinaison linéaire.

L'estimation d'une courbe de demande et d'une courbe d'offre se heurte essentiellement à la question de l'identification. Prenons cet exemple classique :

$$q = a + b\,p + \varepsilon_1 \quad \text{(offre)}$$

$$q = c + d\,p + \varepsilon_2 \quad \text{(demande)}$$

La solution de ce système correspond à un ensemble de points d'équilibre (q_j, p_j) inclus dans l'ensemble des combinaisons possibles. La régression directe des quantités offertes et demandées sur les prix (régression des q_j sur les p_j) donne une droite décroissante par rapport aux quantités. On n'aboutit ni à une courbe d'offre ni à une courbe de demande mais à une de leurs combinaisons envisageables.

En fait, le problème de l'identification se manifeste en cas de présence de formes statistiques équivalentes. Ici, ce problème apparaît à travers la formulation de la quantité offerte ou demandée qui est une fonction linéaire du prix et du résidu (terme d'erreur). Ce cas de figure revient à procéder à l'estimation directe de l'équation présentée sous la forme suivante : $q = \alpha + \beta\, p + \varepsilon$. Sans aucune indication supplémentaire, cette estimation est susceptible de fournir une combinaison quelconque des deux formes structurelles.

Pour résoudre ce problème, il faut que chacune des deux équations contienne une variable que l'autre ne retient pas. On applique ainsi les critères d'identification (conditions d'exclusion, condition sur le rang). Il s'agit d'identifier une équation en la rendant statistiquement différente des autres équations.

La *contrainte d'identification* se pose dans le cas du modèle WS-PS qui propose une représentation microéconomique des négociations salariales collectives dont la caractéristique centrale est le salaire réel. Ce dernier dépend théoriquement des variables retenues à la fois dans la fonction ''objectif'' des employeurs et celle des salariés. En

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

d'autres termes, *toute variable figurant dans la courbe PS doit être reprise dans la courbe WS. L'identification de la courbe WS, sous sa forme log-linéarisée, est alors impossible*. Cette impossibilité est avérée dans tous les modèles de négociations salariales. Selon Bean (1994), cela s'explique par le fait que dans la formation des salaires on retient toujours le coût d'opportunité du travail. Or ce dernier, au-delà de son lien avec les modalités d'indemnisation du chômage, retient la valeur réelle du loisir. Cette valeur est quant à elle liée à la consommation par tête qui résulte de l'évolution tendancielle de la productivité : "*La courbe de formation des salaires est donc "ontologiquement" liée à la courbe de formation des prix, si bien* qu'il est impossible de définir une forme structurelle de l'offre de travail *(au sens où elle serait indépendante de la courbe de demande)*".

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2. L'étude de l'incidence du coin socio-fiscal dans le cadre des modèles de négociations salariales.

Deux catégories de "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations de type Layard-Nickell-Jackman seront abordées ici. Le modèle de négociations salariales proprement dit de Layard, Nickell et Jackman [1991] (2.1). Le modèle de négociations des salaires où certaines spécifications de Layard, Nickell et Jackman seront abandonnées (2.2).

2.1. Ajustement des cotisations et emploi dans le cadre du modèle de négociations salariales de Layard-Nickell-Jackman.

2.1.1. Les conditions d'identification des formes structurelles des équations de salaires et de prix : l'option à la Layard-Nickell-Jackman.

Un problème de taille surgit lorsque l'on tente d'estimer les paramètres du système d'équations simultanées, c'est-à-dire des équations ayant les mêmes variables, du modèle de négociations salariales. Car l'équation de salaire contient toutes les variables de l'équation de prix. On a pu contourner cet obstacle dans bon nombre de travaux dont ceux de Cotis-Loufir [1990], Cotis-Mihoubi [1990], Hénin-Collard [1994] grâce au foisonnement des techniques de l'économétrie (modèles à correction d'erreur, techniques de cointégration). « *Néanmoins, ces travaux n'estiment qu'une forme réduite, et ne permettent pas de déterminer les formes sous-jacentes des équations de salaires et de prix.* » (L'Horty et Sobczak [1997], p. 110). Or, l'enjeu est de décliner les conditions d'identification des formes structurelles des équations de salaires et de prix. Cette réflexion ne peut être menée uniquement à travers l'économétrie car elle exige une réelle construction théorique de la courbe de formation des salaires. Quelles sont alors les voies à emprunter ?

- Le premier choix cohérent porte sur une expression WS non linéaire identifiable. Mais une telle initiative comporte deux lacunes : le recours à des techniques d'estimation non-linéaires trop lourdes et une trop grande dépendance des

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

conclusions aux spécifications théoriques élaborées.

- Une seconde voie qui consiste à trouver une forme semi-réduite WS' sans terme de productivité, proche de la forme structurelle WS, qui reste identifiable et interprétable économiquement. Comme le soulignent certains économistes, le problème découle de la présence d'un terme de productivité dans l'équation de salaire (Manning (1993), Bean (1994) cf. encadré 8). Il suffit alors de supposer comme le préconise la théorie économique que le niveau de la *productivité n'est plus un facteur explicatif de la détermination des salaires* pour que le problème de l'identification disparaisse (L'Horty et Rault [2003]). Mais une telle option peine à donner lieu à une forte adhésion car l'allure quasi-synchrone de la courbure de la productivité et des salaires est un fait stylisé robuste.

- Une troisième voie intermédiaire qui vise à trouver "*un compromis satisfaisant entre une forme structurelle que l'on ne sait pas identifier et une forme réduite que l'on ne sait plus interpréter*". Cette option a initialement été proposée par Layard, Nickell et Jackman [1991], et fut poursuivi par Lindbeck (1993). Leur travail découle d'une synthèse des principaux modèles de chômage d'équilibre permettant de mieux fonder microéconomiquement les ajustements en œuvre et de clarifier la spécification des formes structurelles des courbes de prix et de salaires. La logique du modèle de négociations salariales de type Layard-Nickell-Jackman permet de traiter de façon cohérente la question de l'incidence de la variation du coin salarial (cotisations, taxes et impôts) sur la formation des salaires réels et l'emploi. Le propos ici est de rendre compte des conclusions en matière d'incidence de la parafiscalité tirées de ces modèles, notamment celui de Layard-Nickell-Jackman [1991].

2.1.2. La thèse de la neutralité parafiscale de Layard-Nickell-Jackman.

On constate que les constructions reposant sur des modèles "univariés", par exemple la formation des salaires, permettent certes de prendre en compte de multiples variables mais ignorent l'interdépendance des courbes WS-PS. Par contre, les constructions recourant aux modèles "multivariés", les modèles de type WS-PS, tiennent compte de cette interdépendance mais du coup limitent le nombre de variables retenues. Mais en partant d'un modèle WS-PS "minimal", où le nombre de variables est réduit au strict minimum (salaire réel, productivité apparente du travail et taux de chômage), on peut aisément retrouver les implications majeures du

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

modèle de négociations salariales de Layard, Nickell et Jackman (cf. L'Horty et Sobczak [1997]). La formation des prix et des salaires (log-linéarisés) se décline comme suit :

$$\begin{cases} w - p = \rho_1 (y - n) + \beta_2 u + \gamma \\ w - p = \rho_2 (y - n) + \beta_1 u + \delta \end{cases}$$

w - p représente le logarithme du salaire réel ; (y – n) le logarithme de la productivité-cible ou tendancielle du travail, il s'agit de la productivité apparente de plein emploi qui rapporte le PIB sur la population active ; les constantes γ et δ captent les effets résiduels des autres facteurs non encore identifiés pesant sur la détermination des prix et des salaires ; ρ_1 et ρ_2 constituent les élasticités des salaires à la productivité ; β_1 et β_2 mesurent la sensibilité des salaires au chômage, noté u. Dans la mesure où la valeur de ces deux derniers paramètres est différente dans les deux relations structurelles alors les déterminants des salaires et des prix sont *a priori* ceux du chômage d'équilibre. Parmi ces déterminants, le statut de la productivité a fait l'objet d'une attention particulière.

Layard-Nickell-Jackman proposent un certain nombre d'hypothèses simplificatrices : une fonction de production Cobb-Douglas à élasticité de substitution unitaire, une fonction de demande iso-élastique, une fonction d'utilité syndicale à aversion relative pour le risque constante, un système de prélèvements (cotisations et impôts) uniformes, un taux de remplacement des revenus d'activité exogène. Ils admettent que l'indexation des salaires à la productivité est unitaire.

En faisant basculer le terme de la productivité apparente du travail dans le second membre des deux équations structurelles, on parvient avec l'hypothèse de l'élasticité unitaire de la productivité à exprimer le système d'équations en fonction de la part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée. Pour déterminer formellement la valeur du chômage d'équilibre, il suffit de différencier la part des salaires dans la valeur ajoutée dans l'équation des salaires et celle des prix. On obtient ainsi la forme semi-réduite d'équation de salaire (WS'), représentant une des combinaisons linéaires de WS et PS, qui définit le niveau du chômage d'équilibre[38].

[38] Compte tenu du fait que l'amalgame entre l'équation des prix et celle des salaires est effective

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Cette forme réduite, présentée dans le modèle de Layard-Nickell-Jackman [1991] comme la forme structurelle de l'équation des salaires (WS), éclipse le salaire réel et la productivité. L'équation structurelle de salaire identifiable (WS') ne contient donc pas de termes de productivité et de salaire réel, et constitue de ce fait une courbe de chômage d'équilibre verticale dans le plan chômage-salaire réel.

Le terme du chômage d'équilibre peut s'exprimer grosso modo comme suit, $U^* = \gamma'/\beta$. cette expression apparaît comme une forme simplifiée de l'équation de chômage d'équilibre décrite à partir de l'équation des salaires des modèles macroéconométriques traditionnels de long terme (Legendre [1999], op. cit. supra). Des exigences salariales accrues ou une pression parafiscale plus forte augmente le chômage d'équilibre (γ' augmente). Mais de telles mesures modifient les conditions de la négociation salariale. Elle provoque une plus grande flexibilité dans le marché du travail (β endogène augmente) dont la résultante est la baisse des salaires réels favorisant un retour du chômage d'équilibre à son niveau initial, celui qui permet "*d'apporter la paix dans la bataille des taux de marge"* (Bean (1989)). L'équation de salaire identifiable est une courbe verticale.

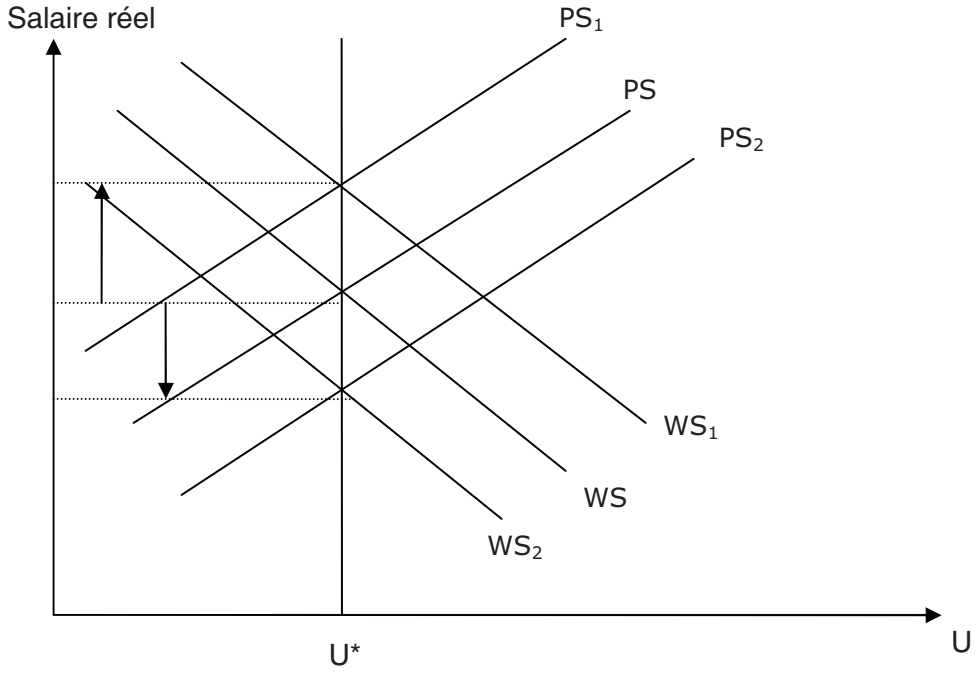
(modèle « multivarié »), on peut considérer que le modèle de Layard-Nickell-Jackman est fondamentalement un *modèle de répartition*. Même si aucun conflit de répartition n'est concrètement posé à partir du moment où Layard-Nickell-Jackman retiennent une fonction Cobb-Douglas avec une élasticité de substitution entre les facteurs de production unitaire (le rapport des productivités est égal à celui des prix des facteurs).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Le modèle de Layard-Nickell-Jackman [1991] confirme la thèse « classique » de la neutralité fiscale des cotisations. Aucun effet n'est à long terme observé sur le coût du travail et l'emploi. En voici une illustration graphique (figure 7).

Figure 7

La courbe de négociations salariales verticale : cas de la neutralité des cotisations.



Lecture : La situation 1 concerne la baisse des cotisations. La situation 2 traduit une hausse des cotisations.

Dans le cas de la baisse des cotisations sociales, les courbes de salaires (WS) et de prix (PS) se déplacent vers le haut dans le plan chômage-salaire réel. Cette réduction de charges sociales aboutirait *in fine* sur une hausse compensatrice des salaires. La hausse des cotisations handicaperait uniquement les salariés « contraints » stratégiquement de baisser leurs salaires directs. La courbe des négociations salariales serait alors verticale.

Cette lecture renvoie à la vision libérale la plus orthodoxe incarnée par le modèle WS-PS-PFP. Dans ce type de modèle, l'utilisation efficace de tous les facteurs de production impose à long terme une relation entre le coût réel du travail, le coût réel

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

du capital et les paramètres technologiques. L'économie se situe à long terme sur la frontière des prix des facteurs. En particulier, un choc sur le taux d'intérêt pour financer les allégements de charges sociales incitera les entreprises à réduire l'intensité capitalistique efficiente pour restaurer leur profitabilité. Cela va se traduire graphiquement par un déplacement de la courbe des prix vers le haut. Cette embellie renforce le pouvoir de négociation salariale et accroît la concurrence entre les entreprises en matière de rémunération. Ce qui conduit à une hausse des salaires. Celle-ci finit, avec un déplacement de la courbe des salaires vers le haut, par aggraver le chômage et annuler les effets positifs sur l'emploi de la baisse initiale des cotisations.

Le tableau qui suit résume les développements précédents.

Tableau 5

La neutralité des ajustements de cotisations dans le modèle de chômage d'équilibre de Layard-Nickell-Jackman (absence de choc de productivité).

	Court terme	Moyen terme	Au total
Salaire net réel	0	-	-
Coût réel du travail	+	-	0
Emploi	-	+	0

Lecture : Le signe 0 lorsque le choc de cotisations est sans effet sur la variable retenue ; + signifie un lien théorique positif ; - signifie un lien théorique négatif.

NB : L'hypothèse de la substituabilité *ex post* entre les cotisations et les salaires est retenue. Autrement dit, les cotisations et les salaires nets sont des éléments de la rémunération parfaitement substituables à terme.

Théoriquement on se demande si la simplicité des spécifications du modèle de négociations salariales de Layard-Nickell-Jackman, qui occultent les effets de la

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

productivité comme déterminant du chômage d'équilibre, ne justifie-t-elle pas l'effet nul sur l'emploi des chocs sur les cotisations ?
Cette question a suscité un large débat sur le lien entre le coin salarial (cotisations, taxes, impôts) et l'emploi. Quels en sont les principaux termes ?

2.2. L'étude de l'impact de la fiscalité du travail dans le cadre des modèles de négociations salariales à partir de spécifications différentes de celles de Layard-Nickell-Jackman.

Les développements qui vont suivre s'inscriront dans le cadre théorique des modèles de négociations salariales de type Layard-Nickell-Jackman où de nouvelles hypothèses ou spécifications seront introduites (pour plus de détails voir entre autres Lockwood-Manning [1993], L'Horty-Sobczak [1997]).
Parmi les hypothèses des modèles de négociations salariales de Layard-Nickell-Jackman nécessaires à la verticalité de la forme semi-réduite des salaires, certaines ont fait l'objet de vives critiques : la forme simplifiée de la fonction d'utilité syndicale entérinant une aversion relative au risque constante, c'est-à-dire identique entre les salariés et les chômeurs ; la spécification de la fonction de production de type Cobb-Douglas ; l'exogénéité du taux de remplacement ignorant la partie forfaitaire des allocations de chômage ; l'invariance de l'emploi d'équilibre aux chocs sur les termes de l'échange et la productivité ; et enfin l'uniformité du coin salarial. Les principaux arguments qui valident une relation non neutre (croissante ou décroissante) entre le coin socio-fiscal et le taux de chômage d'équilibre ont été largement abordés par L'Horty et Sobczak [1997][39]. Nous allons en aborder quelques unes.

[39] Une courbe de négociations salariales verticale est obtenue si on trouve une élasticité de l'utilité syndicale par rapport au salaire constante. Ce cas renvoie à une fonction d'utilité linéaire ou plus généralement à une aversion relative pour le risque constante. De telles hypothèses, retenues par Layard-Nickell-Jackman, permettent d'abréger en effet le membre de gauche de la solution de Nash qui exprime les préférences syndicales.
En revanche la forme semi-réduite (WS') n'est plus verticale, même si la fonction de production est de type Cobb-Douglas, lorsque l'on adopte une fonction d'utilité plus générale avec une aversion relative pour le risque différente pour les salariés et les chômeurs (Manning (1992), Laffargue (1995a)), ou si l'on introduit un terme constant tel que l'utilité ne soit pas nulle si le salaire est nul (Laffargue (1995b)) -(cf. L'Horty et al. [1997]).
Il apparaît par ailleurs que les termes de l'échange extérieurs rendraient le chômage sensible au choc

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Trois hypothèses du modèle Layard-Nickell-Jackman seront successivement levées dans les développements qui vont suivre : l'uniformité du coin socio-fiscal et l'absence d'un terme de productivité comme déterminant de l'emploi d'équilibre (2.2.1) ; la technologie de production de type Cobb-Douglas (2.2.2).

2.2.1. Les effets de l'ajustement des cotisations sur le chômage d'équilibre en cas de non uniformité du coin socio-fiscal ou de choc de productivité : la thèse de l'équivalence fiscale des cotisations.

Nous allons aborder les argumentations qui traitent des effets du coin socio-fiscal dans un cadre théorique quelque peu différent de celui du modèle de Layard-Nickell-Jackman. Soit en levant par exemple l'hypothèse d'uniformité du coin salarial entre salariés et chômeurs. Soit en intégrant dans le raisonnement théorique les effets des chocs de productivité induits sur les salaires et l'emploi d'équilibre.

La non uniformité du coin socio-fiscal : quelles conséquences ?

Dans les modèles du type Layard-Nickell-Jackman, le syndicat raisonne en terme relatif vis-à-vis de la condition de chômeur. Suivant l'idée directrice de ce type de modèle, l'impact d'un facteur exogène sur les salaires dépend de ses effets sur la valeur de la perte de bien-être anticipée par le salarié en cas de licenciement (Calmfors, Skedinger (1995), Calmfors et Lang (1993) *in* Erhel et alii [1999]). Admettons que la variation du taux de cotisation affecte la probabilité d'être au chômage des syndiqués et donc la position relative des membres du syndicat. On retient ici un contexte de taux de prélèvement social différencié entre les chômeurs et les salariés occupés. Quelle est la conséquence d'une telle hypothèse sur l'emploi ?

Le « mark-up » appliqué sur les salaires walrassiens, en concurrence monopolistique, pour déterminer les salaires effectifs exigés par les salariés et admis par les employeurs, varie selon le pouvoir de négociation syndical. Si le risque pour les salariés occupés de tomber dans la position relative (chômage) augmente du fait que les syndiqués sont de plus en plus concurrencés. Le pouvoir du syndicat

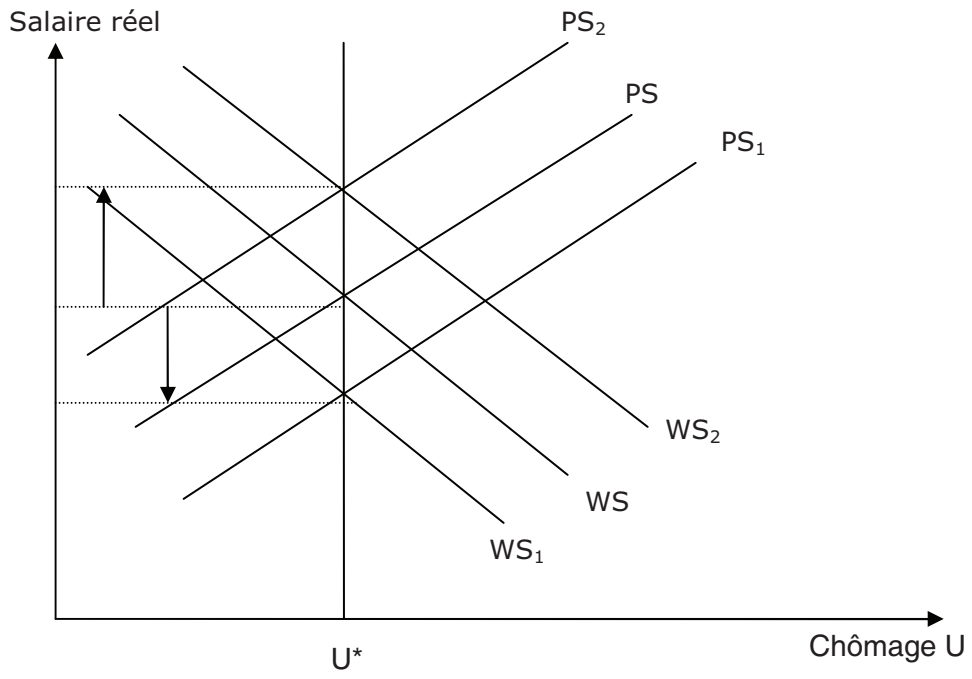
de cotisations quand les allocations chômage sont retenues à la place du taux de remplacement exogène (L'Horty et al. [1997]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

diminue. Alors une baisse des salaires réels effectifs négociés est bien plausible à terme en cas de réduction des cotisations. Ceci pour sauvegarder leurs emplois d'où un taux de chômage d'équilibre stable à long terme. Il s'agit de la thèse de l'équivalence fiscale des cotisations. Donnons maintenant une interprétation imagée de tous ces ajustements à travers la construction de la courbe d'équilibre des négociations salariales dans un plan chômage -coût salarial réel.

Figure 8

La courbe de négociations salariales verticale : cas de l'équivalence fiscale des cotisations.



Lecture : La situation 1 traduit une baisse des cotisations. La situation 2 concerne la hausse des cotisations.

Revenons sur le cas de la baisse des cotisations sociales.

Dans un premier temps, il se déclencherait un effet de substitution positif pour l'emploi (*équilibre partiel*). Cela tire vers le bas la productivité du travail ce qui justifie la baisse des salaires réels (WS vers le bas). Cela provoque dans un second temps un effet-revenu négatif qui accentue la contrainte de demande des entreprises qui réduisent leurs effectifs (PS vers le bas) jusqu'à ce que le taux de chômage atteigne son niveau d'équilibre pour lequel les rapports de forces se neutralisent (*équilibre*

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

général). À long terme, l'effet de substitution et l'effet revenu se compensent parfaitement. Les courbes de salaires (WS) et de prix (PS) glissent vers le bas dans le plan chômage-salaire réel. La courbe des négociations salariales serait alors verticale. La modification du coin socio-fiscal a finalement un effet nul sur l'emploi et positif sur le coût du travail. La thèse de l'équivalence fiscale est encore validée.

Reste maintenant à savoir si la réduction des charges sociales aurait un impact nul sur l'emploi en cas de financement par un prélèvement sur le capital.

La hausse du coût du capital pour financer la réduction des cotisations sociales provoque une baisse encore plus importante du coût relatif du travail. Cela va entraîner une hausse immédiate de l'emploi qui provoque une détérioration de la productivité du travail (fléchissement de l'intensité capitalistique) et une baisse des salaires nets versés aux salariés. Ce choc négatif de cotisations sociales se traduira graphiquement par un déplacement des courbes WS et PS vers le bas dans le plan salaire réel-chômage. Les effets contradictoires de substitution et de revenus s'exprimeront de telle manière qu'aucun effet sur l'emploi ne se manifesterait. Aucun impact sur l'emploi et le chômage d'équilibre n'est enregistré malgré la baisse du coût relatif du travail. On retrouve encore la thèse de l'équivalence fiscale et la courbe de négociations salariales verticale. Un choc positif de cotisations a un impact neutre sur l'emploi mais toujours positif sur le coût du travail. Si on augmente les cotisations, ce sont les employeurs qui en supportent les conséquences. Si on les baisse, les employeurs en tirent profit et les employés en supportent le fardeau. Il existerait dans le cadre théorique retenu ici toujours une complémentarité *ex post* entre les cotisations et les salaires (cf. Lockwood et Manning [1993]).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Le tableau qui suit retrace plus clairement les ajustements en œuvre en cas de choc de cotisations dans un cadre où l'emploi d'équilibre est sensible à la productivité.

Tableau 6

Les effets de l'ajustement des cotisations dans le modèle de chômage d'équilibre à la Layard-Nickell-Jackman : la thèse de l'équivalence fiscale des cotisations en cas de choc de productivité.

	Court terme (équilibre partiel)	Moyen terme et Long terme (équilibre général)	Au total
Variables-clefs	- Salaire net réel *ex ante* (0) - Coût réel du travail (+) - Emploi (-)	- Productivité (+) - Salaire net réel (+) - Emploi (+)	- Salaire net réel (+) - Coût réel du travail (+) - Emploi (0)
Mécanismes en jeu	- Effets de substitution capital-travail	- Sensibilité unitaire des salaires à la productivité (effets de revenus à moyen terme) - Élasticité produit du travail de long terme unitaire	- Effets de substitution et de revenus équivalents

Lecture : Le signe 0 traduit l'absence de lien entre les cotisations et la variable retenue ; + signifie un lien théorique positif ; - signifie un lien théorique négatif.

2.2.2. Les effets des ajustements de cotisations sur le chômage d'équilibre avec une spécification de la fonction de production de type CES : le cas général.

L'idée ici est de déterminer les effets théoriques des ajustements de cotisations lorsque l'on relâche la spécification de la fonction de production de type Cobb-Douglas de Layard-Nickell-Jackman au profit d'une spécification CES réputée plus riche. Celle-ci couvre toutes les conditions technologiques possibles, de la substituabilité à la complémentarité des facteurs. À l'aune des enseignements de la

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

théorie de la fiscalité récente, on retient souvent la leçon suivante : " *si les facteurs sont peu substituables, substituabilité inférieure à* l'unité, *l'élasticité du taux de chômage d'équilibre par rapport à la productivité du travail en unités efficaces* est *négative* ; *cette élasticité devient positive si les facteurs de production sont nettement plus substituables, substituabilité supérieure à l'unité* " (L'Horty et al. [1997]).

Cette proposition peut être théoriquement validée par le raisonnement suivant. Si la demande de travail est par exemple très pentue, une courbe de demande située plus vers la droite et en haut dans le plan emploi-salaire, alors les augmentations de salaires seront sanctionnées par une très faible baisse de l'emploi. Cela renvoie à une position de force des syndicats. Cette interprétation alternative, passage d'une logique de marché classique à celle des négociations salariales, est essentielle. Elle autorise à supposer que la forte substituabilité coïncide avec un faible pouvoir de revendications salariales des syndicats.

Prenons le cas d'un allégement de charges sociales financé par une taxation du capital pour illustrer les implications de l'ajustement des cotisations sur l'emploi.

Par exemple si les facteurs sont nettement plus substituables que dans le cas d'une fonction de production Cobb-Douglas, une hausse du coût du capital pour financer une réduction des cotisations sociales réduit la productivité du travail et permet la baisse du chômage d'équilibre. Il existerait un lien positif entre le coût salarial relatif et le taux de chômage d'équilibre en cas de forte substituabilité. Ce résultat n'est pas contre-intuitif car lorsque les facteurs sont très substituables, l'effet de substitution l'emporte sur l'effet revenu, l'emploi d'équilibre varie donc négativement avec le coût du travail. Prenons le cas d'une hausse des cotisations toujours en cas de forte substitution entre les facteurs de production. La hausse du coût réel du travail qui en découle implique une baisse conséquente de l'emploi. Celle-ci traduit la faiblesse du poids des syndicats. On en déduit que la répercussion sur les salaires de l'accroissement de la productivité induit est vraisemblablement peu élevée. L'effet revenu à terme attendu de ces ajustements pour fouetter l'emploi s'avère moins fort que l'effet de substitution négatif pour l'emploi. On observe une hausse du taux de chômage d'équilibre.

Par contre lorsque les facteurs sont peu substituables, c'est-à-dire une demande de travail rigide ou à sensibilité quasi-nulle, l'accroissement du coût du capital pour

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

financer la réduction des cotisations sociales limite l'utilisation de tous les facteurs. L'emploi d'équilibre se réduit. Une baisse des cotisations non financée aggrave aussi la situation de l'emploi car l'effet revenu négatif ici domine l'effet de substitution positif pour l'emploi. L'inverse est observé en cas de hausse des cotisations et du coût salarial, c'est-à-dire l'effet revenu positif supérieur à l'effet de substitution négatif pour l'emploi. Le pouvoir de négociation salariale des syndicats est implicitement perçu comme fort. Le taux de chômage d'équilibre baisse et le taux d'emploi d'équilibre augmente.

Tous ces développements entérinent une courbe de négociations salariales dans le plan chômage-salaire réel décroissante lorsque la substituabilité entre les facteurs de production est faible ou plutôt inférieure à l'unité (effets-revenus prépondérants); croissante en cas de forte substituabilité (effets-substitution prépondérants) ; et verticale en cas de substituabilité unitaire (effets-revenus et effets-substitution équivalents). Cette dernière proposition confirme la propriété de neutralité des chocs de cotisations sur l'emploi tout en clarifiant les conditions de validité de la thèse de l'équivalence parafiscale.

L'étude de l'impact théorique de la pression parafiscale sur l'emploi dans le cadre des modèles de négociations salariales avec un terme de productivité donne des résultats globalement convergents. La sensibilité du taux de chômage d'équilibre à la productivité apparaît comme un lien de système via la demande de biens adressée aux entreprises. L'impact des cotisations sur l'emploi dépend en fait de l'importance de l'effet-revenu, positif pour l'emploi en cas de hausse et négatif en cas de baisse de cotisations, par rapport à l'effet-substitution, positif en cas de baisse des cotisations et négatif pour l'emploi en cas hausse. Si en cas de hausse des cotisations le premier est supérieur au second, l'effet sur l'emploi est en définitive positif. Si en cas de baisse des cotisations le second est plus élevé que le premier, il devient positif. Si les deux sont équivalents, peu importe le sens de la variation des cotisations, on observe l'invariance de l'emploi d'équilibre aux chocs de cotisations.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Le tableau suivant synthétise les principales leçons théoriques précédemment formulées.

Tableau 7

L'impact de l'ajustement des cotisations dans les modèles de chômage d'équilibre avec un terme de productivité : le cas général avec une spécification de la fonction de production de type CES.

Le degré de substituabilité des facteurs de production	Salaire réel (à terme)	Chômage	Emploi	Mécanismes théoriques en jeu	Thèses en matière d'incidence des cotisations
Faible	+	-	+	Effets revenus supérieurs aux effets de substitution	Incidence parafiscale "positive" ("transfert de pouvoir d'achat")
Unitaire	+	0	0	Effets revenus et effets substitution équivalents	Equivalence parafiscale
Fort (supérieur à l'unité)	+	+	-	Effets substitution supérieurs aux effets revenus	Incidence parafiscale intégrale "négative"

Lecture : Le signe 0 traduit l'absence de lien entre la variation du taux de cotisations et celle la variable retenue ; + signifie un lien théorique positif ; - signifie un lien théorique négatif.

NB : On suppose théoriquement que l'impact de l'effet-substitution sur l'emploi dépend de l'élasticité de substitution capital-travail et celui de l'effet-revenu varie avec la sensibilité des salaires à la variation de la productivité induite. Dans le cas particulier où ces deux variables ont des effets contradictoires qui se neutralisent, on retrouve la thèse de l'équivalence fiscale. En dehors de ce régime, on admet l'hypothèse d'après laquelle une substituabilité capital-travail faible renvoie à une position de force des syndicats avec une élasticité des salaires au choc de productivité forte (inversement).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

3. L'impact des ajustements de cotisations dans le cadre du modèle "intégré" de négociations salariales et de salaires d'efficience.

L'une des premières études théoriques s'attaquant exclusivement à la problématique de l'incidence des ajustements de cotisations sociales sur le chômage et l'emploi dans un cadre où prévalent la logique de la négociation salariale collective et celle du salaire d'efficience, a été, à notre connaissance, l'œuvre de Giacomo Cornéo [1994]. Ce dernier exprime son projet en ses termes : « *analyser sous un angle théorique la relation entre le régime des cotisations sociales et l'emploi, dans une économie où les agents économiques fixent eux-mêmes les salaires sur la base d'un raisonnement stratégique.* » (Cornéo [1994], p.108).

Pour motiver l'intérêt d'une telle étude, Giacomo Cornéo indique intuitivement que « *dans la mesure où ils [les taux de cotisations] affectent les comportements de fixation des salaires, les régimes de cotisation sociale sont assimilables à un type de politique des revenus*[40]. *Comme pour d'autres politiques de revenus, l'on peut fixer comme un des objectifs du régime des cotisations sociales celui d'être favorable à l'emploi.* » (Cornéo, [1994], p. 108). Reste à préciser les modalités d'ajustement des cotisations qui permettraient de réaliser un tel objectif.

Pour apporter des réponses à cette vaste question, Cornéo construit un cadre théorique unique reconnaissant l'affinité des formes réduites des modèles de négociations salariales et de salaires d'efficience (Layard-NIckell-Jackman [1991], Cahuc [1993]). Il propose différentes formules de cotisations pas toujours linéaires à l'instar du travail novateur de Lockwood et Manning [1993]. Il parvient ainsi à étudier les effets du reprofilage des cotisations sur les salaires bruts et le chômage. Plus précisément, il tente d'analyser l'impact sur l'emploi et les salaires d'une modification de la fiscalité du travail à partir de plusieurs régimes de cotisations. Pour cela, il mobilise la courbe de formation des salaires (WS) et la courbe de prix (PS) : « l*a*

[40] L'auteur rappelle l'article de Robert Boyer - (1994) « Wage Reform Imposed by the State : Some Paradoxes in French Income Policies », *document de travail*, Cepremap, n ° 94-02 - dans lequel ce dernier aborde la question des politiques de revenus en France et ouvre le débat sur un éventuel retour de telle politique en Europe.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

première identifie le taux de chômage nécessaire pour stabiliser la formation des salaires à tout niveau du salaire réel. La seconde puisqu'elle se déduit du comportement des entreprises sur le marché des biens, assigne à tout niveau du salaire réel le taux de chômage agrégé résultant des décisions d'embauche des entreprises. » (Cornéo [1994], p. 111). Il privilégie l'analyse des effets des cotisations à moyen et long terme (équilibre général) tout en révélant les conclusions de court terme qui mettent en scène les ajustements au sein des entreprises (équilibre partiel).

On tentera de décliner les tenants et aboutissants du modèle intégré d'incidence des cotisations en trois étapes. Un premier point dans lequel on rappelle brièvement les hypothèses de base du cadre théorique du modèle intégré (3.1). Un second point dans lequel seront abordés les effets sur l'emploi de la modification des cotisations (3.2). Un troisième point où l'on pose la question de l'incidence de la progressivité (3.3).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.1. Le modèle "intégré" de chômage d'équilibre : formalisation et résolution.

Les hypothèses de base du modèle intégré (Cornéo [1994], p. 109). En voici un aperçu.

- L'économie comporte un grand nombre d'entreprises identiques. Une situation commode pour adopter l'hypothèse simplificatrice de l'entreprise représentative qui fait face à une demande de biens à élasticité-prix constante (iso-élastique) et dont la technologie de production est de type Cobb-Douglas.

- La négociation porte sur le salaire brut. Elle oppose le syndicat des travailleurs et l'entreprise. On est dans une "*économie décentralisée"* où les salaires sont négociés "*localement*". À "*l'équilibre général symétrique",* le salaire négocié est identique quelle que soit l'entreprise et le salaire brut d'efficience vérifie la condition dite de Solow modifiée (Cornéo, p. 111).

- Le syndicat cherche à maximiser l'utilité espérée de tous les salariés, insiders et outsiders présents dans le bassin d'emploi de l'entreprise, décrite comme suit :

$$U_i = \frac{L_i}{N} w_i \ (1 - t_2 \ (w_i \ ) \ ) + \left(1 - \frac{L_i}{N}\right) A \ ;$$

avec $\frac{L_i}{N}$ la probabilité d'être embauché par l'entreprise, w_i le salaire brut, t_2 (.) le taux moyen des cotisations versées par le salarié, A le revenu espéré des travailleurs inoccupés ou revenu alternatif. Ce revenu alternatif rapporte l'indemnité chômage à la rémunération nette. Il est d'autant plus important que le niveau du salaire net moyen dans l'économie et le taux de rotation de la main d'œuvre sont élevés. Il est par contre faible lorsque le taux de chômage est élevé. L'écart entre le salaire des insiders (salariés au travail) et le revenu alternatif dépend quant à lui positivement du pouvoir de négociation du syndicat, et négativement de la sensibilité de la production au travail. Par ailleurs, plus le degré de concurrence sur le marché du produit est faible plus le syndicat parvient à fixer un taux de marge sur le revenu alternatif important. Ce taux de marge est également une fonction décroissante de l'élasticité des taux moyens de prélèvement par rapport au salaire.

- Les fonctions d'utilité et d'effort sont continues et dérivables. La fonction d'effort, moyen fourni par chaque salarié exprime quant à elle le nombre d'unités d'effort

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

fournies en moyenne par chaque salarié de l'entreprise. Elle croît positivement à la fois avec le salaire net de l'entreprise rapporté au salaire moyen dans l'économie, avec le taux de chômage.

- Les cotisations salariales sont perçues par les salariés comme des prélèvements analogues à une taxe comme l'impôt sur le revenu.

- L'entreprise représentative dispose d'un bassin d'emploi et tente de maximiser la fonction de profit qui s'écrit comme suit :

$$\pi_i = R(L_i) - w_i(1 + t_1(w_i))\, L_i \;;$$

R (L_i) la fonction recette concave, L_i le niveau de l'emploi dans l'entreprise, N la force de travail présente dans le bassin d'emploi de l'entreprise, w_i le salaire brut, t_1 (.) le taux moyen des cotisations versées par l'employeur.

- L'issue du marchandage tient compte de l'ensemble des niveaux d'utilité possibles pour les agents négociateurs et des utilités obtenues en cas de statu quo. On se trouve dans le cadre d'un jeu de marchandage coopératif. La solution de Nash généralisée permet de maximiser la fonction-objectif suivante :

$$\xi(w_i) = (\pi(w_i, t_1(w_i)) - \pi^o) \times (U(w_i, t_2(w_i)) - U^o)^{\beta} \;;$$

π^0 et U^0 les niveaux d'utilité en cas de statu quo, β (strictement positif) le pouvoir de négociation du syndicat.

L'échafaudage de toutes ces hypothèses donne naissance à un cadre théorique cohérent qui permet d'indiquer les effets des ajustements de cotisations sur les salaires et l'emploi. La solution d'équilibre coopératif dite de Nash est vérifiée même en cas de jeu non coopératif (Binmore et alii (1986) op. cit. Cornéo [1994]).

Les deux équations ci-dessous, respectivement celle des salaires (WS) et des prix (PS), résument l'état d'équilibre du modèle "intégré" (Cornéo [1994], p.111) :

$$-F(U) = \frac{1 - \varepsilon_{2w}(w)}{1 + \varepsilon_{1w}(w)}$$

$$F'(U) > 0, \varepsilon_{1w}(w) = \frac{\partial t_1}{\partial w}\frac{w}{(1+t_1)}; \varepsilon_{2w}(w) = \frac{\partial t_2}{\partial w}\frac{w}{(1-t_2)}$$

$$-V(U) = w\,(1 + t_1(w))$$

$$V'(U) > 0$$

Notons au passage que le numérateur et le dénominateur de la fonction des salaires correspondent respectivement à la sensibilité des salaires nets (SN) aux variations

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

relatives des salaires bruts et à l'élasticité du coût salarial (CT) aux salaires bruts. La courbe de formation des salaires permet de mesurer l'impact d'une modification du coût salarial sur les salaires nets :

$$F(U) = \left|\varepsilon_{SN/CT}\right|.$$

On retient les deux considérations théoriques suivantes :

- « *l'élasticité du salaire net au coût du travail (équation précédente) est une fonction croissante du taux de chômage ;*
- *l'effet d'un reprofilage des cotisations dépend à la fois du niveau des taux moyens des cotisations et de leur élasticité par rapport au niveau du salaire* » (Cornéo [1994], p. 111).

3.2. Les effets de la modification des cotisations dans le modèle "intégré" de chômage d'équilibre : l*es* principales leçons théoriques.

Quelles sont les implications sur l'emploi du reprofilage des cotisations lorsque celui-ci modifie le niveau du taux moyen de cotisations sans affecter la structure des taux marginaux ? Il s'agit d'interroger à travers le modèle "intégré" le lien entre les cotisations et le coût du travail, puis entre celui-ci et l'emploi.

La thèse classique de la neutralité fiscale des ajustements de cotisations

La hausse des cotisations patronales ou salariales impliquerait, via le taux de cotisations patronales ou le salaire brut, un déplacement de la courbe des prix (V(U)) vers le bas dans le plan chômage-salaire réel d'où le fléchissement des salaires réels. La courbe de formation des salaires (F(U)) étant verticale aucun effet sur le chômage et l'emploi d'équilibre n'est observé. Il s'agit de la thèse de la neutralité des cotisations car le coût du travail et l'emploi demeurent inchangés. Il en serait de même en cas de baisse des cotisations puisque les salaires seront relevés. Le modèle "intégré" d'incidence des cotisations confirme donc la thèse classique de la neutralité fiscale des ajustements de cotisations. Il s'agit d'un modèle "conservateur" où l'on admet que les salaires nets sont à court terme insensibles aux chocs de cotisations mais restent sensibles aux variations du taux de chômage d'équilibre de long terme. Tout ceci renvoie au modèle de chômage d'équilibre de Layard-Nickell-Jackman [1991] car la sensibilité des salaires au chômage apparaît comme la

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

variable essentielle. Les effets de la sensibilité des salaires aux chocs de productivité sur la demande adressée aux entreprises et l'emploi sont ignorés.

Les relais théoriques en jeu dans le modèle « intégré »

Pour bien rendre compte des mécanismes économiques qui fondent les raisonnements développés à partir de la forme réduite du modèle « intégré », revenons sur les relais théoriques en jeu (cf. tableau suivant).

Tableau 8

Les effets des ajustements de cotisations dans le modèle « intégré » de chômage d'équilibre.

	Salaire net réel	Coût du travail	Emploi	Variables intermédiaires		
				Chômage d'équilibre	Revenu alternatif	Salaire d'efficience (effort moyen)
- A court terme (équilibre partiel)	0	+	-	+	0	0
- A moyen et long terme (équilibre général)	-	0	0	0	-	-

Lecture : Le signe + signifie un lien théorique positif entre les cotisations et la variable retenue (salaire, coût du travail, emploi etc.). Le signe - correspond à un lien négatif. Le signe 0 traduit l'absence de lien.

Prenons d'abord le cas d'une baisse des cotisations patronales. Une telle mesure réduit immédiatement le coût du travail et favorise l'embauche. Le nouvel état d'équilibre partiel débouche sur une baisse du taux de chômage. Or, le fléchissement du taux de chômage accroît l'espérance d'utilité des chômeurs par rapport aux salariés qui voient leur rente de situation s'amenuiser avec la hausse du revenu alternatif. L'objectif du syndicat consisterait à rétablir à terme la position relative des salariés occupés en exigeant une augmentation des salaires bruts. Ce qui aggrave le chômage. Les revendications et concessions salariales s'arrêteront dès que le taux de chômage d'équilibre serait atteint. « *Cela implique que la baisse des cotisations sociales patronales est complètement compensée par une augmentation des*

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

salaires bruts et que le coût du travail est finalement inchangé. » (Cornéo [1994], p. 111).

Prenons maintenant le cas d'une baisse des cotisations salariales. Une telle décision fait fléchir immédiatement le salaire brut et réduit le coût du travail. Ce qui relance l'emploi et baisse le chômage. La modification des conditions de l'équilibre partiel change les termes de la renégociation entre les protagonistes de la relation salariale. D'un côté, le syndicat des travailleurs va exiger une augmentation des salaires car la réduction du chômage affecte négativement le taux de mark-up sur le revenu alternatif. De l'autre, les entreprises acceptent un relèvement du salaire d'efficience pour s'assurer du maintien de l'effort moyen de leurs salariés. Ce processus ne s'estompera que si les concessions salariales couvrent complètement la baisse des cotisations salariales. À l'équilibre général, le coût du travail et l'emploi restent inchangés.

« *Vice versa, l'accroissement des cotisations se traduit par une baisse du niveau des salaires nets, sans aucun effet sur le coût du travail ni sur l'emploi.* » (Cornéo [1994], p. 112).

Le message central du modèle intégré est le suivant : l'ajustement des cotisations a des effets conjoncturels sur le chômage qui modifieront les conditions de détermination du salaire d'équilibre, via le revenu alternatif et le salaire d'efficience, de telle manière que toute hausse des cotisations se répercutera sur les salaires nets réels et que toute baisse des cotisations finit par accroître les salaires. Il s'agit de l'hypothèse de la substituabilité *ex-post* entre cotisations et salaires nets annulant tout effet permanent sur le coût du travail et l'emploi. Le modèle "intégré" met au goût du jour l'idée selon laquelle "*tout surplus de la demande de travail induirait à terme une hausse des salaires jusqu'à ce que ce surplus soit neutralisé"*. La stérilisation du supplément de demande de travail découlant de la réduction des cotisations se manifesterait dès que le taux de chômage effectif excède celui du chômage d'équilibre.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.3. La question de l'impact du reprofilage des taux de cotisation dans les "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations.

Généralement les théoriciens de la fiscalité qualifient un système progressif de prélèvements obligatoires de régime solidaire. Certes une plus grande solidarité se dégage si ceux qui gagnent plus cotisent relativement plus que les autres sans pour autant que cela se reflète sur leurs prestations. Mais notons que si les prestations sont quasi-identiques ou largement plafonnées, un système de taux de cotisations dégressifs ou proportionnels en garantissant des cotisations hauts salaires supérieures à celles des bas salaires est aussi un régime solidaire. L'apport net d'un tel régime de protection sociale, c'est-à-dire le rapport entre le différentiel prestations-cotisations et le niveau de revenu, diminue en effet si le salaire augmente. La couverture sociale avantage plus les moins bien payés que les mieux payés.

La question pertinente à poser est de savoir si la nature du système de cotisations génère des effets spécifiques sur les salaires et l'emploi. Cette problématique est abordée dans le cadre des "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations de deux manières différentes. Une première approche qui se focalise sur l'impact du reprofilage des cotisations sur les salaires, le coût du travail et l'emploi désiré par les entreprises (3.3.1). Une seconde approche qui va au-delà du triptyque structure des cotisations-coût du travail-emploi en sollicitant en outre les répercussions des effets-revenus (3.3.2).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.3.1. L'impact du reprofilage des taux de cotisations sur les salaires et l'emploi : l'étude de différents régimes.

La nature du système de cotisations joue un rôle essentiel dans la détermination des salaires et de l'emploi d'équilibre. Il est à ce titre intéressant de passer en revue les effets du changement de la structure des taux de cotisations à partir de formules de cotisations différentes. Ce travail fut réalisé par Giacomo Cornéo [1994]. Ce dernier traite des effets de la mise en œuvre de réformes parafiscales dans de régimes de cotisations proportionnelles (situation 1 à 4), et dans de régimes régressifs (situation 5 et 6). Quelle est la leçon d'incidence de la progressivité des cotisations qui en découle ?

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

<u>Situation 1</u> : L'ajustement des prélèvements dans un régime à taux unique de cotisations : la progressivité des taux de cotisations patronales comme instrument de relance de l'emploi.

Initialement le système des cotisations retenu est un régime proportionnel à taux de cotisations patronales et salariales constants. Puis le taux de cotisations patronales est rendu plus progressif. Quelles seront les conséquences de ce changement sur l'emploi ?

Comme le taux de cotisations salariales reste constant alors la sensibilité du taux salarial de prélèvement au salaire, notée $\varepsilon_{2w}(w)$ (cf. sous-section 3.4), est nulle (Cornéo [1994]).

En partant des équations d'équilibre du modèle "intégré", il apparaît que l'ajustement des taux de cotisations patronales affecte le chômage d'équilibre à travers la courbe de prix (effet-niveau) et celle de formation des salaires (effet-progressivité) -cf. supra. En augmentant la sensibilité du taux moyen de cotisations patronales par rapport au salaire sans accroître le niveau global de la pression socio-fiscale, on procède à un reprofilage des cotisations patronales qui consolide la progressivité du système des cotisations (effet-progressivité).

Les effets de l'accroissement du degré de progressivité des cotisations s'illustrent de la manière suivante : si $\frac{\partial \varepsilon_{1w}}{\partial \tau_{1h}} > 0$ et $\frac{\partial \varepsilon_{1w}}{\partial w} > 0$ alors $\frac{\partial U}{\partial \tau_{1h}} < 0$ (Cornéo [1994], p.112)[41].

La réduction dégressive des cotisations patronales, c'est-à-dire une baisse des cotisations bas salaires financée par une hausse des taux de cotisations patronales hauts salaires, serait un moyen efficace de lutter contre les effets néfastes des hausses de salaires. Elle entraîne la baisse du chômage d'équilibre car elle provoque un accroissement de l'élasticité du taux moyen de cotisation patronale au salaire (cf. Cornéo [1994]).

[41] Les taux de cotisations patronales et salariales sont définis de la manière suivante : $t_1 = t_1(w, \tau_{1h})$ et $t_2 = t_2(w, \tau_{2j})$, τ_{1h} et τ_{2j} représentent les vecteurs de paramètres pouvant impacter le niveau de cotisations ; h (1,…,H) et j (1,…,J) sont les séries d'événements envisagés.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

<u>Situation 2</u> : Cas d'un régime de cotisations patronales à taux constants : les effets positifs sur l'emploi d'une remise forfaitaire.

Le régime de cotisations patronales ici est proportionnel. La cotisation supportée par les entreprises bénéficiant d'une remise de cotisation (R) est donc égale à t w – R. Ce qui donne un taux moyen de cotisation patronale égal à $t - \frac{R}{w}$. L'élasticité du taux moyen de cotisation patronale au salaire s'exprime alors de la manière suivante : $\varepsilon_{1w} = \frac{R}{w(1+t) - R}$.

Les effets de la remise forfaitaire se déduisent des formules suivantes : $\frac{\partial U}{\partial R} < 0$ ssi $\frac{V'(U)}{F'(U)} < \frac{[(1+t)w]^2}{R}$ (Cornéo [1994], p.116).

La remise forfaitaire de cotisations débouche sur une baisse du taux de chômage si la courbe de formation des salaires est plus pentue que la courbe des prix, la première est alors au-dessus de la seconde dans le plan chômage-salaire, dans ce cas l'accroissement des salaires a moins d'impact sur le chômage. Une telle éventualité peut probablement se concrétiser si le pouvoir de négociation du syndicat, le taux de remplacement des revenus d'activité, le taux de rotation de la main d'œuvre sont faibles (Cornéo [1994], p.113).

<u>Situation 3</u> : Cas d'un régime à taux de cotisation constants : la hausse du taux marginal de prélèvement et l'abattement favorisent la baisse du chômage.

Le cas d'un régime de cotisations patronales proportionnel est retenu ici. La cotisation patronale versée en cas d'abattement de cotisation (A), montant en dessous duquel aucun prélèvement n'est effectué, devient égale à t (w – A). La sensibilité du taux moyen de cotisation patronale au salaire donne cette expression $\varepsilon_{1w} = \frac{tA}{w(1+t) - tA}$.

Ici l'abattement et l'accroissement du taux marginal réduisent dans certaines circonstances le chômage. Les effets positifs de l'abattement ou d'un ajustement du taux marginal se matérialisent si la condition suivante est vérifiée : $\frac{\partial U}{\partial A} < 0$ et $\frac{\partial U}{\partial t} < 0$ ssi $\frac{V'(U)}{F'(u)} < \frac{[(1+t)w]^2}{tA}$ (Cornéo [1994], p.116).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Si la courbe de formation des salaires est plus pentue que celle des prix alors l'abattement réduit le chômage[42].

Les effets positifs sur l'emploi de la remise forfaitaire et de l'abattement se justifient par leurs répercussions négatives sur les hauts salaires.

<u>Situation 4</u> : Cas d'un régime de cotisations à taux constants : vers une plus grande progressivité des taux de cotisations salariales pour fouetter l'emploi.

Ici le régime des cotisations est proportionnel. Les taux de cotisations patronales et salariales sont initialement constants. Le choc sur les taux de cotisations salariales rend celles-ci plus progressives.

Il apparaît que si la courbe des salaires est plus pentue que celle des prix alors le reprofilage progressif des taux de cotisation salariale favorise l'emploi (Cornéo [1994], p.114) [43]. La progressivité plus nette des cotisations salariales atténue les surenchères salariales dont les effets sont néfastes pour l'emploi.

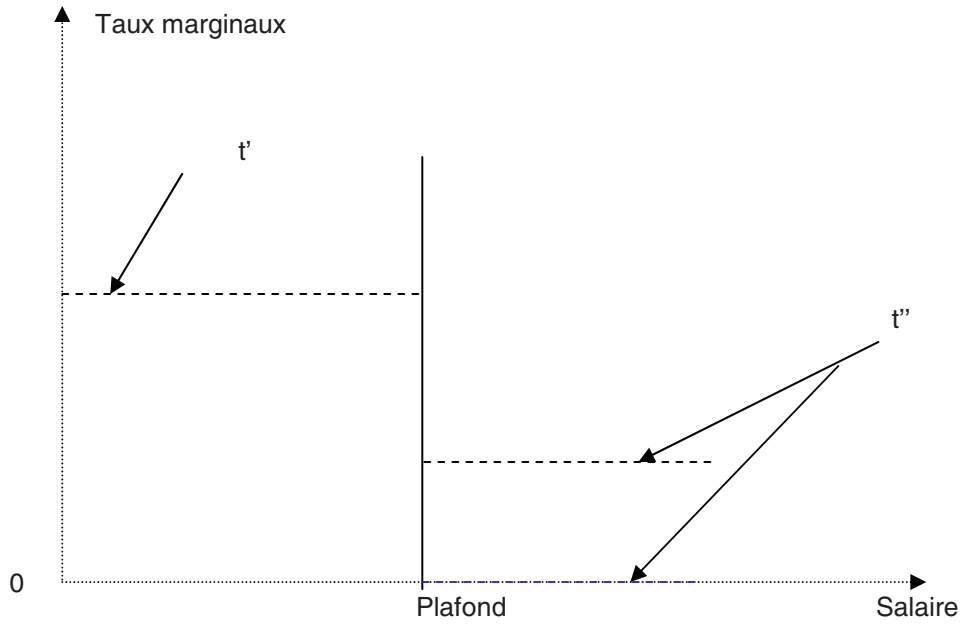
<u>Situation 5</u> : Cas d'un régime de cotisations patronales à taux constants par paliers : l'homogénéisation des taux pour réduire le chômage.

Le schéma suivant résume les cas de figure où le système de cotisations est dégressif à taux constants par paliers.

[42] Les effets positifs de la hausse du taux marginal sont jugés surprenants par Cornéo qui considère que ces derniers n'ont pas lieu d'être puisqu'ils sont nuls en cas de régime proportionnel (cf. modèle "intégré"). D'ailleurs cette propriété est valable dans le cas de la remise forfaitaire.

[43] L'élasticité du salaire net aux variations du salaire brut, notée $1-\varepsilon_{2w}$, jouerait un rôle important dans l'impact sur l'emploi du reprofilage des cotisations salariales. Cette variable a été retenue par Musgrave pour mesurer le degré de progressivité du système fiscal "*coefficient of residual income progression"* (in *Public Finance in Theory and Practice*, de Musgrave R et Musgrave P.B (1976), 2e éd., McGraw-Hill, NY).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr



L'entreprise s'acquitte de la cotisation au taux t' et t'', respectivement en deçà et au-dessus du plafond. De tels systèmes de cotisations sont dégressifs et couvrent deux cas de figure où le système de cotisations patronales comporte deux taux marginaux différents. Dans le premier cas, le taux marginal au-delà du plafond est non nul, et est inférieur au taux marginal en dessous du plafond. Ce régime est un système de cotisations en « biseaux ». Dans le second cas, le taux marginal en dessous du plafond est strictement positif mais le taux marginal au-delà du plafond est nul. Il s'agit d'un régime de cotisations proportionnelles en dessous du plafond, et qu'au-delà les cotisations sont forfaitaires (t' P).

En intégrant les caractéristiques de ce système dégressif dans la résolution du modèle intégré, Giacomo Cornéo aboutit à la conclusion suivante : « *une réduction de l'écart des taux*, [via l'accroissement des taux supérieurs ou la réduction des taux de cotisations inférieurs], *ou du plafond diminue le taux de chômage* » (Cornéo [1994], p.113)[44]. Car cela donne une plus grande progressivité qui favorise la

[44] Le taux moyen de cotisations patronales est donné par l'expression suivante : $t_1 = t'' + \frac{(t'-t'')p}{w}$ (cf. L'Horty Y., Méary R., Sobczak N. [1994]).
En utilisant cette formule dans la résolution du modèle, Giacomo Cornéo aboutit à ce résultat,

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

diminution des rentes existantes dans une économie en concurrence imparfaite.

<u>Situation 6</u> : Cas du régime à cotisations patronales « linéaires » : l'augmentation proportionnelle et la réduction forfaitaire des cotisations favorisent l'emploi.

La formule qui rend compte d'un système de cotisations patronales « linéaires » se décline de la sorte : $t_1 = a + b\ w$ avec $a \geq 0$ et $b > 0$. Il s'agit globalement d'un système de cotisations quelque peu dégressif.

L'élasticité du taux moyen de cotisation patronale au salaire s'écrit comme suit : $\varepsilon_{1w} = \frac{bw}{bw + 1 + a}$. On observe assez aisément que $\frac{\partial \varepsilon_{1w}}{\partial w} > 0, \frac{\partial \varepsilon_{1w}}{\partial b} > 0$ et $\frac{\partial \varepsilon_{1w}}{\partial a} < 0$.

Le chômage d'équilibre varie en cas de chocs de cotisations de la manière suivante $\frac{\partial U}{\partial a} > 0$ et $\frac{\partial U}{\partial b} < 0$ (Cornéo [1994], p.114).

Il apparaît alors clairement que l'allégement proportionnel des charges patronales (baisse de b) provoque un accroissement du taux de chômage car le degré de progressivité de ce régime de cotisations fléchit davantage. Le chômage en revanche diminue en cas de hausse proportionnelle des cotisations. Car elle taxe plus les hauts salaires.

Par ailleurs, la baisse forfaitaire des charges (réduction de a) permet de réduire le taux de chômage. Au contraire l'augmentation forfaitaire des cotisations (hausse de a) aggrave le chômage parce que cette mesure handicape plus les bas salaires.

En somme, Giacomo Cornéo [1994] délivre le message selon lequel la progressivité des cotisations constitue, quel que soit le régime des cotisations, un levier important pour accroître l'emploi. La principale raison avancée par Cornéo est que des taux de cotisations progressifs dissuadent les comportements stratégiques qui alourdissent la pression salariale et aggravent le chômage d'équilibre. Les autorités publiques disposent alors d'un instrument de relance de l'emploi car « *une intervention qui vise*

$\varepsilon_{1w} = \frac{P\Delta}{w(1+t'') + P\Delta}$ (Voir Cornéo [1994], p.116), Δ mesure l'écart de taux (t' - t''). C'est la différenciation de l'expression suivante $P\Delta = V(u)[1 - \frac{1}{F(u)}] = \upsilon(U)$ telle que $\upsilon'(U) > 0$, ce qui donne le résultat théorique mis en avant par l'auteur.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

à augmenter le degré de progressivité des taux de cotisations peut s'avérer efficace pour accroître l'emploi. La logique de cette mesure est comparable à celle d'une politique des revenus qui tend à affaiblir les mécanismes de surenchère salariale en taxant les augmentations excessives de salaire. » (Cornéo [1994], p.114).

Toutefois les réformes parafiscales progressives risquent de fragiliser la dynamique des salaires en créant des "trappes à bas salaires". Cela peut générer des effets revenus négatifs qui affecteront en retour la demande et l'emploi. Or, ces effets-revenus sont totalement absents dans les raisonnements de Giacomo Cornéo [1994]. Qu'adviendrait-il de l'impact sur l'emploi des mesures de progressivité si l'on intègre les effets-revenus dans l'analyse ?

3.3.2. Les effets du reprofilage des taux de cotisations en cas de négociations salariales.

C'est à Lockwood et Manning que l'on doit la première étude dans laquelle la question de l'incidence du reprofilage des taux de cotisations est clairement posée (Lockwood, Manning [1993]). Ces deux auteurs britanniques proposent un modèle de négociations salariales où le marché des produits est en concurrence imparfaite. Ils retiennent une fonction de production de type Cobb-Douglas, une fonction de demande iso-élastique, et des formules de cotisations générales dont certaines sont non linéaires.

Ils concluent que la progressivité des cotisations induit une réduction des salaires nets alors que la dégressivité induit une augmentation des salaires.

Ce constat semble confirmer l'intuition selon laquelle ceux qui gagnent plus acceptent une baisse de leurs salaires nets lorsqu'ils sont plus taxés tandis que les moins bien payés exigent une augmentation de leurs salaires nets quand ils sont les taxés (cas de la hausse forfaitaire des cotisations). L'analyse approfondie de ces résultats donne plutôt la lecture suivante :

- la progressivité globale peut découler d'une baisse des taux moyens de cotisations bas salaires, ce qui rend les taux marginaux supérieurs plus élevés. Cela inhibe les politiques de rémunération favorables aux hauts salaires. Elle permet donc de dissuader les employeurs à créer des niches salariales en taxant plus fortement les hauts salaires.
- la dégressivité globale peut découler de la hausse des taux moyens bas salaires

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

entraînant une baisse des taux marginaux supérieurs de cotisations. Elle stimulerait les politiques salariales expansionnistes en brisant les trappes à bas salaires. Les employeurs auront intérêt à augmenter les salaires pour motiver leurs salariés sans pour autant supporter relativement plus de charges sociales.

Les stratégies de reprofilage des cotisations apparaissent comme des politiques d'incitation salariale. La question centrale que l'on se pose maintenant est de savoir quels sont leurs effets sur l'emploi ?

Le tableau suivant résume les principaux résultats qui découleront de l'étude des effets du reprofilage des taux de cotisations mesuré par l'*indice de progressivité globale* qui rapporte le taux marginal au taux moyen de cotisations.

Tableau 9

L'impact du reprofilage des taux de cotisations sur le salaire et l'emploi.

	Salaires	Emploi	Effets observés
1. Progressivité	baisse	baisse stable augmente	$E R^- > E S^+$ $E R^- = E S^+$ $E S^+ > E R^-$
2. Dégressivité	hausse	augmente stable baisse	$E R^+ > E S^-$ $E R^+ = E S^-$ $E S^- > E R^+$

Notations :

$E R^-$: effet-revenu négatif pour l'emploi (baisse des salaires) ;

$E R^+$: effet-revenu positif pour l'emploi (hausse des salaires) ;

$E S^+$: effet-substitution positif pour l'emploi (baisse du coût salarial) ;

$E S^-$: effet-substitution négatif pour l'emploi (hausse du coût salarial).

Il apparaît que tout dépendra de l'importance des effets de substitution par rapport

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

aux effets revenus[45]. Ces deux effets sont doublement liés à l'action des entreprises à travers leurs choix de combinaisons productives et aux interactions stratégiques entre les employeurs et les salariés via les politiques salariales négociées.

À la lumière des enseignements des modèles de négociations salariales, on peut supposer que les effets revenus sont faibles si la substituabilité entre les facteurs est forte et élevés si celle-ci est faible. La substituabilité unitaire renvoie à des effets revenus et des effets substitution supposés équivalents.

Au final, il est recommandé pour stimuler l'emploi dans le cas de régimes de cotisations proportionnelles dits neutres d'aller vers une plus grande progressivité si la substituabilité entre les facteurs de production est forte, et vers une plus forte dégressivité des taux de cotisations lorsque les effets revenus sont élevés.

La lecture proposée illustre les enseignements souvent tirés du modèle de Lockwood et Manning [1993]. Elle appelle certaines réserves, notamment la complémentarité entre les cotisations et les salaires. Une telle hypothèse peut parfois déboucher sur un "effet shifting" cotisations-salaires quelque peu aberrant car supérieur à cent pour cent (Cornéo [1994]).

Les limites des "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations

Pour conclure, revenons brièvement sur les principales critiques adressées aux "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations. Elles portent souvent sur l'hypothèse de la rigidité (*ex ante*) à court terme des salaires nets aux chocs de cotisations[46]. Les tenants du courant institutionnaliste soulignent la faible pertinence des axiomatiques de la théorie des négociations salariales. Les partisans de l'approche néoclassique évoquent à leur tour l'argument selon lequel une action collective sur la base de la rationalité individuelle bute sur le problème du resquilleur (Free rider) qui fausse l'analyse économique (cf. Olson (1978), *La logique de l'action*

[45] En cas de hausse ou baisse des cotisations proportionnelle, c'est-à-dire à un taux fixe, les taux marginaux restent identiques ; la hausse réduit l'indice de progressivité alors que la baisse l'augmente. Par contre, une hausse ou une baisse forfaitaire des cotisations bouleverse la hiérarchie des cotisations prélevées selon le niveau de salaire ; la hausse crée de la dégressivité tandis que la baisse produit de la progressivité.

[46] Grandmont trouve particulièrement curieuse l'hypothèse de *menu-costs* qui justifie théoriquement la rigidité à court terme des salaires. Car selon lui « *On ne voit pas clairement pourquoi il serait plus coûteux de modifier les prix que de modifier des quantités comme l'emploi !* » (1998, p. 278 in Laurent et al. [1999], p. 52).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

collective, PUF, Paris, op. cit. Cahuc [1990]). Mais il apparaît que le statut méthodologique intermédiaire de la théorie des négociations est incontestablement robuste (Cahuc [1991]). Pierre Cahuc avance à ce propos que l'hypothèse *ad hoc* de l'existence de "relations institutionnalisées" est de la même teneur que celle retenue par les néoclassiques concernant le commissaire priseur dans le cadre de la concurrence parfaite (Debreu et Scarf, 1963).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

CONCLUSION

Sous l'éclairage des différents modèles théoriques, on a pu observer plusieurs versions en matière d'incidence des cotisations. En voici un aperçu.

Dans les modèles d'incidence parafiscale dominants où les cotisations sont admises comme faisant partie intégrante du coin fiscal, les répercussions théoriques de leur modification sur l'emploi sont variées. Les ajustements de cotisations-taxes provoquent toujours un effet positif sur le coût du travail car la rigidité *ex ante* des salaires nets aux chocs de cotisations est toujours admise. Reste à savoir si les salaires nets sont rigides de manière permanente ou pas, et quelles en seraient les conséquences ultimes sur l'emploi.

Si la rigidité des salaires aux chocs de cotisations est permanente, on retrouve les modèles de demande de travail qui valident en cas de parfaite substituabilité entre les facteurs la thèse de l'incidence parafiscale intégrale. Dans le sens où tout ajustement des cotisations se répercute totalement sur le coût du travail et impacte négativement l'emploi. Ces modèles accordent au niveau microéconomique comme macroéconomique une place centrale au degré de substituabilité entre les facteurs de production. Celui-ci détermine l'ampleur des effets des ajustements de cotisations sur l'emploi. Une absence de substitution entraîne bien entendu un effet nul sur l'emploi, c'est la thèse de l'équivalence parafiscale des cotisations.

Par contre, si une flexibilité *ex post* des salaires est retenue car on suppose que la rémunération des facteurs ne peut demeurer insensible aux déséquilibres sur le marché du travail, alors deux nouvelles versions théoriques concurrentes peuvent être sollicitées. La première fait appel aux modèles de chômage d'équilibre qui indiquent la parfaite flexibilité des salaires à long terme due aux effets en retour de l'ajustement de l'emploi et du chômage. Il s'agit de la thèse de la neutralité parafiscale *ex post* des cotisations qui légitime l'absence totale de lien à long terme entre les cotisations et le coût du travail, et partant entre les cotisations et l'emploi. La seconde lecture théorique décline la flexibilité des salaires via les chocs de productivité induits par les effets sur l'emploi découlant des ajustements de cotisations. Elle propose une perspective théorique alternative dans laquelle les effets de la productivité sur les salaires et la demande globale priment à long terme. Une telle vision est présente dans les modèles de négociations salariales où les

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

effets-revenus, à travers les chocs de productivité, impactent positivement l'emploi et contrebalancent toujours les effets de substitution du capital au travail néfastes à l'emploi. Le mécanisme de la substituabilité à terme entre les cotisations et les salaires, implicitement reconnu dans la première version théorique, est remplacé par celui de la complémentarité *ex post* entre les cotisations et les salaires. L'ampleur de ce mécanisme dépend du degré d'indexation des salaires au choc de productivité, et est indirectement liée au poids des syndicats dans les négociations salariales. Pour formuler des leçons théoriques en matière d'incidence fiscale à partir de cette seconde approche théorique, il est d'usage de distinguer deux cas de figure. Un premier cas matérialisé par de faibles effets-revenus dont la conséquence est l'apparition d'un lien négatif entre les cotisations et l'emploi à terme. On retrouve en quelque sorte la thèse de l'incidence parafiscale négative et « partielle » des cotisations qui indique *in fine* un lien négatif entre le coût du travail, partiellement affecté par les ajustements de cotisations, et l'emploi. Un second cas où les rapports de forces sont équilibrés entre employeurs et syndicats, les effets contradictoires sur l'emploi des chocs de cotisations et ceux de productivité se neutralisent. On aboutit à terme sur un lien positif entre les cotisations et le coût du travail sans que cela puisse affecter l'emploi. On retrouve l'enseignement de la thèse de l'équivalence parafiscale, souvent liée à une hypothèse de complémentarité macroéconomique des facteurs de production.

Dans les maquettes macroéconomiques traditionnelles où l'on intègre l'hypothèse des cotisations définies comme des revenus à part entière du travail. On découvre que les cotisations pourraient dans un laps de temps avoir un impact positif sur l'emploi à court et moyen terme. Il s'agit de la thèse du transfert de pouvoir d'achat qui sollicite les effets du multiplicateur keynésien des revenus en mettant en avant la mission redistributive des cotisations sociales. Cette optique n'a rien d'utopique car elle relaye l'idée d'après laquelle l'augmentation des cotisations entraîne une hausse de la part des revenus affectés aux travailleurs et à leurs familles qui relèveront la consommation globale et relanceront la croissance et l'emploi. Elle permet de justifier la réticence et le scepticisme de départ de la Gauche européenne à l'égard des dispositifs d'allégements de charges sociales, fussent-ils ciblés sur les bas salaires (Piketty [1997]). Mais le raffinement des modèles macroéconomiques d'inspiration néo-keynésienne remet en cause cette thèse car le lien à long terme entre les

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

cotisations et le chômage, via la courbe de Phillips augmentée, est positif.

Les conclusions théoriques en matière d'incidence des cotisations sur le coût du travail et l'emploi auxquelles les différents modèles abordés aboutissent, quel que soit le niveau d'analyse retenu, sont *grosso modo* au nombre de six (cf. tableau suivant).

Tableau 10

Les effets de l'ajustement des cotisations sur le coût du travail et l'emploi : la typologie des thèses en matière d'incidence parafiscale.

	Coût du travail	Emploi
1. Incidence parafiscale intégrale	+	-
2. Thèse du transfert de pouvoir d'achat (incidence parafiscale « positive »)	+	+
3. Incidence parafiscale partielle	~+	~-
4. Compensation parafiscale (perception totale des cotisations)	0	0
5. Équivalence parafiscale	+	0
6. Neutralité parafiscale (effet dépressif lié à la progressivité ou aux variations du pouvoir de négociation entre empoyeurs et salariés)	0	0

Lecture : Le signe 0 traduit l'effet nul du choc de cotisations sur la variable retenue (coût du travail ou emploi) ; + signifie un effet théorique positif ; - signifie un effet théorique négatif ; ~ signifie un effet relativement faible.

Le long périple théorique que nous venons d'achever montre que l'analyse économique des cotisations (*payroll taxes economics*) est particulièrement complexe et délicate. Pour dégager la thèse en matière d'incidence parafiscale la plus pertinente, celle qui capte au mieux la réalité des effets liés aux ajustements de cotisations, il convient de procéder à une revue critique de la vaste littérature empirique existante. Cette ambition-là sera au cœur de notre préoccupation dans la partie suivante.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

PARTIE 2

LIENS ENTRE LES COTISATIONS, LE COÛT DU TRAVAIL, L'EMPLOI : UNE REVUE DE LA LITTÉRATURE EMPIRIQUE.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Il ressort de l'examen théorique des effets de la fiscalité du travail un certain nombre d'acquis. La lecture critique des travaux d'évaluation quantitative des effets des ajustements de cotisations doit s'appuyer particulièrement sur deux de ces acquis théoriques :

- Le premier met en garde contre les erreurs radicales auxquelles nous serions conduits en supposant que celui qui acquitte un prélèvement en supporte le poids. C'est d'ailleurs cet aspect-là qui soulève la problématique de l'incidence parafiscale dont l'objet est de savoir qui, en dernière instance, pâtit ou bénéficie concrètement de la modification de la fiscalité.

- Le second indique que la portée des résultats auxquels aboutissent les différents modèles d'incidence des cotisations doit être jugée à l'aune de la pertinence des hypothèses retenues (statut des cotisations aux yeux des salariés, sensibilité de la demande au coût, etc.), et du raisonnement théorique mobilisé pour indiquer le canal de transmission des effets de la fiscalité du travail dans l'économie.

Le travail que nous allons réaliser dans cette partie consistera à clarifier les termes des débats portant sur les effets des variations de cotisations. Il s'agira d'indiquer les valeurs mesurées des différents paramètres-clefs de l'étude de la fiscalité du travail et d'en dégager les principales leçons d'incidence. Nous allons à ce propos consulter deux grandes catégories de travaux empiriques disponibles :

- les travaux empiriques qui retiennent une décomposition des facteurs de production en deux groupes homogènes, le capital et le travail (chapitre 4).
- les travaux empiriques qui proposent un facteur travail hétérogène composée de deux catégories de main d'œuvre, les non qualifiés et les qualifiés (chapitre 5).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Chapitre 4

Les principales leçons en matière d'incidence des cotisations : une large revue de la littérature empirique à facteur travail homogène.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

La majeure partie des travaux empiriques existants portant sur des données macroéconomiques ou désagrégées indiquent une insensibilité des salaires nets nominaux aux chocs de taux de cotisations. La relation cotisations-coût du travail est immédiate et ne souffre d'aucune ambiguïté. Les effets attendus des chocs de taux de cotisation sur l'emploi se déduisent donc directement de l'élasticité de la demande de travail au coût du travail. Celle-ci dépend principalement de l'élasticité de substitution capital-travail au niveau microéconomique ou macroéconomique. Dès lors, le degré de la substituabilité entre les facteurs de production, le capital et le travail, constitue un paramètre-clef dans l'étude de l'impact des cotisations sur l'emploi tant au niveau micro ou méso (1) que macroéconomique (2).

Il existe cependant une nouvelle catégorie de travaux empiriques beaucoup moins nombreux dans lesquels les salaires apparaissent flexibles aux chocs de cotisations. Il s'agit de travaux exploitant souvent des données sectorielles dont la portée macroéconomique est assez forte. Que nous apprennent-ils sur les effets des ajustements de cotisations sur le coût du travail et l'emploi en France (3) ?

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1. L'évaluation de l'impact des cotisations sur l'emploi à partir de données désagrégées : les principaux travaux existants.

1.1. Une grande série de travaux proposant une élasticité de l'emploi au coût relatif salarial significativement négative : une confirmation des prédictions du modèle néoclassique d'incidence des cotisations-taxes.

La plupart des travaux empiriques tentent de mesurer l'ampleur de l'élasticité directe de la demande conditionnelle de travail (*constant output, labor demand elasticity*) de court ou de long terme. Ce paramètre constitue, comme nous l'avons souligné plus haut, l'élément-clef de l'impact de la fiscalité du travail sur l'emploi. Ces travaux concluent généralement que l'élasticité directe de la demande de travail à son coût, à production constante et coûts des autres facteurs de production fixés, est significativement négative. La relation décroissante entre le niveau des cotisations et l'emploi coïncide avec la pente négative de la courbe de demande de travail : l'effet sur l'emploi d'un ajustement des cotisations se déduit directement de l'élasticité de la demande de travail par rapport à son coût. Quelle est la valeur de cette élasticité dans les principaux travaux existants ?

Une étude de la Direction de la Prévision [1992] sur données annuelles des services marchands donne une élasticité de l'emploi au coût relatif du travail de court terme et de long terme, respectivement de l'ordre de 0,2 et 0,6 (en valeur absolue). Les travaux de Bretel et alii [1993], portant sur un échantillon de 5300 entreprises françaises à technologie CES couvrant l'ensemble des secteurs de l'économie, font ressortir une élasticité de l'emploi au coût relatif travail-capital de long terme avoisinant 0,44 (en valeur absolue).

Les travaux de Brigitte Dormont ([1983] et [1986]), concernant 124 entreprises à technologie CES et couvrant la période 1967 et 1979, donnent des valeurs de l'élasticité de la demande de travail au coût relatif capital-travail en valeur absolue comprises entre 0,06 et 0,12. Elle retrouve encore une faible sensibilité de l'emploi, à partir d'un panel de 979 entreprises en retenant le coût relatif capital-travail comme

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

variable explicative, proche en valeur absolue de 0,01. Girardot et Jondeau [1990] trouvent également à partir des données de 3 500 entreprises ente 1984 et 1988, à l'aide de fonctions translog, une valeur de l'élasticité en valeur absolue proche de 0,12. Bresson et alii [1992] estiment une élasticité à partir du coût relatif capital-travail comprise en valeur absolue entre 0,06 et 0,09. Legendre et Le Maître [1997], qui cherchent à mesurer le seul effet de substitution entre les facteurs de production, observent une faible substituabilité entre le capital et le travail à partir d'une spécification élémentaire de la demande de travail. Ces deux auteurs trouvent une valeur de l'élasticité conditionnelle de travail comprise entre 0,04 et 0,18 (en valeur absolue) à partir d'un panel d'entreprises de l'industrie manufacturière française. Ils retrouvent dans une autre étude, portant sur un échantillon de 800 entreprises industrielles françaises, entre 1981 et 1987, une élasticité conditionnelle en valeur absolue proche de 0,1 (cf. Legendre et le Maître (2001)).

Certes les élasticités conditionnelles des différentes estimations économétriques proposées à partir de panels d'entreprises sont significativement négatives mais elles ne sont guère élevées pour le cas de la France. Elles sont même très faibles à court et moyen terme entre 0,04 et 0,2 (en valeur absolue) dans toutes les études citées. Il en est de même pour les élasticités de l'emploi en valeur absolue de long terme entre 0,06 et 0,12, saufs dans deux cas particuliers. Les deux seules études françaises où l'élasticité de l'emploi au coût relatif du travail de long terme est forte sont celles qui mobilisent les données issues des services marchands (Prévision [1992]) ou sollicitant des panels de secteurs d'activité (Bretel et alii [1993]), pour des valeurs en valeur absolue correspondant respectivement à 0,6 et 0,44 (cf. supra). On peut en déduire l'idée que les études d'évaluation du lien entre l'emploi et le coût salarial, reposant souvent sur des données provenant de l'industrie manufacturière, biaisent la mesure de l'élasticité de la demande de travail. Car l'impact de la modification du profil structurel du tissu productif, avec la montée en puissance du tertiaire[47], dans la sensibilité de l'emploi au coût salarial, appelé ici « effets de

[47] L'économie française est passée d'une structure où l'industrie représentait 34,5 % de l'emploi total en 1970 à une structure où elle n'en représente plus que 22,5 % en 1995. L'industrie a perdu un emploi sur quatre durant la période 1970-2000 tandis que le tertiaire a presque doublé son effectif avec une hausse effective d'environ 84 %. Le tertiaire représente actuellement plus de deux tiers des emplois marchands (cf. L'évolution de l'emploi en France dans le secteur marchand depuis 1969,

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

structure », serait négligé (Gautié [1998]). Au demeurant, une étude spécifiquement centrée sur le secteur des services marchands exagère vraisemblablement la valeur de l'élasticité. Il serait donc bienvenu de donner plus de place aux études d'évaluation de la sensibilité prix de l'emploi retenant des données de panels de secteurs d'activité ou d'entreprises recouvrant au mieux la diversité entre les firmes. Ces études, confirment-elles l'existence d'une élasticité de l'emploi de long terme forte ?

1.2. D'énormes difficultés à confirmer une élasticité de l'emploi au coût salarial élevée de manière robuste : la fragilité des démarches d'évaluation choisies.

La mise en évidence d'"effets de structure"

On peut contester la faiblesse du lien négatif entre l'emploi et le coût salarial des travaux d'évaluation en arguant que les données qu'ils exploitent sont souvent issues de l'industrie manufacturière. D'ailleurs Laffargue et L'Horty [1997] en mobilisant des données trimestrielles sectorielles obtiennent, hormis le cas de l'industrie manufacturière, une sensibilité de l'emploi au coût salarial fortement négative. Il existerait alors de puissants "effets de structure" qui permettraient d'aboutir à une élasticité de la demande de travail significativement élevée, au moins égale à celle trouvée par Bretel et alli [1993] (cf. supra). De tels résultats restent selon François Legendre énigmatiques car « *la substitution entre les facteurs relève plus encore d'effets de structure que de la malléabilité de la combinaison productive au sein de chaque entreprise* » (Legendre [1999], p. 249). Alors que celle-ci justifierait la nécessité de la baisse du coût relatif du travail pour relancer l'emploi.

La logique du coût du travail absolu et des effets de compétitivité-prix

Dormont et Pauchet [1997] obtiennent une élasticité de l'emploi au coût du travail de long terme aux alentours de 0,86 et 0,87 (en valeur absolue)[48]. Ce travail exploite

Insee). Ce qui pèse mécaniquement sur le diagnostic dans la mesure où la sensibilité de la demande de travail peu qualifié, une catégorie de main d'œuvre sur-représentée dans les services, est vraisemblablement plus élevée.

[48] Pour déterminer le coût salarial moyen on divise la masse salariale par le nombre de salariés ou par

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

des données d'un *échantillon* de 894 entreprises industrielles françaises entre 1979 et 1990. L'une des inquiétudes que ce travail soulève est sa propension spontanée à comporter d'importants biais d'hétérogénéité (Legendre et Le Maître [1997]). Ces biais résultent de l'activité et de la structure de qualification de la main d'œuvre qui divergent selon les types d'entreprises. En retenant ces deux critères, Legendre et Le Maître concluent à un biais important. La prise en compte de l'hétérogénéité interentreprises induit une différence significative dans la mesure de l'élasticité de l'emploi au coût salarial même si la substituabilité entre capital et travail est relativement forte (cf. Legendre et Le Maître [1997], op. cit. supra). Mais Dormont et Pauchet [1997] estiment au contraire que « *la faiblesse du biais d'hétérogénéité est nette : l'élasticité emploi -coût salarial moyenne (de long terme) se situe entre - 0,86 et - 0,87 pour le modèle à contrainte sur les débouchés [phase 1], et varie entre - 0,44 et - 0,50 pour le modèle de concurrence monopolistique [phase 2], valeurs pour le moins proches de celles qu'on obtenait en supposant une homogénéité des comportements (respectivement -0,85 et -0,45, pour l'un et l'autre modèle). Force est donc de conclure que la prise en compte des hétérogénéités ne modifie pas notre évaluation du comportement moyen de la demande de travail. L'hypothèse d'une firme représentative n'influence pas les estimations.*» (Dormont et Pauchet [1997], p.165). Des élasticités directes de long terme emploi-coût salarial réel, comprises en valeur absolue entre 0,5 et 0,8, ont été également mesurées par Brigitte Dormont [1997] à partir de panels de secteurs et d'entreprises entre 1981 et 1989.

Les "micro-économistes" ont voulu ainsi imposer dans le débat français la validité empirique d'un lien coût salarial emploi élevé et significatif grâce à l'économétrie de panels d'entreprises et de secteurs. Au grand bonheur des partisans de la réduction des charges sociales qui considèrent cette mesure comme « *l'arme anti-chômage* » la plus efficace. Mais comme le rappelle François Legendre « *il faut relativiser ce que*

---

la somme des heures effectives. Bien entendu, un tel choix comporte un biais d'évaluation certain car il ignore totalement le fait que la variation de la masse salariale puisse être liée soit par un effet « spécifique » ou un effet de « structure », soit les deux à la fois. Le premier effet est lié à la politique salariale des entreprises (expansive ou rigoureuse selon l'évolution des déterminants du salaire net réel), le second reflète la transformation de la structure de la main d'œuvre employée (les qualifications ou les différents niveaux d'ancienneté). C'est l'effet de la modification de la structure des emplois qui est souvent ignoré.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

l'on peut apprendre à partir de ces données » car le biais d'hétérogénéité reste encore discuté, et que par ailleurs les limites d'une analyse d'incidence en termes de coût absolu du travail et d'équilibre partiel sont assez nombreuses. Nous allons en aborder quelques unes.

Les économistes qui retiennent le coût direct du travail, et non relatif au capital (Dormont [1997], Dormont et Pauchet [1997]), comme principale variable explicative de la demande de travail opèrent un choix qui contourne la problématique de la substituabilité capital-travail (cf. Annexe 13). Mais la plupart de ces travaux comportent une lacune non négligeable liée à leur incapacité à mesurer correctement les effets des ajustements de prix des biens qui théoriquement devraient aboutir à une sensibilité plus forte de l'emploi au coût salarial. Cette lacune constitue la critique la plus acerbe adressée aux modèles néoclassiques d'incidence des cotisations-taxes à salaires rigides. En effet, dans ces modèles l'élasticité directe de la demande conditionnelle de travail ne sort pas plus élevée que celle dite inconditionnelle (à production endogène). Ce qui remet en cause l'avis largement admis que « *conformément aux résultats théoriques, la prise en compte des effets de volume [dans les modèles à salaires rigides] accroît la valeur absolue de l'élasticité de l'emploi à son coût.* » (Cahuc et Zylberberg [2003], p. 68). Cahuc et Zylberberg pour étayer ces propos se fondent curieusement sur les travaux anglo-saxons de Hamermesh [1993] [49]. Ils avancent à l'aune de ces résultats que l'élasticité directe inconditionnelle en France est proche de l'unité et est supérieure à l'élasticité de la demande conditionnelle de travail, proche de 0,3 (en valeur absolue). Ils en déduisent un effet volume ou de compétitivité prépondérant en France proche de 0,7. Or, la quasi-totalité des études disponibles sur données françaises désagrégées qui exhibent une relation négativement forte entre l'emploi et le coût du travail aboutissent à un effet-volume assez faible voire même négatif (cf. Dormont et

[49] Ils indiquent comme ouvrage confortant leur point de vue celui de Ehrenberg R. et Smith R., *Modern labor economics*, Happer collins, 5e éd., 1994. Pourtant Legendre et Le Maître [1997], en décomposant l'effet d'une baisse du coût du travail en un effet de substitution et un effet de compétitivité, ont relevé un effet de volume relativement élevé en France puisque la valeur absolue de l'élasticité inconditionnelle (0,79) est nettement supérieure à celle de l'élasticité conditionnelle (0,18). L'effet de volume y est d'environ 0,6. Mais Legendre admet que cet effet volume résulterait "d'un sophisme de composition" (Legendre [1999], p. 248).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Pauchet [1997]). Une façon de rejeter le raisonnement théorique selon lequel l'effet de substitution entre les biens intensifs en travail et les biens intensifs en capital devrait renforcer la sensibilité de la demande de travail à son coût. Ce raisonnement repose sur un changement sensible de la structure de la demande des biens au bénéfice des biens intensifs en travail via la modification de leurs prix relatifs. Selon Germain, « l*a période d'observation généralement retenue est sans doute trop courte pour que l'économétrie puisse permettre d'estimer avec précision les paramètres, d'autant qu'il faut distinguer ce qui relève des ajustements dynamiques à court terme, de ce qui relève du long terme. Ce manque de recul est d'autant plus pénalisant que les prix, qui jouent un rôle important dans la substitution capital-travail au niveau macroéconomique, n'ont été libérés qu'au milieu des années quatre-vingt.* » (Germain [1997], p.92). Cette justification est peu crédible compte tenu des périodes d'estimation assez longues des différents travaux abordés. La réalité des choses incite plutôt à contester la « *fiction selon laquelle les tensions inflationnistes pourraient rapidement resurgir* » en cas de modification de la fiscalité du travail (Legendre [1999], p. 251).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2. L'évaluation de l'impact des cotisations sur l'emploi à partir de données agrégées françaises : l'une des impasses majeures de l'économie appliquée de la fiscalité du travail.

Les résultats issus des cinq principaux modèles macroéconométriques multinationaux (GEM, INTERLINK de l'OCDE, le modèle britannique Oxford Economic Forecasting, le modèle allemand QUEST, le modèle français MIMOSA de l'OFCE et du CEPII) confirment souvent un lien entre l'emploi et le coût salarial assez élevé et significativement négatif pour les pays industrialisés à court comme à long terme, saufs pour le cas de quelques pays dont la France. L'élasticité de l'emploi au coût salarial en France variant en valeur absolue selon les études internationales entre 0 à court terme et 0,65 à long terme (Gautié [1998][50], p.29). Cette forte sensibilité de l'emploi de long terme au coût relatif du travail n'est cependant pas confirmée dans la majeure partie des travaux mobilisant des données macroéconomiques françaises. Voici un aperçu assez large des différentes études d'évaluation de l'élasticité de l'emploi au coût relatif du travail à partir de données macroéconomiques françaises (Boyer [1999], p. 114) :

- Symons et Layard (1984) trouvent, pour la période 1956 et 1980, une élasticité significativement nulle à court terme et proche de -0,38 à long terme, celle-ci est la plus faible des six pays développés retenus dans leur étude.

- Patrick Artus et Claude Bismut [1980] à l'aide d'une spécification putty-clay trouvent, pour la période 1967-1980, une élasticité quasi nulle à court terme (-0,001) et significativement faible à long terme aux alentours de -0,01.

- Assouline et Epaulard [1991] en partant d'une fonction de production Cobb-Douglas obtiennent, à partir des données macroéconomiques de 1967 à 1987, une valeur de l'élasticité significative de l'ordre de -0,31.

[50]Gautié [1998] note que les valeurs des élasticités varient selon les pays : -0,15 et -0,53 (Royaume Uni) ; 0 et -0,79 (Italie) ; 0 et -0,52 (Allemagne).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

- Le Dem et Lerais [1990] trouvent à l'aide d'une fonction de production CES, pour la période 68-85, une élasticité de l'emploi au coût relatif travail-capital faible significativement proche de -0,14.

- Françoise Maurel [1990] trouve une valeur de l'élasticité directe forte (-1,16) mais non significative. Elle observe une nette détérioration de la valeur de cette élasticité estimée qui se rapprocherait de zéro lorsqu'elle introduit le coût relatif travail-capital.

- Brigitte Dormont [1997] trouve, pour la période 1970-1990, une élasticité de l'emploi au coût relatif nulle à court et long terme.

La valeur de l'élasticité de l'emploi au coût salarial relatif en France semble vraisemblablement faible voire même nulle. Les principaux modèles macroéconomiques du secteur public (Amadeus de l'Insee, Mosaïque de l'OFCE, Métric de la Direction de la Prévision, etc.), construits pour l'étude des politiques économiques et l'élaboration des prévisions macroéconomiques de court et moyen terme, donnent une élasticité de l'emploi totalement nulle. En voici un aperçu assez bref :

- Allard et alii. (1988) qui proposent une présentation du modèle Métricx observent une élasticité de substitution nulle (0,000479) entraînant une absence de lien entre l'emploi et le coût relatif du travail[51].

- Les principaux modèles macroéconomiques du secteur public donnent, pour la période 1971 et 1985, en partant d'une fonction de production CES une élasticité de l'emploi au coût relatif du travail peu significative et quasi-nulle de l'ordre de -0,005 (Insee-Bdf-DP [1993]). D'ailleurs dans la dernière version Métric, on retient une spécification de la fonction de production à facteurs complémentaires avec une substituabilité capital et travail nulle.

- Le Modèle Intégré Mondial pour la Simulation et l'Analyse -Mimosa du CEPII et de l'OFCE- donne une élasticité de l'emploi nulle pour l'industrie et le secteur « abrité » (CEPII-OFCE [1990]). Dans la nouvelle version du modèle

[51] « Présentation du modèle Métricx » *Économie et prévision n °85*, in Husson [1999], p.38.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Mimosa (CEPII-OFCE [1996]), la sensibilité de l'emploi au coût relatif des facteurs est encore nulle dans l'industrie et les autres branches marchandes pour la période d'estimation 1965-1992.

Les modèles macro-économiques publics français confirment plutôt l'insensibilité de l'emploi au coût relatif du travail. On parle aujourd'hui d' «*exception française* » pour justifier la complémentarité macroéconomique entre le travail et le capital en France. Reste maintenant à déterminer comment dans un tel contexte les ajustements des cotisations peuvent affecter l'emploi dans les modèles macroéconométriques traditionnels (2.1) ; et les modèles de demande de travail macroéconomique (2.2).

2.1. Les effets des cotisations sur l'emploi dans les modèles macroéconométriques traditionnels : des démarches d'évaluation complexes.

Dans la présentation traditionnelle des modèles macroéconométriques retenant une quasi-complémentarité entre capital et travail, le coût salarial n'apparaît pas comme un déterminant explicite de la demande de travail. L'impact emploi des ajustements de cotisations découle d'un lien de « système » et varie selon qu'il s'agit d'une hausse des cotisations (redistribution), d'une baisse non financée (déficit des comptes publics), d'une réduction compensée (réformes parafiscales). Le fonctionnement de ces modèles où les entreprises sont contraintes par les débouchés correspond globalement à celui du modèle IS-LM. Les effets des ajustements de cotisations renvoient à des effets-revenus qui transitent par la consommation, l'investissement et le solde extérieur. Dans ce cadre d'analyse macroéconomique, l'interprétation du rôle des cotisations est primordiale. Elle ouvre deux démarches d'évaluation des effets des cotisations. Une première à travers laquelle les cotisations sont définies comme un instrument de la régulation macroéconomique dont disposent les pouvoirs publics (2.1.1). Une seconde dans laquelle la question du financement des cotisations est centrale (2.1.2).

2.1.1. La cotisation, un instrument de la politique publique de l'emploi : les arguments et les critiques.

Les cotisations en n'impactant pas les salaires et la productivité du travail dans les

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

modèles macroéconomiques stimulent dans un contexte de rigidités nominales des prix à court terme la part des revenus salariaux dans la valeur ajoutée. La hausse des cotisations est perçue comme une politique publique de redistribution directe des revenus favorables aux ménages travailleurs ; la réduction des cotisations non financée définie comme un moyen de relance de l'emploi par le déficit budgétaire. Les enjeux des débats portent tantôt sur l'ampleur du lien entre la part des revenus du travail, les cotisations et l'emploi (2.1.1.1), tantôt sur le chiffrage des multiplicateurs de politique économique (2. 1.1.2).

2.1.1.1. La cotisation comme instrument de la redistribution directe des revenus : les tenants et aboutissants des principaux débats.

- L'idée véhiculée est que l'augmentation des cotisations améliore la part des revenus du travail et desserre la contrainte de débouchés des entreprises en favorisant la demande globale. Dans ces raisonnements où l'on lie indistinctement les salaires et les cotisations, on suppose que la propension marginale à consommer des travailleurs est supérieure à celle des capitalistes et que l'effet multiplicateur des revenus est prépondérant. Une telle lecture est dite « keynésienne ». Elle est minoritaire car l'idée dominante selon laquelle les pays où la part des revenus du travail dans la valeur ajoutée est élevée sont ceux qui possèdent les taux de chômage les plus élevés a fait florès grâce aux travaux des institutions publiques nationales ou internationales (OCDE (1982), CE (1982), op. cit. Le Cacheux et al. [1984]). Le niveau élevé du chômage en France au cours des années 1970 a été clairement imputé à l'explosion des salaires et des cotisations sociales. Deux outils de mesure ont été mobilisés pour étayer ce propos : *un modèle de demande de travail autorégressif* dérivé d'une fonction de production macroéconomique de type CES retenant comme déterminants la part salariale dans l'économie nationale, le capital et les encaisses réelles conditionnant la demande nationale et mondiale de biens (Steinherr (1983)) ; *la mesure du concept d'écart de salaires réels* ou « *real wage gap* »(« *écart entre la part salariale théorique de plein emploi, qui est une constante dans une Cobb-Douglas, et la*

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

part observée ») dont on détermine les effets sur l'emploi et non le chômage comme Sachs (1983)[52]. Le Cacheux et Spziro [1984], en tant que chargés d'études à l'OFCE, soulignent la prépondérance des cotisations sociales et la nécessité de distinguer comme l'indique Steinherr l'évolution du chômage de celle de l'emploi. **Ils n'ont pas économétriquement observé un lien significativement négatif entre la part salariale, entendu comme la part des revenus du travail, et l'emploi à partir des données macroéconomiques de la France pour la période 1960-1981** (Le Cacheux et al. [1984], p. 130[53]). Ce résultat rejoint en fait celui de Steinherr (1983) qui n'a pas pu, contrairement à ce qu'il affirme, trouver un coefficient significativement négatif liant la croissance de la part salariale et celle de l'emploi pour la France (Le Cacheux et al. [1984], p. 129). Il apparaît clairement que le partage de la valeur ajoutée largement favorable aux ménages durant cette période, notamment au-delà du milieu des années soixante, n'a pas plombé l'emploi.

Par ailleurs, l'hypothèse d'un écart important entre le coût du travail et la productivité potentielle en France ne se justifie plus depuis plusieurs décennies. Cotis et Rignols (1997) montrent que la progression des salaires réels est presque identique à celle du rythme de productivité depuis le milieu des années quatre-vingts (op. cit. Blanchard et al. [1998]). Blanchard et Fitoussi [1998] confirment ce diagnostic en ces termes : « *notre indice de pression salariale indique que l'écart entre coût du travail et productivité potentielle, même en prenant en compte l'effet du chômage sur la formation des salaires, s'est très sensiblement réduite depuis dix ans. Ce qui milite plutôt en faveur de l'hypothèse d'une atténuation importante de ces rigidités* ».

- Les cotisations pour certains constituent une péréquation des revenus en

[52] Un travail reprenant les déterminants du chômage plus récent a été effectué par Bruno et Sachs [1995].

[53] Le Cacheux et Spziro [1984] ont adopté la démarche typiquement néoclassique des écarts de salaires réels dans un contexte de rendements d'échelle décroissants. Cette démarche est arbitraire puisque la productivité-cible est forcément construite car elle est non observable ; et que par ailleurs l'hypothèse des écarts de salaires réels positifs ou nuls suppose que les entreprises se situent toujours sur la frontière de leur fonction de production, ce qui est loin d'être le cas. Notons que cette démarche est applicable dans un contexte de rendements d'échelle décroissants ou constants.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

faveur des travailleurs qui renforce la propension marginale de la communauté à consommer et consolide la demande globale en unités de salaires et de prestations sociales, et relance l'emploi. Augmenter les revenus directs et indirects du travail aurait pu être un moyen efficace pour atténuer les effets néfastes à la croissance économique du ralentissement des gains de productivité via le fléchissement des investissements productifs (fin des « missions de productivité » aux États-Unis et du phénomène de rattrapage de l'économie américaine ; délais longs d'incorporation des nouvelles technologies de l'information, plafonnement des ressources en recherche-développement, etc. (cf. Morin [2002]). Mais des doutes subsistent quant à la pertinence d'une politique de redistribution des revenus pour relancer l'emploi. D'une part, le lien positif entre les revenus du travail et l'emploi au cours des deux dernières décennies aurait été bien faible en France car les multiplicateurs de revenus keynésiens n'y ont guère dépassé l'unité. D'autre part, de nombreuses études ont déjà établi que l'ajustement de l'emploi à la production en France est relativement lent. Selon l'OCDE [1989], les coefficients de réaction ou coefficients d'ajustement de l'emploi à la production sont de l'ordre de 0,5 (1973-1980) et 0,6 (1981-1987), soit en moyenne 20 % en dessous de ceux du Royaume-Uni. Le résultat est encore moins bon dans des études postérieures où la France fait partie, à l'instar de l'Allemagne et du Japon, des pays à faible vitesse d'ajustement de l'emploi où la moitié des ajustements se ferait qu'au bout de deux années (Mimosa [1996]). Par ailleurs, le lien positif entre le coût du travail et l'emploi au niveau macroéconomique, que suggère implicitement la thèse du transfert de pouvoir d'achat, n'a pas été validé empiriquement. On peut à ce propos évoquer le travail sur données agrégées françaises proposé par Le Dem et Lerais [1990]. Ces deux auteurs en introduisant une rupture de tendance dans l'évolution de la productivité distinguent deux sous-périodes de moyen terme, 1968-1979 et 1979-1985, à productivité constante. Ils observent pour chacune des deux sous-périodes un effet du coût relatif travail-capital positif sur l'emploi en moyenne de l'ordre de + 0,01. Le faible lien positif mis en avant par Le Dem et Lerais [1990] n'est même pas significatif.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

- Au demeurant, la question en amont et non moins cruciale à élucider est de savoir si les cotisations impactent positivement la part des revenus du travail dans la valeur ajoutée. Pour suivre l'évolution de la part des revenus du travail dans la valeur ajoutée, on mobilise souvent comme principal indicateur le rapport entre le coût réel du travail (salaires et cotisations) et la productivité apparente du travail (valeur ajoutée ramenée au nombre de travailleurs). Les facteurs explicatifs de l'accroissement de cet indicateur sont toutes choses égales par ailleurs : l'augmentation du coût salarial total réel ; la détérioration des termes de l'échange perçue comme un prélèvement extérieur de la valeur ajoutée au détriment des entreprises nationales ; le ralentissement des gains de productivité sans correction salariale. Il s'agit des trois sources de chocs d'offre entraînant la baisse de la part des profits. La part des revenus du travail dans la valeur ajoutée est de 62,5 % en 1970, 69,2 % en 1982 ; 58,5 % en 1999, et se situe aux alentours de 57 % en 2006 (cf. Annexe 6). Patrick Artus et Daniel Cohen [1998] justifient la dégradation de la part des profits entre le début des années soixante dix et des années quatre-vingt comme la conséquence du retard d'ajustement du coût réel du travail (salaires et cotisations) au ralentissement des gains de productivité, de la détérioration des termes de l'échange due aux chocs pétroliers de 1973 et 1979, et de l'indexation des revenus aux prix. À partir de 1982, la situation s'inverse pour les raisons suivantes indiquées par Artus et Cohen : la pression à la baisse sur les salaires réels due à la hausse du chômage ; l'amélioration des termes de l'échange qui renforce la part des profits ; la fin du mécanisme d'indexation des revenus aux prix ; la fixation de normes internationales de rentabilité des capitaux très élevées. On parle souvent d'un «effet de correction » des coûts supportés par les entreprises, notamment les concessions salariales et sociales excessives et les chocs pétroliers. Mais cette inversion de tendance va au-delà d'une simple « correction » puisque la part des revenus du travail est depuis 1985 nettement inférieure à celle d'avant le premier choc pétrolier[54]. L'idée qu'une telle lecture véhicule implicitement est que les

[54] À ce propos, on interprète la baisse drastique de la part salariale comme le résultat d'un

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

cotisations auraient contribué positivement à l'augmentation de la part du travail entre 1970 et 1982. Et qu'elles constituent depuis le début des années quatre-vingts un facteur de baisse de la part des revenus du travail puisqu'elles contribuent à la destruction de l'emploi. La cotisation a d'abord joué un rôle distributif (version « classique ») dans les années soixante-dix, puis allocatif (version « marginaliste ») depuis le début des années quatre-vingt. Dans le contexte de quasi-complémentarité des facteurs de production en France, il y a cependant lieu de douter que l'emploi soit au niveau macroéconomique la variable d'ajustement en cas de forte augmentation des cotisations. D'ailleurs Gérard Tasso [1991] a montré que le déterminant majeur des divergences dans l'évolution de la part salariale, exprimée comme la part des revenus du travail dans la valeur ajoutée (salaires nets et cotisations), entre la France (forte poussée), le Royaume-Uni (net recul), et la RFA (stabilité) est, pour la période 1970-1981 où les dépenses sociales dans ces pays sont comparables, l'évolution des parts salariales nettes de cotisations sociales. « *Ce sont elles, pour l'essentiel, qui expliquent les divergences entre les pays* » (Tasso [1991], p. 167). Le mode de financement des dépenses sociales est, ajoute-t-il, « *un facteur évident, sans être le premier- de différenciation du partage de la valeur ajoutée* » (Tasso [1991], p. 167). Pour le cas de la France, l'auteur explique l'accroissement de 11 points de la part du travail à la fois par l'explosion des cotisations et par la rigidité des salaires nets. Il apparaît finalement plus intéressant voire même plus pertinent de chercher à mesurer la contribution des cotisations dans l'évolution de la part du travail sans oublier leurs répercussions sur les salaires négociés.

Depuis le début des années 1970 à nos jours, notamment après le premier choc pétrolier, les cotisations réelles assises sur les salaires n'ont cessé d'augmenter dans un contexte de ralentissement quasi-continu des gains de

déséquilibre macroéconomique durable grave qu'il convient de résorber en augmentant les salaires pour soutenir convenablement la demande (Xavier Timbeau [2002]). Pour d'autres économistes, elle résulterait du dysfonctionnement institutionnel émanant de l'organisation et de la régulation du marché du travail jugées déficientes (Olivier Blanchard (2005), op. cit. Askenazy [2006]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

productivité[55]. Elles apparaissent comme un instrument de la redistribution effective des richesses créées en faveur du travail. Mais durant exactement la même période, on observe que les salaires réels évoluent moins vite que la productivité, c'est-à-dire que les salaires négociés ne constituent plus un facteur de hausse de la part du travail. On constate en outre qu'à partir de 1982, la part des salaires dans la valeur ajoutée fléchit et accélère ce phénomène (cf. annexe 6). Ces observations intriguent. Existerait-il un lien de cause à effet entre l'accroissement du coin socio-fiscal et la régression des salaires négociés ?

Le diagnostic du lien entre les cotisations et la part des salaires dans la valeur ajoutée est cependant délicat. Voici ce qui ressort du survol des rares études économétriques abordant explicitement cette question.

À très long terme, le partage de la valeur ajoutée entre le travail et le capital ne fait guère l'objet de controverses. La propriété remarquable de la constante de la part salariale reste de mise dans les pays développés malgré les mutations profondes qu'ils ont connues et les conventions comptables différentes (Askenazy [2006]). Il existe en effet une « *loi fondamentale* » de la macroéconomie selon laquelle le partage séculaire de la valeur ajoutée reste stable, la part du travail actuelle en France est proche de celle de 1913 (Askenazy [2006]). En outre, même si les différences de taux de marge entre les secteurs d'activité sont importantes, il existe un phénomène, déjà dévoilé par Kalecki (1938) et Solow (1958), selon lequel les effets de structure liés à l'évolution des poids relatifs des secteurs dans l'économie ne changent pas la donne en termes de partage de la valeur ajoutée. « *Lorsque la part du travail monte, elle monte dans la plupart des secteurs, ce ne sont pas les secteurs à forte part du travail qui croissent. Lorsqu'elle est plate alors que le poids d'un secteur à forte part pour le travail s'accentue, le poids d'un autre secteur à forte part travail diminue ou un secteur à forte part capital se développe* » (Askenazy [2006], p. 6). On l'a bien compris, les enjeux du débat de

[55] On observe un fléchissement continu des gains de productivité par tête du travail depuis le premier choc pétrolier 4,4 % par an (1963-1973) ; 2,2 % par an (1973-1990) ; 1,5 % par an (1990-1995), 1,3 % par an (1995-2002)- (cf. Alternatives économiques [2003], données Insée).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

l'incidence des cotisations dans le partage de la valeur se posent dans un horizon beaucoup moins lointain et portent sur leur impact dans l'évolution des salaires.

Les théories du partage de la valeur ajoutée sont certes insuffisantes mais les différentes études économétriques concernant la France et l'Allemagne, où le partage de la valeur est non stationnaire, indiquent que les chocs de cotisations n'impactent pas le taux de marge des entreprises[56]. « *Les modifications du coin social ont un impact transitoire dont l'ampleur est faible sur le taux de marge : un point d'augmentation (de baisse) du coin social entraîne une baisse (hausse) transitoire du taux de marge d'environ 0,03 point. Ce résultat suggère que la plus grande part des variations du coin social seraient immédiatement considérées comme une même variation de revenu différé.*» (Baghli-Cette-Sylvain [2003], p. 18). Ceci invalide sans ambages la thèse du transfert de pouvoir d'achat par les cotisations. À court terme, ce sont les salariés qui supporteront ou pâtiront du niveau des cotisations sociales. Les prélèvements directs sur les salaires comme outils de la redistribution des revenus en faveur du travail apparaissent inefficaces[57]. La redistribution directe via les cotisations sociales n'aboutit pas à un partage de la valeur ajoutée favorable au travail.

---

[56] Les autres déterminants du taux de marge, indiquant la rentabilité des entreprises, sont le taux d'intérêt (effet positif), l'inflation, le prix relatif de l'énergie, le pouvoir de marché des entreprises fonction du taux de mark-up et le pouvoir de négociation des syndicats (effet positif via les rentes des insiders Layard et alii. [1991])-cf. Askenazy [2006].

[57] « *Seuls des chocs sur le ratio capital/valeur ajoutée ou un progrès technologique biaisé dû par exemple aux dysfonctionnements du marché du travail (Blanchard, 2005), peuvent modifier le partage capital/travail. Des estimations empiriques confirment ce lien* (Bentolila et Saint-Paul, 2003) » (Askenazy, p. 8). Ainsi un progrès technologique purement « labor-augmenting » qui n'affecte donc pas l'efficacité du capital (progrès technique neutre au sens de Harrod, sans externalité positive) et ne modifie pas non plus le ratio capital sur valeur ajoutée, laisse inchangé le partage de la valeur ajoutée. Le partage constant des revenus est vérifié aussi dans deux autres cas (Askenazy, p. 9). Lorsque la croissance de la valeur ajoutée et celle du stock de capital se font au même rythme. C'est le cas des modèles de croissance endogène ou exogène classiques où la trajectoire équilibrée de croissance exige un tel scénario. Lorsque la modification de la structure des coûts conduit les entreprises, pour une substituabilité non unitaire, à choisir la technologie qui assure un partage constant des revenus primaires. Ce sont les modèles de technologie induite (Samuelson (1965), Drandakis et Phelps (1966)) remis au goût du jour par Acemoglu (2003). Ces modèles soufrent d'un double handicap : leur caractère tautologique et l'absence d'externalités positives entre les recherches et développements pour rendre économes le travail et le capital.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2.1.1.2. L'allégement des charges sociales pour relancer l'emploi via le déficit public : indications et limites.

Hervé Le Bihan [1998] propose, en utilisant le modèle multinational néo-keynésien Mimosa, une mesure de l'effet de la baisse indifférenciée ou ciblée d'un point de PIB des charges sociales patronales dans les principaux pays européens. Une telle initiative est déclinée comme une relance budgétaire par le déficit puisque les dépenses sociales et culturelles, représentant actuellement trois cinquième des dépenses publiques françaises, restent inchangées. Il observe que les mesures d'allégement généralisé de charges sociales patronales non financées en laissant filer le déficit par endettement public, sont efficaces en termes de création de richesses et d'emplois. Sur un horizon de trois ans, la réduction générale des cotisations d'un point de PIB baisse le chômage d'environ un point, stimule le produit de 1,5 point pour un déficit public *ex post* limité (environ 0,5 point de PIB) -effets des stabilisateurs automatiques inclus-.

Pour le cas des réductions non financées de cotisations ciblées sur les bas salaires (cf. section suivante), Le Bihan estime que « c*es mesures sont susceptibles d'avoir un effet plus massif sur l'emploi (….). Mais dans un contexte de politiques budgétaire et monétaire contraintes, elles peuvent difficilement suffire à combler l'écart séparant l'Union européenne du plein emploi. Elles se traduisent par ailleurs par un ralentissement de la productivité, nuisible à long terme pour le niveau de production.*» (Le Bihan [1998], p. 188). Le Bihan précise en outre que l'incidence sur le niveau du chômage des politiques publiques de réduction de charges sociales non financées, estimée à environ 0,4 et 1,2 point de taux de chômage, est nettement plus faible que celle générée par d'autres mesures de relance directe de l'activité, telles que les dépenses publiques d'investissement deux fois plus efficaces en termes de PIB et d'emplois. Bien entendu, les résultats présentés par Le Bihan sont largement tributaires du modèle multinational Mimosa mobilisé qui décrit remarquablement les ajustements macroéconomiques de courte période mais comporte d'énormes lacunes. Celles-ci concernent la réduction importante du niveau des prix admise à moyen terme suite aux allégements de charges sociales, et leur incapacité chronique à fournir une analyse crédible du facteur travail éclaté (Germain [1997], Legendre [1999]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2.1.2. L'évaluation quantitative des réformes de cotisations patronales financées dans les modèles macroéconométriques usuels des administrations économiques publiques : résultats et limites.

2.1.2.1. Les effets des baisses compensées de cotisations sur l'emploi : des résultats souvent modestes.

L'idée que la lourdeur des charges sociales assises sur le travail est le facteur majeur de l'aggravation du chômage est récurrente et tenace. Le coût du travail relativement « élevé », notamment à cause de la forte pression socio-fiscale, est le principal handicap de la France en matière de compétitivité et de création d'emplois (Commissariat Général du Plan [1993b]). Cette vision-là est certainement valable dans certaines conditions mais elle ne saurait être une loi générale applicable dans toutes les circonstances[58]. Les principaux modèles macroéconomiques des administrations économiques publiques, tels que Amadeus de l'Insee, Mosaïque de l'OFCE, Métric de la Direction de la Prévision, ont été mobilisés pour trancher le débat du milieu des années quatre-vingt-dix sur les réductions de cotisations patronales financées par des sources alternatives (CSG, TVA, TIPP, CVA, TK, IS) à la masse salariale au sein ou en dehors des entreprises (Dares [1994]). Sous les hypothèses habituelles de ces modèles néo-keynésiens (complémentarité des facteurs de productivité, fixité des taux de changes, négociation des salaires bruts indexés sur les prix à la consommation), on observe que les baisses des cotisations patronales financées de 50 milliards de francs produisent des résultats globalement décevants en termes de création d'emplois (entre 50 000 et 100 000 emplois selon les variantes), limités en partie par les effets de flexion des taux d'activité, et économiquement parlant (entre 500 KF et 1 000 KF par emploi créé). Deux enseignements complémentaires en découlent, d'une part les cotisations ne constituent pas un obstacle majeur à la création d'emplois ; et d'autre part, il n'existe aucune « assiette miracle » favorable à l'emploi. Les modèles macroéconométriques traditionnels délivrent une leçon centrale d'après laquelle l'efficacité des mesures de

[58] Comme le note Michel Didier [1995], il existe d'autres variables explicatives de l'emploi encore plus déterminantes que le coût salarial telles que la productivité globale des facteurs et les taux de change qui exercent une influence significative sur la compétitivité extérieure de l'économie.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

réduction des charges sociales est nettement réduite lorsqu'elles sont compensées par d'autres prélèvements. Ils montrent en outre que le transfert des prélèvements sur la valeur ajoutée pénalise les secteurs de l'énergie, des industries agro-alimentaires, des entreprises financières et immobilières, et favorise les secteurs de main d'œuvre tels que les bâtiments et les travaux publics, la construction, l'industrie mécanique et électrique, le textile, l'habillement, le cuir, et les services.

Les hypothèses de substituabilité entre les facteurs de production introduites ne changent pas significativement la donne mais modifient simplement la hiérarchie entre les variantes proposées car les mesures portent sur les entreprises (CVA, TK, IS) apparaissent moins porteuses d'emplois que celles portant sur les ménages (CSG, TVA, TIPP). Si les foyers sont taxés, les effets positifs attendus de la désinflation (compétitivité-prix des entreprises, désépargne des ménages) dominent plus nettement les effets revenus défavorables aux ménages. Il est donc surprenant compte tenu de la complémentarité des facteurs de production d'observer que les «simulations' » des modèles macroéconométriques usuels publics confirment souvent le caractère très favorable à l'emploi des transferts de charges sociales des entreprises vers les ménages. Car comme le rappelle Le Bihan le cas d'un financement supporté par les ménages ne favorise pas *a priori* l'emploi car toute pression fiscale directe accrue sur ces derniers entraîne une déprime de la production via la contraction de la consommation. À ce propos, les effets du financement peuvent diviser par deux les effets sur l'emploi si le mode de financement retenu est une taxe sur les revenus des ménages (CSERC [1996]).

Deux travaux macroéconométriques d'évaluation prospective postérieurs donnent, pour un montant des réductions de cotisations patronales équivalent à cinq milliards d'euros de fonds publics pour compenser le déficit des comptes sociaux, des résultats compris entre 180 000 emplois pour un horizon de cinq ans (Direction de la Prévision [1995]) et 200 000 emplois pour un horizon de cinq à dix ans (Dares [1997]). Les résultats de ces deux études de cas, assimilables à une relance du déficit public, restent encore modestes en terme de création d'emplois (fourchette moyenne) et financièrement (entre 25 et 28 K € par emplois crées en moyenne).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2.1.2.2. Des analyses d'incidence macroéconomique très discutables : comportements non repérables économétriquement, effets désinflationnistes trop prépondérants.

Les laudateurs des politiques de réduction des charges sociales continuent d'exhiber un effet positif de ces mesures sur l'emploi, mais non sans mal. Ils adoptent pour atteindre cet objectif des « *modèles branchés ou enrichis sur des maquettes ad hoc qui intègrent des comportements non repérables économétriquement* » (Husson [1999], p.15). Par exemple, « …*lors des travaux préparatoires au XI ^{e} Plan a été émise l'idée d'une franchise de cotisations sociales employeurs sur les premiers 1 000 francs, compensée par la CSG. Cette mesure a fait l'objet de tests économétriques, mais ceux-ci ont été menés selon une méthodologie un peu particulière* (…). *La baisse des charges sociales améliore l'emploi. Cependant, l'effet direct sur l'emploi est très peu présent dans les modèles. On a choisi de modifier le comportement spontané d'Amadeus afin d'en rendre compte* » (Commissariat général du plan [1993 b], in Husson [1999], p.17). Comme le note à juste titre Michel Husson « *une telle méthodologie est bien évidemment fautive : si le modèle ne fait pas apparaître d'effet sensible du coût salarial sur l'emploi au moment de sa construction, c'est que cet effet n'existe pas, ou qu'il n'est pas repérable par le modèle. Dans les deux cas cela implique que l'on ne peut utiliser le modèle en l'état. On peut chercher à modifier sa structure en réestimant les équations appropriées ou en modifiant leurs spécifications. Mais on ne peut se contenter d'introduire, sur dires d'experts, les effets attendus, et continuer à se prévaloir du fonctionnement du modèle comme outil scientifique.* » (Husson [1999], p.16).

On peut en outre douter de l'importance des effets désinflationnistes qui renforcent les effets d'encaisses réelles favorables à la consommation grâce à l'augmentation des stocks patrimoniaux réels. À ce propos, on peut rappeler la réflexion de François Legendre qui estime que « *[les modélisations macroéconométriques] devraient être perfectionnés du côté de l'analyse de la formation des prix pour notamment mieux comprendre les raisons de la persistance des chocs situés du côté de la demande de biens et pour que l'on puisse en finir avec la fiction selon laquelle les tensions inflationnistes pourraient rapidement resurgir.*» (Legendre [1999], p. 251).

Pour finir il convient de mettre en garde contre la propension des macroéconomètres

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

à étudier dans les études réalisées pour la Dares les effets des cotisations sur l'emploi selon un horizon de cinq à plus de dix ans (Dares [1994] et [1997]). Car au-delà parfois du calibrage des paramètres (Dares [1997]), la spécification des équations de salaires de long terme pose problème en liant l'inflation salariale et le chômage, et non les salaires et le chômage. D'où l'incapacité des modèles macroéconométriques à discuter des effets d'offre.

2.2. La problématique de l'absence de substitution macroéconomique entre le travail et le capital dans les modèles macroéconométriques de demande de travail : résultats, portées et limites.

L'étude proposée par Hamermesh [1993], retenant plus de soixante-dix études différentes réalisées sur données macroéconomiques des principaux pays occidentaux, indique une élasticité directe de la demande conditionnelle de travail de long terme comprise en valeur absolue entre 0,15 et 0,75, et une valeur intermédiaire de référence de long terme de 0,3. Il retient une élasticité partielle de substitution entre le capital et le travail assez forte de l'ordre de 1 compatible avec une fonction de production de type Cobb-Douglas. Selon Hamermesh [1993], « [*The value of the elasticity of substitution between capital and labor] is roughly consistent with Cobb-Douglas production […]. The litterature […] that is summarized here has truly led us to arrive where we started and know the place for the first time. […] I doubt that there is much usefull left to be learned about this one particular parameter. It's not that we know everything, but that there has been so much work that the gain to additional research is small. The same cannot be said for most of the other issues in static labor demand » (propos repris par Germain [1997], p. 92).*

Ces considérations ont fortement influencé les premières tentatives d'évaluation prospective des effets d'une réduction généralisée des charges sociales sur l'emploi. Elles ont donné lieu à la détermination de la valeur de l'élasticité directe de la demande conditionnelle de travail issue des modèles de demande de travail macroéconomique à salaires nets rigides avec une élasticité de substitution unitaire. Dans une étude du Commissariat Général et du Plan (CGP), sous la direction de Gérard Maarek [1994], on préconise que la baisse des cotisations égale à 15 % du

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

coût salarial permettrait de créer 6% de postes supplémentaires et que le taux de chômage serait réduit de moitié. Dans le document proposé par le CGP, on suppose que la part salariale en France est égale à 60 % de la valeur ajoutée (hors excédent brut d'exploitation intégrée dans la rémunération du capital), la valeur de l'élasticité directe conditionnelle du travail retenue est alors proche de 0,4 car l'élasticité de substitution capital-travail est supposée proche de l'unité. En reprenant les mêmes hypothèses, Jean Marc Germain [1997] indique qu'une baisse d'un point du coût du travail en 1995, équivalent à 28 milliards de francs d'allégement de cotisations, aurait créé 55 000 emplois marchands supplémentaires. La baisse des charges sociales financée par une taxation du capital aboutirait à 140 000 emplois supplémentaires avec une réduction du stock de capital de 1,5 % (Germain [1997], p.76-78). Les économistes se sont ainsi largement positionnés en faveur de la politique de réduction des charges sociales au début des années quatre-vingt dix. Or, la certitude d'une substituabilité capital-travail unitaire, relayée dans les travaux d'évaluation de l'impact du coût du travail déjà évoqués comme le préconise le spécialiste anglo-saxon Hamermesh [1993], est loin de faire l'unanimité en France. Jusqu'à présent, la valeur de l'élasticité de l'emploi au coût relatif travail/capital d'une étude macroéconomique française à une autre, quelle que soit la période retenue, est presque nulle à court terme et ne dépasse guère significativement - 0,3 à long terme. Cela constitue, pour Legendre et Le Maître [1997], une « *énigme non résolue* ». Mais pour Brigitte Dormont cela relève plutôt d'une mauvaise spécification de la demande de travail macroéconométrique. Brigitte Dormont estime que « *l'insensibilité de l'emploi au coût salarial [macroéconomique] est étroitement conditionnée par l'utilisation pour les estimations d'un modèle spécifié en termes de coût relatif travail-capital. Faire intervenir séparément dans la régression le coût salarial d'une part, le coût d'usage du capital d'autre part, ne modifie en rien le contenu théorique de la spécification estimée, mais limite les biais qui pourraient résulter de difficultés de mesure de l'une ou de l'autre de ces variables de coût.* » (Dormont [1997], p. 95). Elle propose ainsi une spécification de la demande de travail macroéconomique selon la logique des coûts séparés entre travail et capital (2.2.1). On reviendra pour finir sur la portée et les limites des différentes démarches d'évaluation macroéconométrique récentes (2.2.2).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2.2.1. La spécification de la demande de travail macroéconomique selon la logique des coûts séparés : la mesure de l'élasticité de l'emploi au coût salarial.

L'idée que veut crédibiliser une telle démarche est que le coût absolu du travail peut théoriquement remplacer le coût relatif capital-travail sans que la substituabilité capital-travail ne soit remise en cause. Cette idée-là est analytiquement cohérente (cf. annexe 13). Selon Dormont, si aucune erreur de mesure n'est commise dans la détermination du coût du travail et celui du capital alors l'estimation de l'élasticité de l'emploi est déterminée de manière convergente quelle que soit la spécification, coût relatif travail/capital ou coût absolu du travail, retenue. Mais il se trouve que la mesure du coût d'usage du capital comporte des erreurs et reste délicate à réaliser (voir encadré suivant). La preuve en est que l'estimation du modèle spécifié en termes de coût relatif qu'elle propose, aboutit à une élasticité emploi coût salarial non significative (cf. supra). Il convient alors de rectifier la « *mauvaise spécification de la fonction de demande* » (Dormont [1997]). Le coût relatif travail-capital est en fait très corrélé à celui du coût du capital, marqué par une trop grande variance, il importe selon elle de séparer les coûts des deux facteurs. Le biais de mesure de l'élasticité de l'emploi en serait considérablement réduit.

En adoptant la démarche de séparation des coûts, Dormont propose des élasticités emploi-coût salarial de court et long terme significativement comprises en valeur absolue entre 0,5 et 0,8 (Dormont [1997]). Cette étude a été réalisée sur la période 1970-1990, et porte sur des données agrégées (séries macroéconomiques de la comptabilité nationale), sectorielles et individuelles d'entreprises de l'industrie manufacturière française (panels de secteurs et d'entreprises). Quel que soit le niveau d'agrégation, elle mesure une substituabilité capital-travail assez forte. Si on retient une part des salaires proche de 0,6 et la valeur de l'élasticité conditionnelle égale à 0,5 (en valeur absolue), on obtient une élasticité partielle d'environ 0,8 (en valeur absolue). Dormont admet que la valeur de l'élasticité de l'emploi au coût salarial est certainement surestimée. Elle évoque à ce propos un bais de simultanéité qui, lie ici le salaire réel à la productivité, mais qui selon elle ne remet nullement en cause l'hypothèse fondamentale qu'elle tient à prouver : l'existence d'une relation décroissante forte entre l'emploi et le coût salarial peu importe le

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

niveau d'agrégation des données. Les résultats auxquels les modèles de demande de facteurs aboutissent sont donc convergents. Et ce, quel que soit le niveau de collecte des données (entreprise, secteur ou national) [59].

Encadré 9

Les tentatives de mesure du coût d'usage du capital : les démarches et les difficultés.

La mesure du coût du travail comporte des difficultés marginales car les salaires sont relativement bien connus et que seule la définition des catégories de main d'œuvre est quelque peu délicate. En revanche, le stock de capital est jusqu'à présent mal identifié car la notion de capital « *recouvre un ensemble hétérogène de biens par définition durables (…) dont la durée de vie dépasse un cycle de production* » (Gautié [1998], p. 27). Cela suppose de déterminer la durée de vie effective des équipements pour mesurer l'amortissement réel et non comptable du capital. La mesure du coût capital est donc très délicate. Traditionnellement, le coût du capital est tiré d'un calcul résiduel livré par la comptabilité nationale ou privée des entreprises. On rappelle ici quelques unes des méthodes utilisées.

1) Le coût d'usage du capital mesuré à partir des données de la comptabilité nationale.

Le coût unitaire d'usage du capital au niveau de l'ensemble des entreprises est proposé à partir des données de la comptabilité nationale. Il découle du *rapport entre l'excédent brut d'exploitation*, défini grossièrement comme la différence entre la valeur ajoutée brute et la rémunération des salariés, *et le volume du capital estimé*. Une telle option comporte des erreurs assez importantes. Le coût du capital est en effet surestimé. Car la marge brute va au-delà du coût d'usage du capital proprement dit et englobe la dépréciation du capital et le profit pur[60]. Une autre piste d'évaluation du coût réel du capital ne se fondant pas sur la marge brute a été explorée. Dans le document du CAE [1998], le coût total du capital correspond au produit entre *le volume du capital*, « *le capital fixe net reproductible hors logements et stocks* », *et le taux d'intérêt réel*, « *taux réel des placements comportant un risque ayant la même importance que celui s'attachant en moyenne à l'utilisation du capital*

[59] Il subsiste quelques autres lacunes. Par exemple pour un niveau de production donné, les entreprises à forte valeur ajoutée recrutent les travailleurs les plus productifs et versent donc les salaires les plus élevés (Gautié [1998], p.25). Pour cette catégorie d'entreprises, le lien négatif emploi et coût salarial est quelque peu rejeté. Cela renvoie aux biais d'hétérogénéité interentreprises mais Brigitte Dormont [1997] considère l'avoir bien pris en compte.

[60] La notion de profit pur, récemment validée par la théorie de la firme et de la croissance, concernerait principalement les innovateurs et investisseurs. Il s'agit notamment de la prime de risque, versée en moyenne aux innovateurs, et les capitaux propres, profits de monopole ou de concurrence imparfaite réinjectés sans frais par les investisseurs.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

dans la production »[61]. La encore, les incertitudes dans la mesure du coût du capital restent fortes.

2) Le coût d'usage du capital mesuré à partir de données désagrégées.

Le coût du capital correspond à la « *charge supportée par une entreprise liée à l'utilisation de son capital au cours du cycle de production* » (Gautié [1998], p. 28). Cette charge comporte trois éléments distincts : le prix d'acquisition de l'équipement, le taux d'amortissement de l'équipement concerné et enfin son coût de financement (intérêts de l'emprunt). C'est l'évaluation de ce dernier élément qui pose problème. On l'assimile souvent au taux d'intérêt « *qui ne reflète qu'imparfaitement le coût réellement subi par les entreprises* » (Legendre et le Maître [1997]). L'acquisition de nouveaux équipements ne découle pas systématiquement d'un emprunt. L'autofinancement couvre une bonne partie des investissements engagés par les entreprises. Certes théoriquement le taux d'intérêt sur les emprunts constitue le coût d'opportunité de l'autofinancement. Mais ce qu'il ne faudrait pas perdre de vue c'est le que coût de l'autofinancement dépend également et surtout de l'intervention des pouvoirs publics via la politique fiscale sur les bénéfices menée et aussi de la logique de la « *bonification de taux d'intérêt* » (Gautié [1998], p. 28). Deux nouvelles méthodes alternatives de mesure du coût du capital ont été proposées par Gafsi et alii. [2004]. Une première méthode qui mobilise le taux d'intérêt du marché obligataire du secteur privé. *Le coût du capital (au prix de la valeur ajoutée) est égal à la somme (exprimée aux prix de FBCF) entre le taux d'intérêt réel obligataire (déflaté aux prix de la FBCF) et le taux de déclassement (rapport entre la dépréciation et le stock de capital fixe)*. Une seconde encore plus simple dans laquelle on admet *un taux de marge constant sur les coûts unitaires de production des entreprises*. « *En connaissant le montant de l'ensemble des facteurs de production (travail qualifié, travail peu qualifié et capital) et le coût des deux premiers facteurs, on peut en déduire une mesure du coût du capital* » (Gafsi et alii. [2004]). Jusqu'à ce jour aucune mesure du coût du capital tenant compte à la fois de la diversité sectorielle et de la dynamique du mode de financement des investissements n'est disponible. La seule source d'informations qui apporte selon Gafsi et alii. [2004] plus de précisions dans le calcul des taux d'intérêt sectoriels est malheureusement incomplète (période courte 1993-2000). Il s'agit des données Suse publiées par l'Insee Résultats dans la rubrique « *Images économiques des entreprises* ». Au total, une « *bonne mesure* » du coût du capital reste encore problématique.

[61] Ils fixent un taux d'intérêt annuel réel de 7 %. Pour les sociétés et quasi sociétés, ces calculs donnent, pour une marge brute de 34, 5% VA (au coût des facteurs en 1996), un coût du capital proprement dit de 15 %, un profit pur d'environ 4,5 %, une dépréciation du capital de 15 %.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Husson reste cependant sceptique quant à la conviction, largement partagée chez les économistes, selon laquelle « *le coût d'usage du capital serait par nature plus mal mesuré que celui du salaire, qui pose, lui aussi, de redoutables problèmes de mesure liés à l'évolution des qualifications* » (Husson [1999], p. 50).

2.2.2. Les limites des différentes démarches d'évaluation macroéconométrique : les lacunes de spécification de la demande de travail.

Réduire le coût du travail pour améliorer le profit et l'emploi : les objections

« *En ce qui concerne l'emploi, la nouvelle loi d'airain énonce que la création d'emplois serait impossible sans réduction du coût du travail. Ce précepte universel renvoie à un paradigme théorique que l'on peut qualifier de néoclassique, et qui s'incarne en de nombreuses études et recommandations.* » (Husson [1999], p. 12). Bien rares sont cependant les travaux qui en utilisant comme déterminant le coût relatif travail/capital confirment sans ambiguïté cette vulgate libérale[62]. Souvent on « contourne » l'échec de la logique du coût relatif en mettant d'abord en avant la prépondérance des effets du profit dans la détermination de l'investissement[63]. Puis on « gomme » l'incohérence de l'élasticité au coût relatif entre l'équation d'investissement et celle d'emploi. Cet artéfact économétrique procède de la manipulation récurrente des modèles macroéconomiques pour justifier la nécessité des réductions de charges sociales pour relancer l'emploi. Mais les faits sont têtus. D'une part, « *les évolutions macroéconomiques des 15 dernières années permettent toutefois de contester la proposition selon laquelle une moindre progression du coût du travail pourrait réduire le chômage. Ces années ont été notamment caractérisées par la modération salariale et par le niveau élevé des taux d'intérêt réels. La tendance antérieure à la baisse du coût relatif capital-travail s'est ainsi infléchie. Pour autant, la croissance n'est pas devenue plus* «*riche en emplois.*» (Legendre [1999],

[62] Le travail de Zagamé et al. est l'une des rares études qui trouve un effet significatif du coût relatif sur la demande de travail macroéconomique. Mais la lourdeur et l'opacité de la méthode d'estimation du modèle Propage qu'ils utilisent, partant d'une fonction de production néoclassique, relativise la portée de leurs résultats (Zagamé et Zaidman (1978) document de travail Insee, op. cit. Legendre [1999]).

[63] Cette conviction rappelle la fameuse assertion de Schimdt « *les profits d'aujourd'hui sont les investissements de demain et les emplois d'après-demain ».*

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

p. 221). D'autre part, la corrélation négative entre le taux de chômage et le taux de profit est contestée par les faits. Michel Husson montre, à l'aide d'un graphique portant sur la période 1981-1996, que dans les pays occidentaux la variation du taux de marge et celle du taux de chômage sont positivement liées (Husson [1999], p. 36). Pour le cas de la France, on observe une forte hausse du taux de chômage pour de fortes croissances du taux de profit.

La mesure de l'élasticité de l'emploi au coût absolu du travail : une manière de contourner l'absence de substituabilité macroéconomique

En expérimentant la démarche des coûts séparés, proposée par Dormont sans le reprendre pour son compte, Husson trouve pour la période 1971-1993, une élasticité de l'emploi au coût salarial significativement élevée. Par exemple, une réduction des charges sociales équivalant à dix points de réduction du coût du travail se traduirait à court terme par une hausse de 2,12 % de l'emploi. Celle-ci se situerait à moyen terme à 5 %. La faible vitesse d'ajustement de l'emploi à la production d'environ 0,42 justifie la différence entre les élasticités de court et moyen terme (Husson [1999], p. 40-45). Michel Husson trouve qu'il n'est point cohérent de mettre en évidence des effets de substitution directe entre le capital et le travail sans évoquer le rôle du coût relatif capital-travail. Ces résultats découlent en fait d'une logique qui impose un lien négatif fort entre la variation de l'emploi et de la productivité (cf. infra).

Mihoubi évoque concernant la démarche du coût salarial absolu, un sérieux problème d'interprétation de la demande de travail : « *S'agit-il d'une description du comportement de la demande de travail ou bien de la relation vérifiée a posteriori entre salaire réel et productivité du travail* » (Mihoubi [1997], p. 129). Il considère que dans une telle démarche on ne fait que retracer une équation de prix qui lie traditionnellement le taux de mark-up, matérialisant un comportement à la marge en situation de concurrence imparfaite, au coût salarial unitaire.

Le caractère restrictif de la démarche d'évaluation de l'élasticité emploi au coût des facteurs : l'absence d'effets de substitution macroéconomique indirecte

Les modèles d'évaluation macroéconomique de la demande de travail se focalisent exclusivement sur les effets de substitution directe qui reflète la malléabilité des combinaisons productives en fonction des changements de coûts relatifs ou absolus des facteurs de production. Or, il existe des effets de substitution macroéconomique

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

indirecte transitant par les prix des biens, les revenus des ménages, ou par la rentabilité des activités qui modifient la structure productive de l'économie. D'où l'existence d'un biais d'agrégation qui résulte ici d'un défaut de « bouclage macroéconomique ». Par exemple, on peut attendre d'une baisse des cotisations et du coût du travail le déclenchement d'un processus de création d'entreprises riches en main d'œuvre devenues plus rentables, et la destruction des entreprises capitalistiques les moins profitables. L'effet global attendu ici est *a priori* favorable à l'emploi. Toutefois, un tel scénario entérine le ralentissement des gains de productivité dans l'économie. Reste à déterminer les conséquences de ce phénomène sur l'emploi.

Productivité et emploi, le décalage entre le lien comptable et la logique économique

L'accroissement des gains de productivité du travail s'accompagne historiquement d'un relèvement des salaires. Partant de ce constat, les modélisateurs considèrent que la relation inverse est vraie, c'est-à-dire une baisse du coût salarial induit un fléchissement de la productivité ou un ralentissement des gains de la productivité qui, pour un niveau de production donné, rend la croissance "*plus riche en emplois* ". D'où le lien comptable négatif entre l'emploi et la productivité. Mais ce que ne révèle pas ce lien purement comptable, ce sont les interconnexions de moyen terme entre la productivité et l'emploi. En effet, l'analyse économique nous enseigne que la baisse ou le ralentissement de la productivité, découlant traditionnellement du fléchissement du stock de capital productif et/ou du vieillissement des équipements, comporte des effets néfastes à l'emploi : la résurgence de tensions inflationnistes (perte de parts de marchés) ; la dégradation des conditions de rentabilité du capital qui accentue les retards dans l'incorporation des nouvelles technologies (perte de compétitivité-hors-prix). À l'aune de ces considérations, on peut douter de l'efficacité des politiques publiques françaises de réduction de charges sociales et du coût du travail destinées à toutes les entreprises. Comme le souligne François Legendre « *depuis le milieu des années 90, on observe un ralentissement de la productivité du travail au-delà du simple effet du cycle économique. Il semble surtout en France que la croissance se soit enrichie en emplois à temps partiel [précaires]* » (Legendre [1999], p. 222). À ce propos, Michel Husson [1999] propose que les baisses de

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

cotisations soient uniquement réservées aux entreprises des « secteurs abrités » car celles-ci ne subissent pas de contrainte extérieure de compétitivité-prix et possèdent en outre une part de la rémunération du capital dans la valeur ajoutée (comprenant la rémunération des entrepreneurs individuels) relativement plus élevée que celle des industries qui s'érode plus vite.

L'incapacité des modèles macroéconométriques à capter les effets des chocs de cotisations sur les salaires

On a pu constater à travers les travaux d'évaluation des conséquences macroéconomiques des cotisations qu'il existe deux types d'effets sur l'emploi contradictoires. D'un côté, les effets qui renforcent les répercussions positives des baisses de charges sociales. Il s'agit de l'effet de substitution, de l'effet compétitivité-prix ou celui d'encaisses réelles, et de l'«effet Kalecki » (*canal du profit et de l'accumulation du capital*, cf. Husson [1999])[64]. De l'autre, les effets qui inhibent les retombées des réductions de charges sociales favorables à l'emploi : l'effet Phillips ; l'effet revenu ; l'effet qualité ou effet compétitivité-hors-prix. Selon le poids que les modélisateurs accordent à telle ou telle catégorie de mécanismes de transmission des effets des cotisations, compte tenu de la spécification retenue, les résultats obtenus s'en trouvent modifiés. Mais au-delà de la complexité des modèles macroéconométriques, notamment la version ancienne qui utilise les données de la comptabilité nationale dans une perspective de bouclage macroéconomique, il apparaît que le succès de l'économétrie de panels, qui garde une certaine pertinence macroéconomique sans aborder l'économie dans son ensemble, n'a pas pu dissiper les doutes. Pour principalement trois raisons.

Premièrement, l'estimation macroéconométrique de l'élasticité de l'emploi comporte potentiellement quatre types de biais : le biais de simultanéité (indexation des salaires sur la productivité), les biais d'agrégation (changement des prix des biens ou de la structure des activités productives), le biais d'hétérogénéité inter-entreprises et le biais d'endogénéité (modification de la structure des qualifications). Deuxièmement, il subsiste dans les travaux abordés jusqu'ici un défaut de spécification, lié à la « mauvaise » modélisation des comportements des entreprises

[64] Cet effet se résume par la formule suivante : « *les profits d'aujourd'hui vont les investissements de demain et les emplois du surlendemain* ».

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

et des ménages face aux chocs de cotisations, qui justifierait l'absence de réaction des salaires à la modification du coin socio-fiscal. Troisièmement, la plupart des travaux macroéconomiques mobilisant des séries chronologiques internationales se heurtent aux problèmes liés à l'omission de variables importantes (Brittain [1971], Vroman [1974a-b], Beach-Balfour [1983], Kugler-Kugler [2008]).

Toutes ces remarques témoignent de l'impasse méthodologique et empirique dans laquelle l'économie appliquée se trouve lorsqu'elle tente de procéder à un bouclage complet des multiples interactions en jeu en cas de modification des cotisations. Le grief sans doute le plus pertinent que l'on peut adresser à l'égard des travaux macroéconométriques est que leurs enseignements ne peuvent être validés que si la modification des cotisations se répercute de manière permanente sur le coût salarial total. Or, le fléchissement des salaires face à la montée des cotisations est apparu comme un fait incontournable dans le débat des effets spécifiques de la fiscalité du travail. Il est clairement établi dans les maquettes d'équilibre général comptables et les maquettes WS-PS. Les premières intègrent parfaitement les progrès de la littérature empirique récente, notamment les rigidités réelles sur les marchés des biens et du travail, mais elles souffrent hélas de leur trop grande complexité justifiant leur calibrage. Les secondes, dites de formation des salaires et des prix, apparaissent plus solides et semblent plus pertinents pour évaluer les effets spécifiques des cotisations. Que nous révèlent-elles en matière d'incidence des cotisations ?

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3. L'évaluation quantitative des effets des cotisations dans les nouvelles maquettes de salaires et de prix : la mise en évidence de liens spécifiques entre les cotisations et les salaires nets.

Le fondement empirique de la courbe de salaire WS (wage schedule) a été établi par les travaux de Blanchflower et Oswald (1994). Ces deux auteurs ont mis en évidence, sur données individuelles et dans douze pays occidentaux, une corrélation négative entre le niveau de salaire des individus et le taux de chômage de leur région de résidence. En effet, « *depuis les travaux de Sargan (1964), la littérature empirique s'est attachée à dégager une relation entre le niveau du salaire réel et le taux de chômage, en rupture avec la tradition empirique de la courbe de Phillips dans laquelle le taux de croissance du salaire est relié au niveau du chômage. Le recours aux formulations en terme de modèle à correction d'erreur, ainsi que le développement progressif de techniques de cointégration univariées, ont en effet permis de rechercher une relation de cointégration entre le niveau des salaires réels et un ensemble de variables susceptibles de concourir à leur formation, telles que la productivité, le taux de chômage, ou des variables de coin fiscal. De telles estimations ont notamment été amenées en France par Cotis et Loufir [1990], Cotis et Mihoubi [1990] et Hénin et Collard (1994). Elles permettent de retenir une description de la formation des salaires plus compatible avec l'ordre d'intégration des séries considérées, et de dégager une relation de long terme explicite dans laquelle l'équilibre détermine un niveau de prix relatif et non pas son taux de croissance.* » (L'Horty et Sobczak [1997], p.110). D'autres catégories de travaux d'estimation « multivariée » sur données macroéconomiques françaises, construits selon des approches plus structurelles jugées plus aptes à intégrer les interdépendances entre les variables, ont été mobilisées pour traiter entre autres des effets des prélèvements socio-fiscaux sur le chômage d'équilibre (L'Horty et al. [1997], Cotis, Méary, Sobczak [1997], L'Horty et Rault [2003]).

Quels sont les résultats en matière d'incidence des cotisations qui découlent de ces travaux ? (3.1). Quelles sont les limites de ces démarches d'évaluation ? (3.2).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

3.1. Les évaluations empiriques de l'impact des chocs de cotisations sur le chômage d'équilibre : neutralité vs incidence positive, un débat encore ouvert.

Il est usuel d'estimer une équation de salaire dans laquelle figurent les cotisations sociales, plus largement le « coin salarial » qui englobe en outre tous les autres impôts et taxes, et le taux de chômage. Il est observé que le coefficient du « coin » est souvent positif et qu'il varie fortement selon les pays européens (Bean et alii [1986][65]). L'autre enseignement retenu à partir de ces travaux étrangers est que seule la variation des cotisations importe et non leur niveau[66]. Mais la neutralité de l'emploi aux chocs de cotisations constitue une tradition bien ancrée dans la littérature empirique. D'ailleurs, la recommandation formulée à partir de ces travaux est qu'il existe un effet transitoire des variations de cotisations sur l'emploi d'équilibre mais qu'au final l'effet permanent de celles-ci sur le chômage d'équilibre est nul. Ces conclusions confirment clairement les prédictions théoriques du modèle "intégré" de Giacomo Cornéo (cf. supra). Le travail empirique proposé par Padao-Schioppa dans un contexte de monopole syndical confirme également la neutralité des chocs de cotisations. Une baisse des cotisations en Italie fouetterait l'emploi à court terme mais à long terme aucun effet sur l'emploi n'est économétriquement observé (Padao-Schioppa [1990]). Au fond, la thèse de la neutralité *ex post* de l'emploi d'équilibre en cas de chocs sur les coûts (cotisations, termes de l'échange, productivité) dans les modèles de négociations de type Layard-Nickell-Jackman est de nature essentiellement empirique. Une telle lecture n'est cependant pas confortée par les grandes tendances des vingt cinq dernières années en France où le chômage s'est révélé nettement non stationnaire. Voici un tableau qui résume les principaux résultats issus des estimations effectuées sur données françaises.

[65] Bean C.; Layard R.; Nickell S. (1986), « The rise in unemployment : a Multi Country Study »- economica supplément, 83, in Michel Didier [1995].
[66] Michel Didier fait appel au travail effectué par Newell A. and Symons J.- « Corporation, Laisser-Faire and the rise of unemployment » - European economic review, 31, p. 567-601.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Tableau 11

Les facteurs explicatifs du chômage d'équilibre en France : les résultats des principaux travaux empiriques.

	Cotis-Méary-Sobczak [1996]	Bonnet, Mahfouz [1996]	L'Horty-Sobczak [1997]	L'Horty-Rault [2003]
*Coin salarial (cotisations, impôts et taxes diverses)	++	+	++	++
* Ralentissement de la productivité du travail			++	++
*Coût du capital	++			
*Taux de remplacement des revenus d'activité			++	0
*Taux d'intérêt réels				0
*Termes de l'échange		++		+
*Progrès technique (biaisé en faveur du travail)		++		
*Réduction du temps de travail				0
*SMIC réel				0
*Taux de sortie de l'emploi vers le chômage (sécurité de l'emploi)				++
*Mésappariement (décalage offres de travail et postes vacants, lié notamment aux structures des qualifications)				+
*Progressivité ou moindre dégressivité des cotisations				0

Lecture : Le signe 0 traduit un effet nul sur le chômage, le signe ++ signifie un effet positif significativement fort ; le signe + justifie un effet positif faible non significatif.

Toutefois, l'hypothèse de la neutralité de l'emploi d'équilibre aux chocs de cotisations reste encore présente dans la littérature empirique. Elle est cette fois-ci incarnée à travers la thèse de la compensation parafiscale selon laquelle l'effet sur le coût du

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

travail des ajustements de cotisations est nul. Cette idée a été vulgarisée par le célèbre travail de Cotis et Loufir [1990]. Ces deux auteurs admettent que l'accroissement du poids des cotisations assises sur les salaires dans la rémunération du travail a été particulièrement soutenu entre 1970 et 1987. Cette évolution est selon eux encore plus spectaculaire si on la compare avec celle observée dans les autres pays occidentaux. Cependant ils avancent à la lumière des études disponibles de l'INSEE que d'une part le coût salarial total moyen en France ne semble pas suivre une évolution haussière exceptionnelle, et que d'autre part le coût du travail par unité produite en hexagone n'est pas supérieur à celui observé au sein de l'Europe. Ce qui laisse clairement entendre qu'il existerait un compromis entre le poids très élevé des cotisations sociales françaises et la faiblesse relative des salaires nets versés en France. La montée en puissance des cotisations aurait finalement provoqué un fléchissement des salaires nets réels (Cotis et Loufir [1990]). Compte tenu de toutes ces considérations, ces deux auteurs indiquent que le vrai débat porte sur les modalités qui permettent d'expliquer le phénomène de l'ajustement des salaires nets en France. Résulte-t-il de « *la flexibilité spécifique des salaires aux chocs de cotisations* ? » Ou bien n'est-t-il pas « *la conséquence ultime d'un accroissement du "chômage d'équilibre", lui-même initialement provoqué par la montée des cotisations ? En d'autres termes, la montée des cotisations a-t-elle ouvert un conflit dans la répartition des revenus qui ne pouvait être stabilisé que par une croissance du chômage ?*» (Cotis et Loufir [1990], p. 96). Cotis et Loufir rejettent l'idée que les salariés français auraient subi l'ajustement des salaires par le biais d'une très forte contrainte de compétitivité et de profitabilité imposée à l'économie nationale par les marchés de biens et capitaux. Ils observent à l'aide d'une équation de salaires que le choc sur les coûts provoqué par les variations du taux des cotisations sociales se répercute sensiblement sur les salaires nets. Cette flexibilité des salaires nets n'est pas étendue à l'ensemble des chocs sur les coûts, notamment la détérioration des termes de l'échange. Ils constatent une flexibilité spécifique des salaires aux chocs de cotisations sociales. Ils en tirent la conclusion suivante : « (…) *les salariés, ou leurs représentants, percevraient les cotisations et les salaires nets comme des éléments de rémunération relativement substituables* » (Cotis et Loufir [1990], p.97). **Les cotisations sociales en France ne doivent donc**

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

pas être perçues comme un facteur potentiel de surenchère du coût salarial et de réduction de la profitabilité. Les deux auteurs poursuivent leur analyse dans une perspective de comparaison européenne en supposant que dans les pays d'Europe occidentale la formation des salaires s'opère de manière quasi identique. Ils construisent ainsi une équation de salaire net commune à cinq pays européens : Allemagne, Belgique, France, Pays-Bas, Royaume-Uni. Les conclusions auxquelles ils aboutissent corroborent celles retenues dans le cas de la France à savoir que le coût du travail à long terme dépend essentiellement de la productivité de plein emploi et n'est point influencé par le poids des cotisations assises sur les salaires. Et que par ailleurs, les pays ayant les salaires nets les plus faibles sont ceux qui possèdent les taux de cotisations sociales les plus élevés. *Le travail économétrique de Cotis et Loufir accrédite la thèse de la flexibilité quasi-totale des salaires nets ou bruts en niveau et en dynamique. Cette thèse véhicule l'idée selon laquelle le coin socio-fiscal n'a aucune conséquence macroéconomique. Le niveau et l'évolution des prélèvements sociaux ne joueraient aucun rôle majeur en termes de compétitivité et d'emploi.*

L'interprétation des résultats proposés par Cotis et Loufir comporte cependant certaines zones d'ombre. La flexibilité spécifique totale des salaires nets aux taux de cotisations salariales est sans équivoque. "*Mais l'ajustement des salaires nets au choc de cotisations patronales n'est pas immédiat car au bout de deux trimestres seuls les deux cinquième de l'ampleur de ce choc se répercutent sur les salaires".* Or, la perception des cotisations par les salariés repose sur un mécanisme quasi immédiat et spontané de très courte période entre les cotisations et les salaires.

De nombreuses études économétriques multivariées montrent d'ailleurs que les modifications de la fiscalité du travail ont un impact plutôt partiel sur les salaires, le coût du travail, et le chômage. Elles confirment la thèse de l'incidence parafiscale négative partielle. On va revenir sur les principales études nationales ou internationales retenant des données françaises.

Dans le cadre de l'étude "Emploi et chômage" proposée par l'OCDE (1994), Tyrvaïnen indique que la forte hausse des prélèvements sociaux et fiscaux en France ne s'est pas entièrement répercutée sur le coût du travail. Une partie de cette hausse s'est traduite par un ajustement à la baisse des salaires nets. Selon

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Tyrvaïnen cette flexibilité spécifique des salaires ne signifie pas que les salariés français ne se sont pas opposés à cette dynamique de repli des salaires. Ce report s'est en réalité opéré malgré la « résistance » des salariés qui perçoivent les cotisations comme une taxe. Tyrvaïnen mesure ainsi les indices de résistance dans les pays de l'OCDE, et partant les effets à long terme du « coin fiscal » sur les coûts réels du travail (cf. tableau ci-dessous).

Tableau 12

L'impact de la hausse d'un des éléments du coin salarial sur le coût du travail.

	Cotisations sociales patronales	Impôts sur la consommation (dont TVA)	Impôt sur le revenu et cotisations sociales salariées
Allemagne	100	100	100
Canada	80	80	80
France	40	40	40
Italie	40	40	40
Royaume-Uni	25	25	25
Suède	0	100	0
Japon	50	50	50
États-Unis	0	0	100
Lecture : une hausse des cotisations patronales de 100 entraîne une hausse du coût du travail de 100 en Allemagne, de 40 en France, de 0 en Suède.			

Source : TYRVÄINEN -« Wage determination in the *long run*, real wage resistance and unemployment : multivariate analysis of co-integrating relations in 10 OECD economics » in OCDE (1994) (cf. Gautié [1998]).

La hausse des cotisations se répercute intégralement sur le coût du travail en Allemagne contrairement à la Suède, et à une moindre mesure les États-Unis, où le salaire disponible est parfaitement flexible à la baisse. Les variations de cotisations sociales sont répercutées à parts sensiblement égales entre le coût du travail et le salaire net au Japon. Pour le cas de la France, on constate qu'une hausse de 10% des cotisations patronales ou salariales se traduirait par une hausse du coût du travail de 4%. Symétriquement, on peut considérer qu'une baisse d'un point du coût du travail nécessite une réduction des cotisations patronales de 2,5 %.

Pour simuler les conséquences d'une hausse des cotisations sur les revenus nets et

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

le chômage « *toutes choses égales par ailleurs* », Tyrvaïnen élabore des équations de salaire, d'emploi et de chômage. Pour ce qui concerne la France, apparue comme le pays le plus atypique, il évalue un « *effet de la résistance du salaire réel* » très élevé responsable d'environ 6 points de taux de chômage pour la période 1975-1992. Ce qui consiste à justifier l'accroissement du chômage constaté durant cette période par la forte résistance du salaire réel aux fortes variations de la pression socio-fiscale. La dérive du coût du travail a sans doute joué un rôle dans la montée du chômage mais avancer un diagnostic qui l'impute uniquement à l'explosion des charges sociales est quelque peu exagéré[67]. Plusieurs autres travaux portant sur des données françaises concluent en une progression importante du chômage d'équilibre dont l'une des causes est l'accroissement du coin salarial, notamment le prélèvement socio-fiscal, combiné selon les études à la hausse des taux d'intérêt réels (L'Horty-Méary-Sobczak [1994], Cotis-Méary-Sobczak [1996]) ; le taux de remplacement et la productivité (L'Horty-Sobczak [1997]). Toutes ces études "*ne racontent pas toute l'histoire de la montée du chômage"* en France selon Yannick L'Horty et Christophe Rault [2003]. À l'aide d'un modèle autorégressif, "VAR-ECM partiel non contraint ", ils retiennent pour la période 1970-1996 comme principales causes de l'aggravation de dix points du chômage « les *prélèvements fiscaux et sociaux, le ralentissement de la productivité et la dégradation de la sécurité de l'emploi* », dont l'indicateur est "*le taux de sortie de l'emploi vers le chômage* «Ils relativisent la responsabilité, entre autres déterminants du chômage, de la mauvaise organisation du marché du travail (« mésappariement »), de la moindre dégressivité des cotisations et du taux de remplacement des revenus d'activité.

[67] Tyrvaïnen souligne par ailleurs, en prenant l'exemple de l'Allemagne, qu'une hausse du taux de change aurait permis de compenser en partie les effets néfastes de la hausse des cotisations sur le chômage. Cela s'explique par le fait qu'une appréciation de la monnaie se traduit par une hausse des prix à la production supérieure à celle des prix de consommation. Il en découle une détérioration des termes de l'échange extérieur, l'auteur évoque un « coin » négatif des termes de l'échange, qui compense l'effet négatif de la hausse des cotisations sur les salaires car le pouvoir d'achat se serait amélioré. Implicitement, l'auteur suppose que les pertes de parts de marché, comparées aux gains de pouvoir d'achat des salariés, ne seraient pas considérables ou n'auraient pas d'impact significatif sur le chômage.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.2. Les limites des "nouvelles" démarches d'évaluation : l'impasse méthodologique et empirique.

Les macro-économètres sont très attachés aux maquettes particulièrement séduisantes des modèles WS-PS car ils parviennent à mieux fonder le choix des variables-clefs des équations de salaires et de prix grâce au contenu théorique de ces « nouveaux » modèles (« fin de l'économétrie sans théorie »). Pour mener à bien leurs travaux d'estimation et de prévision de la formation du chômage, ils ne leur restent plus qu'à s'intéresser aux propriétés statistiques de leurs séries économiques, à rechercher la structure de retards la plus appropriée pour chaque variable retardée retenue, et à gérer le statut des résidus. L'usage fréquent des nouveaux instruments de l'économétrie des séries temporelles non stationnaires dans le cadre de ces travaux renforce la crédibilité scientifique de leurs contributions (tests de racine unitaire, relation de co-intégration entre variables). Mais au-delà du large débat économétrique, notamment le choix de la log-linéarité (taux de croissance) ou non (niveau) des expressions et leurs conséquences dans l'évaluation du chômage d'équilibre, les problèmes d'identification des modèles « multivariés » restent assez sérieux. Car ces modèles souffrent de manque d'exhaustivité et ne peuvent pas en pratique intégrer un grand nombre de déterminants contrairement aux « modèles univariés ». Ces derniers ne captent pas par contre les interdépendances entre les variables (Laffargue et L'Horty [1997]). Le taux de chômage d'équilibre en France varie entre 4 % et 10 % (Cahuc et alii [1998]), il se situe selon L'Horty et Rault [2003] aux environs de 10 % plus ou moins deux pour cent, c'est-à-dire entre 8 et 12%. L'évaluation du taux de chômage d'équilibre débouche sur des résultats divers selon les hypothèses et les méthodes d'estimation retenues. En définitive, la démarche en termes de chômage d'équilibre est très satisfaisante d'un point de vue théorique mais ce concept est trop difficile à mesurer. Certains économistes en concluent que "*le modèle doit être rejeté*" car "*le chômage d'équilibre reste par bien des aspects une théorie sans mesure*" (Sterdyniak et al. 1997, op.cit. in L'Horty et Sobczak [1997]). Et qu'au fond le modèle WS-PS ne permet pas d'établir les facteurs explicatifs de la formation du chômage et traite imparfaitement la problématique de la différenciation du facteur travail (Cahuc, Gianella, Zylberberg [1998]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Chapitre 5

L'incidence des cotisations sur le coût et l'emploi des différentes catégories de main d'œuvre : les termes des débats autour de l'incidence des réductions de charges sociales.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Le nombre croissant des salariés concernés par les allégements de charges sociales

L'expérimentation des mesures d'exonération des charges sociales patronales au niveau du bas de l'échelle des salaires a été sérieusement entreprise qu'à partir de 1993[68]. En 1993, les réductions de charges sociales sur les bas salaires au titre des allocations familiales concernent 3,5 millions de salariés. Leur coût de financement est de l'ordre de 0,6 milliards d'euros[69]. En 1994, les dépenses sont évaluées à 1,8 milliards d'euros pour près de 4 millions de salariés concernés. Les premières mesures d'envergure de réduction de charges sociales datent de 1995. Elles correspondent à l'extension des seuils pour l'exonération famille en janvier 1995, qui ouvre la fenêtre jusqu'à 1,3 SMIC, puis au cumul de septembre 1995 (allégements maladie et famille). Le coût des allégements généraux est évalué à 3,2 milliards d'euros. Mais lors de la fusion du 1er octobre 1996 la ristourne dégressive, dont la fenêtre est étendue à hauteur de 1,33 SMIC, constitue le poste le plus important de l'ensemble des dispositifs de réductions généralisées et d'aide à l'emploi marchand[70]. Elle concerne près de cinq millions de salariés pour une enveloppe budgétaire annuelle fixée à 40 milliards de francs, soit environ 5,8 milliards d'euros. Les réductions généralisées en 1997 s'élèvent à 47,75 milliards de francs (environ 7,3 milliards d'euros) -hors allégements loi Robien équivalents à 1,25 milliards de francs-, contre 42 milliards (6,4 milliards d'euros) au titre de l'emploi marchand aidé (Roguet [2004]). Ces réductions ciblées de 1997 concernent 5,5 millions de salariés. Des modifications ont été encore apportées en janvier 1998. Le seuil de l'exonération

[68] Il faut souligner que des subventions ont été mobilisées pour les salariés faiblement qualifiés embauchés dès les années quatre-vingt. Il s'agissait, pour reprendre les termes de Welcomme (1994), d'un « ***abaissement temporaire du coût marginal du travail*** ».

[69]Pour la période 1993-2000, le calcul du montant des exonérations est effectué en « encaissements/ décaissements », il s'agit des dépenses effectuées au cours de l'année. Mais à partir de 2001, la Dares procède par calcul des « droits constatés » et retient les « dépenses au titre de l'année » (cf. ROGUET [2004]). D'autres sources d'évaluation des exonérations existent, les données issues de la branche "recouvrement" du régime général de la Sécurité sociale (ACOSS), et celles fournies par les sources RACINE.

[70] Les crédits réservés aux dispositifs d'aide à l'emploi marchand ont augmenté de 31 milliards de francs en 1995 à 38 milliards en 1996 (Dares [1997]). En 1996, le nombre de bénéficiaires de ces dispositifs était égal à 2,8 millions (Dares, [1997]). Il convient de noter que les dépenses engagées au titre des politiques actives concernent l'emploi aidé marchand et non marchand, et englobent les dépenses de formation professionnelle. Les dépenses actives n'ont été dépassées qu'à partir de 2002 par les réductions généralisées de charges sociales (14,8 contre 15, 4 milliards d'euros).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

est passé de 1,33 à 1,3 SMIC, et ce jusqu'au 1er juillet 2003[71]. Et pourtant le nombre de bénéficiaires reste quasi-stable et le budget réservé aux allégements généraux a crû en un an de six points, soit un montant annuel de 7,8 milliards d'euros. Cela résulte du fait que la hausse du SMIC mensuel a augmenté le nombre de salariés concernés (« effet rattrapage »). La ristourne dégressive concerne encore 5,5 millions de salariés le 31 décembre 1999 et représente pratiquement le double du nombre de bénéficiaires des autres dispositifs publics d'emploi (Boulard et al. [2000])[72]. Le budget des réductions généralisées en 1999 est de 6,9 milliards d'euros (effet proratisation). Les dépenses consacrées en 2000 aux réductions bas salaires s'élèvent à 5 milliards 254 millions d'euros. Cette baisse coïncide avec la seconde phase de mise en œuvre des « 35 heures » (loi « Aubry 2 »), qui coûte 3 milliards 429 millions d'euros (cf. Acoss-Urssaf, direction des statistiques, des études et de la prévision [2002]). Il convient de rappeler que ce dispositif comporte un volet allégement bas salaires plus généreux pour les entreprises concernées. D'ailleurs le total des allégements généraux est de 11,6 milliards d'euros en 2000. En 2001, les exonérations au titre de la réduction du temps de travail - hors Aide incitative à la RTT /« Aubry 1 » et ARTT/ Loi Robien- prennent le pas sur la réduction dégressive bas salaires. Les réductions « Aubry 2 » coûtent 5,747 contre 4,904 milliards d'euros pour la ristourne (données de l'Observatoire du Recouvrement des Mesures Emploi). Le total des allégements généraux en 2001 est de 14,4 milliards d'euros. En 2002, les mesures allégements généraux (dont « Aubry 2 » et réductions bas salaires) coûtent 15,4 milliards. Pour la première fois, et depuis lors, les allégements généraux coûtent plus chers que l'ensemble des mesures de la politique active de l'emploi – dépenses pour les emplois aidés marchands et non marchands, et la formation

[71] L'argument mobilisé contre cette mesure est de dire que le rétrécissement de l'ampleur de l'exonération contribue à moins faire connaître la mesure. Une étude de Médiamétrie-CCIP a révélé que 45,1 % des employeurs, disposant au moins d'un salarié rémunéré entre 1 et 1,3 SMIC, ignorent l'existence du dispositif d'allégement.

[72] Les mesures d'allégements de charges spécifiques couvrent près de 2 836 000 salariés le 31 décembre 1999 (Boulard et al. [2000]). Les emplois aidés marchands représentent 1 598 000 personnes, dont trois salariés sur cinq sont également concernés par les mesures de réduction de coûts salariaux. Les emplois aidés non marchands, tels que les contrats emplois solidarité, les emplois jeunes, etc., concernent 509 000 employés (Boulard et al. [2000]). Le restant, environ 720 000 salariés, couvre les autres dispositifs spécifiques tels que la formation professionnelle.
En même temps, le dispositif « Aubry 1 » concerne 1 843 000 salariés soit environ 59 % des salariés couverts par un accord « 35 heures » en fin 1999 (Boulard et al. [2000]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

estimées à 14,8 milliards (Dares, Bilans de la politique de l'emploi (de 1998 à 2002)).

Qu'en-est-il de l'efficacité des réductions bas salaires en termes de créations nettes d'emplois ?

L'attention des économistes s'est très rapidement focalisée sur les effets nets des réductions de cotisations bas salaires dont le but est de procéder à un « *abaissement permanent du coût moyen du travail* » pour relancer l'emploi (Welcomme (1994))[73].

Les évaluations empiriques des effets des politiques d'allégement de charges sociales sur les bas salaires sont souvent regroupées en deux grandes catégories de travaux. D'un côté, les travaux prospectifs qui évaluent *a priori* l'impact sur l'emploi des mesures de réduction des charges sociales bas salaires (1). De l'autre, quelques rares travaux rétrospectifs qui tentent d'évaluer *a posteriori* les effets spécifiques des allégements de charges sociales bas salaires sur l'emploi (2).

[73] L'objectif est la baisse du coût des non qualifiés qui sont les plus touchés par le chômage (Welcomme D. (1994), « Les exonérations de cotisations sociales », Droit Social n ° 2.). L'abaissement de leur coût relatif est présenté comme un moyen efficace de réduire en grande partie le chômage des non qualifiés. Mais certains économistes ont dès le début formulé certaines réserves en avançant que la baisse relative de la demande de travail non qualifié est également imputable au progrès technique biaisé et à d'autres facteurs économiques.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1. Les effets des allégements ciblés de charges sociales sur l'emploi : les principales études prospectives.

Les travaux prospectifs couvrent un large éventail de procédures d'évaluation telles que les modèles macro-économétriques traditionnels d'inspiration néo-keynésienne (DP (1995), Dares [1997], Le Bihan [1998], Cornilleau-Heyer (2001)) ; les formes réduites de la demande de travail (CSERC [1996], Malinvaud [1998], L'Horty [2000]) ; les modèles macroéconomiques stylisés ou maquettes d'équilibre général calculable (Salanié [1999], Audric-Givord-Prost [2000], Laffargue [1996], Laffargue [2000]) ; les modèles de microsimulation structurels abordant la question des répercussions des incitations financières du système des transferts socio-fiscaux dans la participation des salariés au marché du travail (Salanié-Laroque [2000]) ; les modèles d'appariement à destructions et créations d'emplois (Cahuc-Salanié [2000]). Nous allons présenter brièvement la méthodologie et les résultats majeurs de chacune de ces catégories de démarche d'évaluation en abordant dans un premier temps les démarches d'évaluation les plus usitées (cf. annexe 8) (1.1) ; et dans un second temps celles qui semblent les plus originales et les moins vulgarisées (1.2).

1.1. Les travaux d'évaluation prospective des réductions de charges sociales bas salaires suivant les démarches usuelles.

1.1.1. Les modèles macro-économétriques traditionnels.

Les modèles macro-économétriques traditionnels d'inspiration néo-keynésienne, à facteurs de production complémentaires, abordent essentiellement l'impact sur la demande de travail des effets de revenu dans un horizon de 5 à 10 ans (« bouclage macroéconomique »). Selon le type de financement de la réduction de charges sociales, les effets sur l'emploi peuvent passer du simple au double. Globalement les résultats fournis par les modèles macro-économétriques sont très modestes entre 180 000 et 200 000 emplois créés (cf. Annnexe 8) pour de fortes réductions de charges sociales compris entre 0,2 % du PIB, soit environ 4 milliards d'euros (Prévision [1995]), et 1% PIB (Le Bihan [1998]). Le Bihan [1998] confirme à l'aide du

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

modèle Mimosa la supériorité des réductions de charges sociales bas salaires, en termes de créations de richesses (PIB) et d'emplois, sur les allégements indifférenciés de charges sociales, notamment si celles-là sont financées par endettement public. Mais il exprime deux critiques majeures à l'égard des politiques ciblées d'abaissement du coût salarial : d'une part, ces mesures « *peuvent difficilement suffire à combler l'écart séparant l'Union européenne du plein emploi* » (Le Bihan [1998], p. 188) ; et d'autre part, elles accentuent le ralentissement tendanciel de la productivité du travail dont les conséquences à long terme sont néfastes à la croissance économique.

Les modèles macroéconométriques à qualifications homogènes (Métric, Mimosa, etc.), mobilisés dans le débat d'évaluation de la politique ciblée de réduction du coût du travail des bas salaires, comportent plusieurs lacunes. Ils proposent souvent une ventilation grossière des effets sur l'emploi selon le niveau de qualification. Par exemple, trois quarts des emplois créés sont destinés aux non qualifiés et le reste aux qualifiés (Prévision [1995]).

Par ailleurs, les élasticités dans ces modèles ne sont pas souvent estimées (Prévision [1995], Dares [1997]). Ils se caractérisent en outre par leur incapacité chronique à bien intégrer les chocs d'offre à cause de la mauvaise spécification de leurs équations de prix et de salaires, en taux et pas en niveau, de moyen et long terme[74].

Enfin, les maquettes macroéconomiques évaluent mal les effets des réductions de cotisations dans les finances publiques car ils ne captent aucun effet sur les termes de l'échange intérieur, or les recettes publiques sont sensibles aux prix de la valeur ajoutée tandis que les dépenses sont indexées sur les prix à la consommation. Pour cela, on avance souvent que les modèles macroéconométriques auraient plus d'autorité à mesurer les effets conjoncturels sur l'emploi des réductions de cotisations que leurs répercussions financières (Salanié [2000]).

[74] Les effets des changements de coûts sur les prix sont mesurés suivant les évolutions passées ; or celles-ci n'ont pas connu d'expériences diversifiées pour fournir une estimation fiable (Germain [1997], Legendre [1999]).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1.2. Les maquettes d'équilibre général calculable de l'économie française.

Le recours à des maquettes comptables d'équilibre général est de plus en plus fréquent face aux difficultés des modèles macro-économétriques à rendre convenablement compte des effets macroéconomiques de la réduction des cotisations bas salaires. Les maquettes d'équilibre général calculables de l'économie française « Julien » fournissent une analyse cohérente des enchaînements de long terme en jeu car elles intègrent très rapidement les progrès de la littérature empirique et épousent parfaitement les enseignements théoriques des modèles d'équilibre général néoclassiques. Elles exhibent des rigidités réelles dans les marchés, du travail et des biens, alors que les rigidités nominales sont essentielles dans les modèles macro-économétriques traditionnels, où la demande effective keynésienne joue un rôle central. Ce sont des modèles en dynamique et à anticipations rationnelles qui se distinguent donc des modèles macro-économétriques traditionnels à plusieurs niveaux.

Les effets des réductions ciblées de cotisations sur l'emploi évalués à partir des maquettes comptables aboutissent à des résultats très positifs, entre un minimum de 100 000 à 560 000 emplois non qualifiés créés ou sauvegardés (cf. annexe 8). Mais des doutes énormes pèsent sur la validité de leurs résultats même dans leurs versions les plus élaborées. Car les valeurs des paramètres choisis, notamment l'élasticité de substitution retenue, jouent un rôle essentiel sur les effets emplois évalués. Pour une élasticité de substitution entre le travail qualifié et non qualifié égale à 0,7, Audric et alii [2000] trouvent un impact sur l'emploi non qualifié de la baisse de dix point du taux de cotisations des non qualifiés d'environ 210 000 ; on aboutirait à la création ou la sauvegarde de 116 000 emplois non qualifiés pour Laffargue [2000]. Lorsque cette élasticité est égale à 2,5, les premiers obtiennent 410 000 emplois non qualifiés, et le second aboutit à 440 000 emplois créés ou sauvegardés. Les auteurs de ces maquettes se défendent de procéder à des choix de paramètres *ad hoc* mais il n'en demeure pas moins qu'il est peu convaincant de supposer que les non qualifiés sont tous des Smicards (Laffargue [1996], Laffargue [2000]), ou d'admettre que le marché du travail qualifié est équilibré sans chômage

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

(Salanié [2000]). Il apparaît bien évident qu'une baisse des cotisations des non qualifiés, confrontés à un chômage classique lié au salaire minimum et aux cotisations, puisse générer des créations d'emplois dans un tel contexte, et ce d'autant plus que la substitution est forte. Par ailleurs, les effets du type Laffer, qui indiquent l'autofinancement des réductions de cotisations, souvent observés quel que soit le degré de substituabilité (Audric et alii [2000]) sont cependant remis en cause par Laffargue [2000]. Ce dernier dans le cadre d'une étude d'évaluation de différentes sources de financement conclut que les allégements de cotisations, malgré l'expansion économique et les importantes créations d'emplois, ne seraient pas autofinancés.

1.1.3. Les formes réduites de la demande de travail macroéconomique.

Edmond Malinvaud [1998] décline sa stratégie d'évaluation en deux étapes, une première étape en équilibre partiel, de deux à trois ans, aboutissant à la détermination d'une fonction de demande de travail, l'« *élément crucial* » souligne-t-il, et une seconde étape en termes d'équilibre général qui s'impose, rappelle-t-il, à toute réflexion sur les effets à long terme de la réduction des cotisations. Il propose ainsi une maquette analytique simplifiée de la demande de travail de court, moyen et long terme. Il conclut, à partir du calibrage des paramètres suivant un choix raisonné de leurs valeurs, que le maintien de la ristourne dégressive conduirait « *à la création probable de 300 à 400 000 emplois non qualifiés au bout de dix ans* » (Malinvaud [1998]). La fourchette haute est atteinte, en retenant une élasticité des bas salaires égale à - 1,2, en cas de reprofilage des cotisations[75]. Pour Edmond Malinvaud [1998], tout prélèvement sur la marge brute pour financer les réductions de charges sociales comporte des effets néfastes, au-delà des fortes substituabilités entre les facteurs de production, car une telle initiative pose la problématique de l'efficacité productive portant sur le choix optimal des biens intermédiaires. La taxation de la marge brute (la consommation de capital fixe incluse) conduirait les entreprises à

[75] Pour la variante TVA, une baisse indifférenciée du taux des cotisations patronales équivalant à 3 % du coût du travail permettra au bout de dix ans de créer 70 000 emplois supplémentaires. L'effet sur le coût réel du travail n'étant que de 0,5 % suite aux effets sur les prix, qui baisseront compte tenu du fait que l'assiette masse salariale est supérieure à celle de la consommation, et sur le chômage (effet phillips).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

substituer les biens de consommation intermédiaire aux équipements. Il en déduit qu'une telle mesure n'est fiscalement neutre que si elle s'accompagne d'une taxation de l'usage des biens intermédiaires. Malinvaud [1998] admet que « *(…) nous ne disposons pas de connaissance fine qui serait requise pour un suivi précis au-delà de quelques trimestres, nous devons faire appel à notre jugement (..). Notre pays restera longtemps confronté à un arbitrage entre l'emploi et le revenu des personnes ne pouvant obtenir que des bas salaires* » (Malinvaud [1998]). Il est alors nécessaire de procéder à un ciblage des allégements de charges sur les bas salaires suivant un barème progressif pérenne. Des « preuves » suffisantes permettent sans aucun doute d'avancer que la réduction du coût du travail des non qualifiés accroîtra directement la demande de travail (Malinvaud [1998]). « *On peut certes chipoter sur ces preuves si on a décidé de s'opposer par principe à une politique qu'elles suggèrent.* » (Malinvaud [1998]). Le malaise est palpable, les résultats proposés par Malinvaud découlent plus de ses propres convictions que de la solidité des résultats qu'il préconise. Les études qui s'inscrivent dans la même perspective, souvent sans bouclage macroéconomique c'est-à-dire sans effet revenu, indiquent que la ristourne créerait beaucoup de postes Bas salaires (115 000 à 250 000 CSERC [1996], 164 000 à 328 000 L'Horty [2000], cf. annexe 8). Là encore, l'hypothèse formulée sur la valeur de la sensibilité de la demande de travail au coût salarial est cruciale. Or, ces valeurs ne sont pas estimées ici mais calibrées. Cela n'est pas en soi rédhibitoire mais encore faudra-t-il intégrer dans les tentatives d'évaluation d'autres éléments dont les effets contrebalancent *a priori* les répercussions favorables à la création d'emplois même si la sensibilité de la demande de travail est relativement forte.

1.2. Les travaux d'évaluation prospective des effets des allégements de charges sociales suivant des démarches assez originales.

1.2.1. Les modèles de microsimulation structurels.

Salanié et Laroque [2000] analysent les séquences de prise de décision des salariés suivant un ajustement de long terme à partir d'un échantillon représentatif de 9,6

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

millions de salariés, hors temps partiel et âgés de 25 à 49 ans, présents dans l'enquête emploi de 1997. Ils procèdent à des micro-simulations d'équations individuelles de salaires et de participation au marché du travail par coupes sans ventilation par catégorie de qualification. Ils observent que 57 % du total du non emploi renvoie au non emploi volontaire. Ce non emploi volontaire se compose de 63 % d'inactifs et 37 % de chômeurs volontaires. Le non emploi classique représente 19,6% du non emploi et concerne «*les personnes souhaitant travailler dont le salaire est inférieur au SMIC* ». L'autre non emploi concerne « *les salariés sans emploi qui exigent à juste titre un salaire supérieur au SMIC compte tenu de leur niveau de qualification* » et représente 23,4 %. Partant de ce constat, ils préconisent un élargissement de la ristourne fusionnée de 1996 au-delà de 1,33 SMIC, coût ex ante de 13 milliards de francs, pour lutter contre le non emploi découlant de la non participation subie (non emploi classique) ou voulue (non emploi volontaire) au marché du travail d'un grand nombre de personnes. Selon ces deux auteurs, cette mesure permettrait à la fois de faire fléchir le non emploi classique, suite à la baisse du coût du travail, avec 430 000 emplois créés ; et de réduire le non emploi volontaire car la hausse des salaires engendre une offre de travail accrue de 60 000 emplois satisfaite. Au total, la réduction des cotisations créerait 490 000 emplois sur un horizon de long terme d'environ 10 ans (cf. annexe 8). Mais ces deux auteurs ne proposent pas de ventilation par grandes catégories de qualification (défauts de fiabilité de la distribution des salaires et d'hétérogénéité) et supposent une structure d'emploi constante. La décomposition proposée par ces deux auteurs est contestée par Michel Husson [2000] qui montre que le non emploi volontaire représente certes 57 % du non emploi en France mais il ne concerne que les inactifs (Enquêtes Emploi, mars 1997). Le non emploi classique et l'autre non emploi coïncident respectivement aux chômeurs non qualifiés (19,6%) et qualifiés (23,4%).

1.2.2. Les modèles d'appariement à destructions et créations d'emplois.

Pierre Cahuc et Bernard Salanié [2000] proposent un modèle d'appariement à destruction et création d'emplois endogènes dans la lignée du modèle d'« *appariement en temps continu* » de Mortensen et Pissaridies (1994, 1999). Ils procèdent à un calibrage du marché du travail français sur une longue période. Ils

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

observent que la demande de travail des hauts salaires est peu sensible à une variation de leur coût. Le reprofilage constitue alors une option fort intéressante à expérimenter. Ces deux auteurs concluent qu'une réduction des charges sociales sur les bas salaires à hauteur de 30 points supplémentaires financée par le mécanisme du reprofilage induirait un maintien du pouvoir d'achat des travailleurs qualifiés, un accroissement du PIB et une création nette d'emplois non qualifiés de l'ordre de 400 000 emplois (Cahuc et Salanié [2000])[76]. L'intérêt de telles démarches d'estimation est qu'elles proposent une meilleure appréhension du processus de créations/destructions d'emplois. Mais les stratégies d'estimation des effets de la réduction des cotisations « *qui ont trait à l'estimation de modèles de demande de travail sous l'hypothèse de coûts d'ajustement à l'aide d'une méthode de moments généralisés qui exploite une conséquence relativement faible de l'hypothèse d'anticipations rationnelles* » ne sont mobilisables qu'à l'aide de l'étalonnage de modèles calculables opaques (Legendre [1999], p. 250-251).

Les résultats des principaux travaux *ex ante* abordés sont globalement positifs mais les lacunes de ces études font apparaître à nouveau que l'étude de l'impact sur l'emploi de la baisse des cotisations reste floue et parfois imprécise. Ces évaluations se heurtent en effet à la difficile articulation des ajustements en œuvre entre le court, le moyen et le long terme. Les bonnes modélisations se cherchent encore car les incertitudes liées aux effets sur l'emploi de la réduction des cotisations à moyen et long terme sont trop fortes (cf. Cheron et alii [2008])[77].

[76] Ces deux autres soulignent qu'une réduction de charges sociales au-delà de 30 points remettrait en cause l'efficacité d'une telle mesure. Il serait selon eux difficile de créer dans ce cas des emplois non qualifiés tout en préservant le pouvoir d'achat des moyens et hauts salaires et l'accroissement du PIB.

[77] Cheron et alii [2008] ont procédé à une simulation des effets des allégements de charges sociales patronales en calibrant des modèles théoriques - équilibre general, concurrence monopolistique et modèles dynamiques -.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2. Les effets sur l'emploi des réductions de charges sociales bas salaires dans les études rétrospectives : les termes essentiels des débats en cours.

Notre propos ici consistera dans un premier temps à présenter les grandes lignes des modèles d'évaluation utilisant des données individuelles d'entreprises (2.1). Dans un second temps, on abordera les modèles d'évaluation des effets des réductions de cotisations sociales à partir de données sectorielles (2.2).

2.1. Les travaux rétrospectifs portant sur des données individuelles d'entreprises : le cas de la méthode quasi-expérimentale de Crépon et Desplatz.

La première évaluation *ex post* des réductions de charges sociales introduites en 1995-1996 a été l'œuvre de Bruno Crépon et Rozenn Desplatz [2001]. Ces deux auteurs utilisent les stratégies d'estimation assez originales de la méthode quasi-expérimentale pour mesurer les effets des rétroactions microéconomiques en œuvre en cas de réduction des charges sociales. Il s'agit de capter les effets cumulés des allégements de cotisations sociales sur l'emploi des non qualifiés et des qualifiés entre 1994 et 1997. L'échantillon de leur étude est un panel cylindré de 88 000 entreprises françaises, dont 61% sont du secteur tertiaire et le reste du secteur industriel. Notre objectif est dans un premier temps de décrire l'approche que ces auteurs ont adoptée (2.1.1), sans rentrer dans les détails de leur construction économétrique (cf. L'Horty [2001]). Dans un second temps, on présentera les résultats de leur étude et les critiques qu'ils ont suscitées (2.1.2).

2.1.1. La méthodologie adoptée pour capter les effets sur l'activité et l'emploi des baisses de cotisations bas salaires.

Pour évaluer l'impact des réductions de cotisations entendu comme une mesure de politique de l'emploi « continue » et non « discrète » Bruno Crépon et Rozenn Desplatz [2001] ont déployé la méthode quasi expérimentale formalisée par James Heckman. L'idée de départ est de construire de manière fiable un **groupe test** (les « bénéficiaires ») et un autre **groupe témoin** ou **de contrôle** (les « non

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

bénéficiaires ») grâce à la méthode microéconométrique de l'appariement[78].

L'effet causal de la politique d'allégement du coût du travail sur l'emploi mesuré comporte deux caractéristiques majeures que sont son hétérogénéité et son caractère inobservable exigeant des hypothèses supplémentaires pour identifier sa distribution (Fougère (2005)[79]). Il convient alors de tenir compte des biais de sélectivité pour éviter des estimations biaisées de l'effet net sur l'emploi du dispositif d'allégement de cotisations sociales. Le groupe test est déterminé de manière rigoureuse en recourant à la méthode de l'appariement avec le support des scores de propension ou le recours à des variables de contrôle (variables propres à l'entreprise, variables financières, degré d'exposition à la concurrence, structure de qualification de la main d'œuvre employée). Tout ceci permet aussi de corriger les biais liés au fait que certaines caractéristiques entrant en jeu dans l'octroi des exonérations de charges sociales peuvent avoir un certain poids dans la performance des entreprises.

À travers trois types d'estimation[80], ils mesurent d'une part les effets d'une baisse d'un point du coût moyen de travail sur l'évolution de la variable d'intérêt (l'emploi), on parle de *contribution marginale* ; et d'autre part ils déterminent la part de la croissance de l'emploi imputable aux allégements de cotisations sociales, on parle de *contribution globale*.

2.1.2. L'impact sur l'emploi des catégories de main d'œuvre de la ristourne à travers les rétroactions microéconomiques : résultats et limites.

Les principaux résultats de l'étude de Crépon et Desplatz

Les réductions de cotisations sociales auraient réduit significativement les coûts de

[78] Le critère de différenciation de ces deux groupes d'entreprises retenu par les deux auteurs est plus exactement la « participation plus ou moins importante au dispositif d'allégement de cotisations selon la structure de qualification de leurs effectifs ».

[79] Denis Fougère (2005), *Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives d'emploi, XV èmes journées du Sésame, Rennes 26 septembre.*

[80] Dans les deux premiers types d'estimation, ils supposent un effet homogène c'est-à-dire identique à toutes les entreprises et adoptent une méthode paramétrique avec des variables de contrôle puis des scores. Dans le dernier cas, le plus flexible, l'effet des mesures de cotisations est hétérogène, variable selon l'ampleur des baisses et les caractéristiques de l'entreprise, le support des scores est mobilisé pour construire un groupe de contrôle adapté et la méthode retenue est semi-paramétrique.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

production unitaire des deux secteurs d'activité et seraient sans effet significatif sur les marges des entreprises bénéficiaires qui les répercuteraient totalement sur leurs prix de vente. Crépon et Desplatz [2001] observent que le coût moyen du travail aurait diminué en moyenne de 1,7 % et que cette baisse varie selon les entreprises de 0 à un peu moins de 10 %. Ils mesurent en simulant l'effet de cette baisse du coût du travail, estimée à près de 5 milliards d'euros, sur la performance des entreprises entre 1994-1997.

En retenant les résultats du type d'estimation le plus souple (effet sectoriel hétérogène, méthode semi-paramétrique et support de scores), ils estiment qu'une baisse d'un point du coût du travail *ex ante* entraîne en moyenne une hausse des effectifs de 3,3 % dans l'industrie et 5,2 % dans le tertiaire ; et que la contribution totale de la baisse effective moyenne du coût du travail dans l'augmentation de l'emploi dans le secteur industriel et tertiaire serait respectivement de 2,6 % et 3,4 %. Les emplois créés ou sauvegardés estimés par ces deux auteurs sont en moyenne de 460 000 emplois dont 240 000 emplois qualifiés et 220 000 emplois peu qualifiés. Ils considèrent globalement que les exonérations auraient créé durant la période 1994-1997 entre 255 000 et 670 000 emplois. Ces résultats dégagent un effet volume important et supérieur à l'effet substitution. Ce qui théoriquement justifie l'effet positif à la fois sur l'emploi qualifié et non qualifié. Deux autres arguments complémentaires ont été mobilisés pour justifier ce résultat assez surprenant (Cahuc et Zylberberg [2004], p. 77). L'embauche de travailleurs non qualifiés contribuerait à améliorer la productivité des travailleurs qualifiés, ce qui génère un surplus pour les entreprises bénéficiaires qui améliorent leurs performances. Les baisses de cotisations ont aussi amélioré la rentabilité globale des entreprises bénéficiaires qui voient leur compétitivité s'améliorer et leurs parts de marché augmenter ou se consolider, d'où le recrutement de travailleurs qualifiés et non qualifiés.

Les limites de l'étude quasi-expérimentale de Crépon et Desplatz.

Une démarche d'évaluation originale mais peu adaptée ?

La méthode d'appariement adoptée par Crépon et Desplatz pour construire un groupe de contrôle fiable suppose que les entreprises ayant des caractéristiques presque similaires et non bénéficiaires des baisses de cotisations ciblées ne seraient pas indirectement affectées par ces mesures. Dès lors, les effets attendus et

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

mesurés doivent découler de mécanismes de substitution entre travailleurs non qualifiés et qualifiés au sein des entreprises bénéficiaires. Or, l'effet volume expliquerait en grande partie les créations d'emplois estimés via les baisses de prix de vente mais cela impliquerait une baisse des parts de marché des entreprises non bénéficiaires. À ce titre la constitution d'un panel cylindré d'entreprises pose problème puisque la destruction de certaines entreprises non bénéficiaires reste de mise (L'Horty [2001]). Le phénomène de destructions d'entreprises n'a rien de surprenant car un fort taux de destructions et de créations d'entreprises a été observé dans tous les pays de l'OCDE, environ 10% des entreprises disparaissent chaque année et 10 % des entreprises existantes sont nouvellement créées selon Bartelsman et alii (2003) (Cahuc et Zylberberg [2004], p. 29). Les créations d'emplois mesurées seraient donc sur-estimées (OFCE (2003) *in* Rémy [2005])[81]. L'impact considérable de cette mesure sur la performance des entreprises résulterait de choix de données et d'indicateurs guère satisfaisants (Sterdyniak (2002) *in* Rémy [2005]). Crépon et Desplatz [2002] rejettent une bonne partie de ces critiques en arguant que l'effet supposé nul des réductions de charges sociales sur les entreprises non bénéficiaires ne change pas la donne. Car les entreprises du secteur industriel ayant le moins profité de ces mesures n'ont apparemment connu aucune baisse de leurs effectifs durant cette période. Par ailleurs, les entreprises du secteur tertiaire bénéficiaires ou non de ces mesures en ont toutes profité pour accroître leurs effectifs. Il existerait selon eux des substituabilités de main d'œuvre entre secteurs et non entre les entreprises du même secteur. Notons que de tels mécanismes sont souvent confirmés par les études économiques approfondies sur le phénomène du « déversement de la main d'œuvre » vers le tertiaire. Il ne faudrait surtout pas croire, comme le bon sens nous y invite, que les emplois créés dans les secteurs en pleine expansion remplaceraient immédiatement les emplois détruits dans les secteurs en pleine crise. Les mécanismes de réallocations d'emplois sont très subtils (Duhautois (2002), art. cit. par Cahuc et al. [2004]). Deux leçons essentielles découlent de ces

[81]Sterdyniak H. (2002), « Une arme miracle contre le chômage ? », *Revue de l'OFCE*, n °81, avril, p. 301-315.
OFCE (2003), « L'évaluation des politiques économiques en débat : les allégements de cotisations sociales sur les bas salaires », *Revue de l'OFCE*, n °85, avril, p. 210-234.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

travaux : d'une part, un secteur en déclin perd certes ses emplois en faveur des autres en plein boom mais très lentement ; d'autre part, « *jamais un secteur d'activité ne fait que créer, ou, à l'inverse que détruire* » (op. cit. Cahuc et al. [2004], p. 22).

Les effets de la forte hausse du SMIC ignorés

Certains économistes supposent que les fortes hausses du SMIC observées ont dû minorer les effets des réductions de charges sociales sur le coût du travail (Cette et Gubian (2002) *in* Rémy [2005][82]). Cette question a fait l'objet de vives controverses. Les effets mécaniques de la hausse du SMIC sur les salaires sont admis de tous. Par exemple un point de SMIC supplémentaire entraînerait une augmentation moyenne des salaires de 0,11 % (CSERC (1994)) ; un point de salaire supplémentaire entre le SMIC et 1,1 SMIC ; 0,5 point de salaire supplémentaire entre 1,4 et 1,5 SMIC (Dares (2007)). Mais il se trouve que la hausse du SMIC interagit avec les réductions de charges sociales accordées. Les premiers qui ont évoqué les éventuels effets du SMIC sur les allégements de charges furent Duchêne et Forgeot (1997) qui ont procédé à l'"é*valuation de l'incidence macroéconomique d'une hausse de 4% du SMIC*" dans une note de la division Croissance et Politique macroéconomiques de l'INSEE (cf. L'Horty [2000]). Mais c'est Yannick L'Horty qui a montré que la hausse du SMIC en tant qu'instrument de la politique structurelle peut modifier l'ampleur des allégements de charges. Selon Yannick L'Horty « *le dispositif d'allégement de charges sur les bas salaires [jouerait] (…) un rôle sensible d'amortisseur entre la progression des salaires bruts et celle du coût du travail* » (L'Horty, [2000]). Ce rôle est plus marqué si l'on considère que la hausse du SMICn'affecte pas la structure de la distribution des salaires. Il indique que 20 % des salariés (DADS de 1996) verront leur coût du travail baisser de 0,5 % suite à la hausse du SMICde 1 % , et qu'au total on observera une baisse du coût moyen de l'ensemble des salariés à temps complet des secteurs marchands de 0,1 %. Mais cet effet mécanique et immédiat, pour reprendre ses termes, n'est pas vérifié si la distribution des salaires est modifiée (le phénomène de diffusion). Or, l'hypothèse traditionnelle des administrations économiques (INSEE, DARES, Direction de la prévision, CSERC) est que la diffusion d'un point supplémentaire du SMICs'étale

[82] Gilbert Cette et Alain Gubian (2002), « Le mauvais calcul de l'INSEE », *Les Echos*, 3 avril.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

linéairement et de manière dégressive jusqu'à hauteur de 1,45 SMIC (seuil de diffusion). En cas de modification de la distribution des salaires, il est établi qu'en moyenne le coût du travail et les salaires augmentent respectivement de 0,09 % et 0,11 % si le SMIC croît d'un point, mais dans une moindre mesure pour les non qualifiés dont le coût moyen du travail n'augmente que de 0,29 % et leurs salaires de 0,35%[83]. Certains économistes considèrent que ces calculs minorent les hausses de coût du travail occasionnées par les coups du SMIC (Cette et Gubian (2002)), Les effets mécaniques de la hausse du SMIC sur les salaires sont admis de tous. Par exemple un point de SMIC supplémentaire entraînerait une augmentation moyenne des salaires de 0,11 % (CSERC (1994)) ; un point de salaire supplémentaire entre le SMIC et 1,1 SMIC ; 0,5 point de salaire supplémentaire entre 1,4 et 1,5 SMIC (Dares (2007)). Mais il se trouve que la hausse du SMIC interagit avec les réductions de charges sociales accordées. Les premiers qui ont évoqué les éventuels effets du SMIC sur les allégements de charges furent Duchêne et Forgeot (1997) qui ont procédé à l'"é*valuation de l'incidence macroéconomique d'une hausse de 4% du SMIC*" dans une note de la division Croissance et Politique macroéconomiques de l'INSEE (cf. L'Horty [2000]). mais il n'en demeure pas moins que le délai de mise en œuvre complète de l'« effet diffusion », lié au rôle du SMIC dans les négociations salariales et les comparaisons salariales inter-indivuelles pour restaurer « *un certain éventail des rémunérations* », est d'environ deux ans selon Demailly et Le Minez [1999]. Au fond, il est difficile de mesurer l'impact de la hausse du SMIC sur le coût du travail dans le contexte de réduction des charges sociales.

Autres aspects occultés minorant le rôle prépondérant des réductions de cotisations sociales en termes de création d'emplois

La forte croissance des emplois à temps partiel durant la même période, marquée par l'introduction de contrats spécifiques tel que le contrat initiative emploi et l'abattement temps partiel cumulable, brouille certainement les évaluations des effets spécifiques des réductions de charges sociales bas salaires généralisées sur l'emploi (OFCE (2003), cf. Rémy [2005]). Cette critique alimentée par Gubian et al.

[83] L'Horty [2000] considère que si le seuil de diffusion des salaires est de 1,4 SMIC alors le budget des finances publiques serait équilibré car les rentrées de fonds attendues de l'effet d'assiette, hausse du SMIC, compenserait les coûts supportés pour financer la réforme de Juppé.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

[1999] est jugée infondée par Crépon et Desplatz [2002] qui indiquent que le développement du temps partiel est un « *phénomène cumulatif de longue période* » étranger à la création à court terme (un an et demi) d'emplois propre aux réductions de charges sociales bas salaires (cf. annexe 9). L'embellie de l'économie européenne n'est pas aussi sans effet dans la forte création d'emplois durant cette période (Rémy [2005], p. 20).

Certains biais d'agrégation observés

Le travail de Crépon et Desplatz n'aborde pas la question du financement de ces mesures d'allégement et occulte la problématique des effets de revenus potentiellement négatifs pour la croissance et l'emploi. Mais cette critique est balayée du revers de la main par les laudateurs des mesures de baisse du coût du travail qui avancent que les rentrées fiscales et les économies de dépenses sociales (allocations chômage, minima sociaux) dégagent des gains supérieurs aux prélèvements requis pour la mise en œuvre de tels dispositifs (cf. Cahuc et Zylberberg [2004]). Le coût budgétaire évalué, le différentiel entre le coût *ex ante* et coût *ex post*, de ces mesures serait en mobilisant des données individuelles plus fines souvent très faible (Pierre Cahuc [2003]). Et ce, d'autant plus que les créations d'emplois estimées par Crépon et Desplatz sont considérables. Crépon et Desplatz [2002] considèrent à leur niveau que leur travail a pour vocation de capter les effets de ces mesures sur l'emploi dans un laps de temps court et non de traiter tous leurs effets, notamment les effets macroéconomiques de son financement.

On reproche à cette étude son manque d'hétérogénéité sectorielle car la grande diversité des entreprises en termes de part d'emplois non qualifiés, dont les effets peuvent être de grande ampleur, n'y joue aucun rôle (Malinvaud [2002], Jamet [2005]). En outre, les interactions entre les entreprises, d'un même secteur ou de secteur d'activité différent, sont faiblement représentées puisque les effets des substitutions entre les biens produits par les secteurs sont minorés. Les effets rétroactifs des cotisations sur les salaires sont aussi totalement ignorés (L'Horty [2001]). Cela implique l'absence d'effets macroéconomiques indirects nécessaires à une analyse complète des effets des réductions de cotisations. Les effets de

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

concurrence et de bouclage occultés justifient les difficultés d'extrapolation des résultats fournis par Crépon et Desplatz [2001][84]. Tous les travaux qui vont succéder à cette étude vont nuancer l'ampleur sur l'emploi des réductions de cotisations.

2.2. Les récents travaux dévaluation *ex post* des effets de la ristourne via la formation des salaires catégoriels et la demande de travail à partir des données sectorielles : portées et limites.

L'analyse de l'incidence de la fiscalité du travail sur l'économie prise dans son ensemble découle ici du comportement moyen des agents économiques. Celui-ci dérive de l'impact des ajustements des cotisations à la fois sur l'attitude salariale des bas et hauts niveaux de qualification, et les choix en matière de combinaisons productives des entreprises identifiées selon leur secteur d'activité. Cette démarche est ontologiquement très proche de celle des modèles WS-PS, abordés dans la section précédente dont celui de Cotis-Loufir [1990]. À la différence de ces derniers, les modèles d'incidence parafiscale abordés ici ont un contenu théorique simplifié et propose souvent une estimation des paramètres-clefs dans le cadre du facteur travail hétérogène à partir des données sectorielles et d'enquêtes emploi disponibles. Ces modèles d'évaluation ex post s'inscrivent dans une perspective de courte période.

La nécessaire dissociation du facteur travail et la portée générale des études d'incidence à partir de données sectorielles désagrégées

La complémentarité macroéconomique entre le capital et le travail unique ne rend nullement obsolète l'analyse de l'incidence des chocs de coûts dans le choix des combinaisons productives à partir de l'évolution du prix relatif ou absolu des facteurs de production. Le travail proposé par Mihoubi concernant les 17 secteurs manufacturiers français durant la période 1976-1989 mettant en œuvre la différenciation du facteur travail, en travail qualifié et travail non qualifié, en apporte

[84] À partir d'une contribution théorique Malinvaud [2002] montre qu'une démarche d'évaluation de la sensibilité de la demande de travail macroéconomique suivant une agrégation des données individuelles des entreprises comporterait un sérieux biais d'agrégation si l'élasticité de substitution entre les facteurs de production (travail qualifié et travail non qualifié) est inférieure à celle existant entre les biens au niveau sectoriel.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

la preuve. Mihoubi indique que l'infléchissement de l'intensité capitalistique qui a été observé durant cette période ne remet pas en cause la quasi-complémentarité entre le capital et le travail unique mais découle des trois éléments suivants : « *le degré d'exposition à la concurrence internationale, l'ampleur de la substituabilité entre main d'œuvre qualifiée et non qualifiée, le degré de complémentarité entre travail qualifié et capital.* » (Mihoubi [1997], p. 138). Il parvient ainsi à justifier l'accroissement de l'intensité capitalistique au moment où paradoxalement le coût relatif du capital par rapport au travail homogène n'a cessé d'augmenter. La différenciation du facteur travail en deux catégories de main d'œuvre définies comme des facteurs de production totalement distincts modifie donc radicalement la donne et apparaît comme une nécessité pour mieux appréhender les effets des chocs de coûts sur l'emploi des facteurs. Une telle perspective est souvent menée suivant une approche sectorielle qui mobilise des données fines d'un large panel de secteurs d'activité permettant de décrire les enchaînements macroéconomiques liés aux effets des ajustements des cotisations sur la formation des salaires, des prix, de la demande de facteurs de production et donc de l'activité économique. Elle a donné naissance à de nombreuses études d'évaluation des effets des cotisations recourant largement aux données des enquêtes emploi (structure des coûts et de l'emploi par catégorie de main d'œuvre et reconstitution des fiches de paie). Parmi les études rétrospectives, deux travaux vont dans le sens des descriptions que nous venons de décliner et cherchent à capter les effets cumulés des réductions de charges sociales de 1992-1997. Il s'agit du travail de calibrage et d'estimation effectué par Jamet [2004] suivi de celui d'estimation des paramètres de Gafsi et alii [2004]. Ces derniers exploitent comme le premier des données temporelles et sectorielles françaises (enquêtes emplois) et sollicitent en outre les données de la comptabilité nationale pour déterminer leur impact sur le produit via les effets induits sur le prix de la valeur ajoutée. Ils couvrent une période d'estimation plus longue (1982-2002 contre 1982-1997) et mesurent toutes les possibilités de substitution entre les facteurs du travail et le capital à l'aide de plusieurs modèles structurels sans aucun *a priori* c'est-à-dire sans étalonnage. On se propose de présenter les principales étapes de leur démarche d'évaluation (2.2.1) ; et les résultats qui en découlent ainsi que les limites qu'elle comporte (2.2.2).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2.2.1. La méthodologie adoptée pour capter les effets liés à la modification de la fiscalité du travail : Des relais en œuvre dans la formation des salaires aux effets nets sur la demande de travail qualifié et non qualifié.

2.2.1.1. Les effets des ajustements de cotisations sur le pouvoir d'achat des salaires : les multiples relais en jeu.

Trois mécanismes de transmission des effets des réductions de cotisations sur les salaires sont mobilisés par Islem Gafsi, Yannick L'Horty et Ferhat Mihoubi [2004].

Le premier porte, pour un niveau d'emploi donné, sur le degré de perception des cotisations par les salariés. Lorsque ce dernier est nul, les salaires nets restent inchangés. On montrera que les cotisations dans ce cas de figure sont perçues comme une taxe (cf. chapitre suivant). Lorsqu'il est égal à l'unité, les cotisations sont perçues comme des revenus différés. Les baisses de cotisations sont totalement inversement répercutées sur les salaires, ce qui annule l'effet attendu sur le coût du travail.

Le second mécanisme concerne l'effet de l'ajustement de l'emploi induit par le choc de cotisations sur les salaires. Il s'agit de capter les répercussions sur les salaires des tensions du marché du travail. Par exemple, l'embellie sur le marché de l'emploi consécutive à la baisse des cotisations génère un supplément de salaires ("effet-Phillips").

Le troisième mécanisme met en jeu les effets transitant par la productivité. Si celle-ci baisse suite à l'accroissement de l'emploi induit par les baisses de charges sociales alors les salaires fléchissent. Cette modération salariale est plus prononcée chez les qualifiés dont la productivité influe significativement les salaires.

Par ailleurs, on constate que la perception des employeurs domine car les modifications des termes de l'échange intérieurs passent par les variations du prix de la valeur ajoutée et non celles des prix à la consommation. Le prix de la valeur ajoutée est évalué à partir de la frontière des prix des facteurs comme la moyenne des coûts des qualifiés et non qualifiés pondérée par leurs parts respectives dans la valeur ajoutée, le coût du capital étant écarté faute de calcul probant.

La formalisation des équations de salaires par niveaux de qualification développée

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

est globalement identique à celle traditionnellement proposée. On retrouve les déterminants classiques tels que la productivité du travail, l'emploi, les termes de l'échange intérieurs, le coin social, le SMIC déflaté par le prix à la consommation pour les non qualifiés, et une tendance retraçant grosso modo l'évolution de population active et accessoirement le trend de la productivité tendancielle.

2.2.1.2. Les effets ultimes des ajustements de cotisations sur la demande de travail.

Le mode de formation des salaires et de détermination du niveau de l'emploi s'inscrit dans la logique du modèle du droit à gérer. Suite aux répercussions observées sur les salaires, il convient de mesurer leur impact sur le coût réel du travail. C'est à l'aune de la valeur de l'incidence des cotisations sur le coût réel du travail, égale à l'effet sur le pouvoir d'achat du salaire moins celui sur le prix de la valeur ajoutée augmenté de l'effet sur le taux de cotisations, que les employeurs détermineront de manière unilatérale le niveau de l'emploi.

La demande de travail est modélisée de façon traditionnelle en appliquant le Lemme de Shepard. Elle varie selon le niveau de l'activité et des coûts des facteurs de production et de l'état du progrès technique. Notons que les auteurs dans leurs évaluations définitives mobilisent des élasticités complètes (inconditionnelles) des demandes de travail aux coûts des facteurs de production qui englobent les effets de substitution et les effets volume des chocs de cotisations transitant par le niveau conjoncturel induit de l'activité sectorielle. Celui-ci dépend de la valeur ajoutée agrégée et de l'élasticité-prix de la demande de biens adressée au secteur appliquée au différentiel mesuré entre le prix de la valeur ajoutée sectoriel et celui de l'économie nationale.

Par exemple pour mesurer l'effet net des réductions de cotisations sur l'emploi des non qualifiés, ils appliquent les effectifs des peu qualifiés (environ 2 500 000 dans leur étude) à la somme des élasticités inconditionnelle directe et croisée de la demande de travail des non qualifiés pondérées respectivement par l'évolution du coût du travail non qualifié et qualifié. L'effet net sur l'emploi des qualifiés est déterminé de la même manière.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2.2.2. Les effets de la réduction de cotisations ciblée sur l'emploi : résultats et limites.

Les principaux résultats des effets de la réduction des cotisations

Les élasticités-prix directes et croisées du travail qualifié et non qualifié, et celle de la demande de travail à la conjoncture découlent de stratégies d'estimation en niveau qui intègrent les éventuelles relations de cointégration entre les variables non stationnaires retenues. Gafsi et alii [2004] proposent une « *modélisation jointe de la dynamique de demande des facteurs et de la formation des salaires* », inspirée de la méthode de Johansen (1988) élargie aux données de panels par Groen et Kleibergen (1999), en utilisant efficacement les outils récents de l'économétrie du travail. Ils ont finalement opté pour des tests de Kao et Pedroni (1999 car ils indiquent que les tests de cointégration multiples (modélisation VECM) de Groen et Kleinbergen (1999) ne peuvent être mobilisés. Ils trouvent des élasticités-prix de la demande de facteurs robustes mais sensibles à la spécification (calcul du coût du capital ; part de la rémunération des facteurs dans la valeur ajoutée variable ou stable ; prise en compte de la conjoncture). Ils procèdent à de multiples tests de robustesse de leurs résultats selon différentes mesures du coût du capital et des définitions concurrentes du travail non qualifié. Il ressort de leur remarquable travail d'estimation, qui couvre un panel de 16 secteurs d'activité pendant vingt ans, les indications suivantes : il existe une parfaite substituabilité entre le travail qualifié et non qualifié ; une quasi-complémentarité entre ces deux facteurs et le capital ; le travail peu qualifié serait le facteur le plus fortement influencé par la conjoncture ; le trend de progrès technique biaisé serait en défaveur des peu qualifiés ; les termes de l'échange affecterait plus le salaire des peu qualifiés ; le salaire des qualifiés fluctuerait selon les inflexions de la productivité du travail[85].

Gafsi et alii [2004] notent que « *les changements de taux de cotisations ont des effets potentiellement importants sur la formation des salaires, (…) même lorsque l'on est au voisinage du* SMIC *et surtout lorsque l'on se place à un horizon de long*

[85] En raison des difficultés pour les auteurs à obtenir des tests de robustesse satisfaisants concernant les estimations incluant les réductions liées aux 35 heures, celles-ci ont été occultées pour la période d'estimation 1999-2001. Seules les réductions en moyenne par secteur liées au temps partiel sont incluses.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

terme » (Gafsi et alii [2004], Gruber [1997][86]). Ils indiquent par ailleurs que les effets macroéconomiques des baisses de cotisations doivent, au-delà des effets directs, intégrer les effets en retour sur les prix de vente, dont la baisse renchérit le coût du travail et augmente la demande de biens adressée aux secteurs bénéficiaires de ces réductions, et ceux liés au fait qu'une partie des cotisations seraient perçues comme des éléments de revenus différés par les salariés ce qui implique la hausse des salaires nets. L'ensemble de ces effets impactent la formation des salaires, le coût de la main d'œuvre et l'emploi. Les effets feed-back ou effets en retour, habituellement occultés dans les travaux microéconométriques, joueraient selon eux un rôle essentiel. Ils observent surtout que les effets du coin salarial, regroupant le taux de cotisation et les termes de l'échange intérieur, sur les salaires qui sont inexistants dans les autres études mobilisant des données rétrospectives sont très élevés.

À la lumière de toutes ces considérations, ils révisent à la baisse les effets des allégements de charges sociales car l'effet potentiel sur le coût du travail non qualifié de la baisse cumulée de 5,57% des cotisations des non qualifiés en 1997 est compris entre -2,7 % et - 3 %. Cet effet a donc été divisé par deux à cause des rétroactions macroéconomiques qui transitent par les salaires via plusieurs canaux dont les termes de l'échange intérieur, notamment les prix de vente, et le degré de perception des cotisations-revenus différés par les salariés. Ils déterminent une fourchette d'emplois non qualifiés créés ou sauvegardés comprise entre 118 000 et 140 000 au détriment des travailleurs qualifiés qui subissent une suppression d'emplois comprise entre 41 000 et 76 000 emplois. Ils considèrent que les réductions ont plus affecté la structure des emplois par qualification que modifié sensiblement le niveau de l'emploi global. **L'effet net sur l'emploi total est très faible puisque les emplois supplémentaires crées ou sauvegardés varient de**

[86] Il convient de souligner que les effets positifs sur les salaires des réductions de charges sociales s'avèrent de plus en plus robustes. Gruber [1997] en recourant à des données microéconomiques d'entreprises industrielles montre que la privatisation du système de sécurité sociale chilien en 1981, a eu pour seul effet significatif une augmentation des salaires. L'impact sur l'emploi étant négligeable et peu significatif. Bunel, Gilles et L'Horty [2009] observent dans le cadre de l'évaluation de la réforme Fillon que les salaires sont positivement affectés par les réductions de cotisations. Ils appliquent dans cette étude non encore publiée la méthode quasi expérimentale à un panel cylindré de près de 75 000 entreprises françaises.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

60 000 à 80 000. Ce résultat est, rappellent-ils, aussi imputable à la faiblesse des élasticités-prix de la demande de biens tirant vers le bas l'effet volume. Ils obtiennent des résultats en matière de création d'emplois non qualifiés comparables à ceux de Jamet [2004] dont l'étude porte également sur les effets sur l'emploi de la réduction du coût du travail non qualifié de 6 % entre 1992-1997. Jamet obtient, en élargissant la maquette analytique de Bernard Salanié [2000] à plusieurs secteurs, un impact des réductions de cotisations sur l'emploi (en équivalent temps plein) compris entre 70 000 et 164 000 créés ou sauvegardés (distribution des salaires sectoriels différenciée) ou entre 78 000 et 190 000 (part de l'emploi non qualifié différente selon le secteur)[87]. L'effet sectoriel hétérogène lié à la distribution des salaires minore toujours, même en incluant le capital, les créations d'emplois obtenues mais à l'échelle macroéconomique le critère de différenciation entre les secteurs le plus déterminant reste le recours à l'emploi peu qualifié (Jamet [2004]). La différence en termes de créations nettes d'emplois (en nombre de personnes) entre Gafsi et alii [2004] et Jamet [2004] s'explique par l'absence de chômage qualifié et de rétroaction sur les salaires dans le travail d'évaluation proposé par Stéphanie Jamet[88]. Pour Gafsi et alii [2004], les résultats de Jamet [2004] sous-estiment les effets substitution et ceux de Crépon et Desplatz [2001] sur-évaluent les effets volume. Gafsi et alii [2004] considèrent que les effets substitution sont déterminants alors que les effets volume ne sont guère décisifs.

Les limites de l'étude d'incidence des cotisations à travers la modélisation jointe de la

[87] Jamet procède à une estimation de l'élasticité de substitution sectorielle entre le travail qualifié et le travail peu qualifié. Elle en déduit la valeur de l'élasticité de substitution macroéconomique entre le travail qualifié et le travail peu qualifié qui correspond à la somme pondérée de l'élasticité de substitution sectorielle et de l'élasticité de substitution entre les biens calibrée (comprise entre -0,3 et -1). Cette élasticité macroéconomique entre le travail qualifié et le travail peu qualifié est comprise entre -0,4 et -1,1. L'élasticité de la demande de travail à son coût, estimée à partir des données du panel sectoriel, est comprise entre -0,8 et -1,6.

[88] L'absence de coût du capital alourdit les marges des entreprises car seul le coût salarial est pris en compte. En intégrant le coût du capital, l'auteur mobilise des effets volume plus importants car les marges sont plus réduites d'où l'augmentation significative des créations d'emplois observées (entre 110 000 et 230 000). Mais de manière générale, toutes les évaluations proposées par Jamet [2004] dépendent de manière trop importante de la valeur de l'élasticité de substitution entre les biens (en moyenne du simple au double entre -0,3 et -1). Cela résulterait de la valeur du coefficient de pondération de cette élasticité dans le calcul de l'élasticité macroéconomique de substitution entre les facteurs car celui-ci est d'autant plus élevé que la différenciation entre les secteurs s'opère principalement par leur recours au travail non qualifié.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

formation des salaires et de la demande de travail

La récurrente fiction des baisses de prix de vente

Les cotisations patronales ont baissé relativement plus que les cotisations salariales au cours de cette dernière décennie marquée par une faible inflation. Certains en ont déduit que la baisse des cotisations patronales avait pour conséquence une diminution des prix d'offre. Les cotisations patronales seraient alors moins inflationnistes. Or, les travaux portant sur l'impact des réductions de charges sociales sur les prix des biens produits par les secteurs qui sont les grands bénéficiaires de ces baisses de cotisations, tels que la restauration et l'hôtellerie, montrent que ce lien est quasi-nul (Gauron [1998], p.101)[89]. Au fond, les modèles d'incidence des cotisations de concurrence imparfaite « *qui mettent en évidence des effets de compétitivité, souffrent du cadre de l'exercice qui reste un cadre d'équilibre partiel.*» (Legendre [1999], p. 248).

Les effets volume sous-estimés ?

Selon Gafsi et alii [2004], la modification de la fiscalité du travail transite prioritairement par le prix de la valeur ajoutée[90]. Pour déterminer les effets en retour de la variation de la demande de biens adressée aux entreprises bénéficiaires sur la demande de travail, ils appliquent l'élasticité de la demande de biens aux prix, estimée sur les données de panels de secteurs à environ- 0,57, au taux de croissance du prix à la valeur ajoutée. On reproche souvent à l'étude de Gafsi et alii [2004] le fait qu'elle sous-estime les effets volume avec une élasticité de la demande des biens aux prix jugée trop faible (Crépon (2004), cf. Rémy [2005])[91]. Cela serait à l'origine d'absence de gains indirects sur l'emploi des qualifiés via l'effet volume. Ce à quoi Gafsi et alii [2004] rétorquent en indiquant qu'une telle issue, des effets emplois qualifiés importants, exigerait une trop grande élasticité prix de la demande de biens adressée aux entreprises. Or, la mesure de cette élasticité au niveau

[89] La faiblesse de l'inflation résulterait de la politique de désindexation des salaires menée par les instances économiques européennes dans l'optique de l'introduction d'une monnaie européenne unique, et de la politique de taux d'intérêt (coût de l'argent) élevé de la BCE.

[90] Ferhat Mihoubi indique que la modification du prix de la valeur ajoutée (en valeur absolue) constitue une manière d'aborder implicitement les effets de la baisse des cotisations sur la compétitivité extérieure via les prix de production (Séminaire ERH Lille 1, le 17 janvier 2005).

[91] Bruno Crépon (2004), « Peut-on faire un bilan de la politique de réduction des charges sociales ? », thème du *séminaire Fourgeaud* du 3 novembre 2004.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

agrégé constitue le talon d'achille de toute approche macroéconomique (L'Horty [2001]).

La mesure des effets sur le prix de la valeur ajoutée biaisée ?

L'impact quasi-nul sur la rémunération du capital de la baisse de cotisations implique l'absence du coût du capital dans le calcul de la variation du prix de la valeur ajoutée à partir de la frontière des prix ajustée (Gafsi et alii [2004]). La variation du prix de la valeur ajoutée découle en effet de la somme des variations du coût du travail qualifié et non qualifié pondérée par leurs parts respectives dans le coût total de production (cf. supra). Cette pratique est cependant dénoncée. Pour Gafsi et alii [2004] cela ne change pas la valeur des élasticités aux coûts des facteurs de production ; et que les faibles effets du coût du capital sur la demande de travail, suite à la quasi-complémentarité entre le capital et les deux facteurs travail, ne rendent pas un tel choix problématique.

Les défauts de spécification des équations de salaires

Les critiques les plus sévères adressées à cette étude soulignent le fait qu'elle souffre de sérieux défauts de spécification, notamment leurs équations de salaires (Crépon (2004), Gubian (2004))[92]. Les effets nets sur l'emploi globalement faibles résulteraient de l'agrégation inappropriée des effets de la réduction du coin social et des hausses de SMIC sur les salaires des peu qualifiés selon Alain Gubian (2004). Ce dernier considère que les coups de pouce du SMIC justifieraient plus l'accroissement des salaires des non qualifiés observé que l'effet de la perception des cotisations comme un revenu différé. Il indique qu'une étude des effets des réductions de cotisations sur les salaires sans prise en compte des hausses du SMIC serait plus judicieuse et devrait aboutir à des résultats sur l'emploi non qualifié plus important. Il en serait de même si on retient une valeur de l'élasticité de substitution entre le travail qualifié et le travail non qualifié plus forte que celle mal mesurée selon Gubian (2004) par Gafsi et alii [2004]. Le manque de recul (court terme) rend hasardeux les mesures de l'impact sur les salaires des chocs de productivité induits par la baisse des cotisations. En somme, les résultats issus des

[92] Lecture critique du travail de Gafsi et alii [2004] par Alain Gubian (2004) in *Le travail non qualifié : permanences et paradoxes*, La découverte, Paris.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

modèles d'évaluation des politiques de réduction des charges sociales ciblées sur les bas et moyens salaires comportent souvent une part d'incertitude malgré les avancées récentes de l'économétrie.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

CONCLUSION

Tout au long de cette partie nous avons pris le soin de mettre en évidence la grande diversité des résultats des effets sur l'emploi des cotisations, issus des principaux travaux d'évaluation existants. L'évaluation des répercussions des cotisations dans l'économie réelle est très complexe car les effets spécifiquement liés à un ajustement des cotisations sont nombreux et variés. D'un côté, on distingue les effets directs sur l'emploi tels que les effets de substitution, les effets volume ou de profitabilité, l'effet revenu. De l'autre, on observe des effets indirects sur l'emploi transitant par les salaires et les coûts des facteurs travail tels que l'effet de la perception des cotisations comme des revenus supplémentaires, l'effet « Phillips », l'effet de la productivité, l'effet des termes de l'échange, l'effet compétitivité prix et hors-prix.

La démarche choisie a été de dissocier les travaux d'évaluation à travail homogène de ceux proposant une différenciation du facteur travail en deux catégories, travail qualifié et travail non qualifié.

Les travaux à facteur travail homogène décrivent des comportements bien connus de tous, et aboutissent à deux résultats robustes forts intéressants. Le premier est qu'il existerait en France des mécanismes de substitution partiels entre les cotisations et les salaires nets. Le second est que les ajustements de cotisations n'ont eu aucun impact dans la part du travail, car la part des salaires nets dans la valeur ajoutée s'ajuste parfaitement et de manière spécifique aux chocs de cotisations.

Les travaux à facteur travail hétérogène, abordés à travers les débats en cours sur la politique des réductions de cotisations sociales ciblées sur les bas salaires, apparaissent plus polémiques. Dès que l'on décompose le facteur travail en plusieurs catégories une large incertitude dans l'estimation des effets sur l'emploi plane en dépit des avancées économétriques récentes. Les répercussions sur l'emploi sont souvent mal mesurées, ou tout simplement manipulées lorsqu'elles sont positivement faibles ou guère présentes dans les études proposées (Husson [1999]). L'obstacle auquel se heurtent les modélisateurs repose sur le choix pertinent des effets majeurs liés à la baisse de cotisations, et leur délai de mise en œuvre.

À la lumière du travail de relecture critique que nous avons mené, on a pu observer que les résultats attendus des allégements ciblés de charges sociales impacteraient tantôt nettement l'emploi (Crépon et Desplatz [2001]), tantôt modestement compte

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

tenu des effets rétroactifs positifs sur les salaires (Gafsi et alii [2004]). Il semble en outre que l'efficacité d'une politique de réduction de charges sociales patronales dépend beaucoup de l'ampleur des mesures d'allégement et de leur durée (cf. Marx [2005]). L'évaluation des effets sur l'emploi à long terme est encore plus délicate et complexe. « *La difficulté tient, on l'a compris, à deux aspects d'ailleurs très liés : l'incidence qu'aurait, après dix ans et plus, une éventuelle réforme, sur les prix et coûts relatifs ; les substitutions et incitations au développement des capacités de production ou à la création d'activités nouvelles que cette incidence provoquerait.* » (Malinvaud [1998]). Certes. Mais il subsiste une lacune méthodologique beaucoup plus rédhibitoire. Les économistes dans leur démarche d'évaluation des effets théorique et empirique des cotisations, s'exonèrent très souvent la peine d'adapter leurs raisonnements aux spécificités et exigences d'une réflexion économique authentique en matière d'incidence parafiscale. Nous tenterons de surmonter cette lacune dans les développements théoriques et empiriques qui vont suivre (tome 2).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Université des Sciences et Technologies de Lille
Faculté de Sciences Économiques et Sociales

Cotisations, coût du travail et emploi : les leçons de l'expérience française à la lumière de la théorie économique de la parafiscalité.

Tome 2

La théorie de la perception des cotisations passée au crible de trente années d'expérience française (de la fin des années soixante-dix à nos jours)

Thèse pour obtenir le grade de
Docteur en Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement par

Safikhou DIENG

Le 10 décembre 2009

Devant le jury composé de

Nicolas VANEECLOO	Professeur à l'Université des Sciences et Technologies de Lille, Directeur de Thèse
Yannick L'HORTY	Professeur à l'Université d'Évry Val d'Essonne, Rapporteur
François LEGENDRE	Professeur à l'Université de Paris-XII Val de Marne, Rapporteur
Jean-Louis CAYATTE	Professeur à l'Université de Paris-XII Val de Marne
Daniel SZPIRO	Professeur à l'Université des Sciences et Technologies de Lille

© 2010 Tous droits réservés.

À la mémoire de mon père et de ma mère, Ibrahima Dieng et Aïda Bâ.

À feue Absa (Niana) Dieng.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

TOME 2

LA THÉORIE DE LA PERCEPTION DES COTISATIONS PASSÉE AU CRIBLE DE TRENTE ANNÉES D'EXPÉRIENCE FRANÇAISE (DE LA FIN DES ANNÉES SOIXANTE-DIX À NOS JOURS).

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

PARTIE 3

L'ANALYSE EMPIRIQUE ET ECONOMIQUE DES COTISATIONS ASSISES SUR LES SALAIRES EN FRANCE (1978-2008)

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

La troisième partie aborde les trois derniers chapitres qui constituent l'épine dorsale de notre thèse (tome 2). Elle poursuit une fin à la fois descriptive, théorique, et économétrique sous l'éclairage des éléments de réflexion économique tirés du long travail de recherche qui a été mené jusqu'à ce stade (tome 1). Elle est structurée de la manière suivante :

- Le premier chapitre fournit une analyse descriptive et quantitative du coin social qui permet la construction de séries trimestrielles longues de taux de cotisations, et d'indices de progressivité des cotisations. Ce chapitre détermine en outre les facteurs explicatifs de l'évolution du taux moyen des cotisations au cours des trente dernières années. Il mesure la part dans l'évolution du coin social imputable aux cotisations contributives et aux cotisations redistributives ; et indique l'effort de contribution au financement de la protection sociale des employeurs et des salariés. Enfin, une étude du profil des principales mesures de réduction de charges sociales généralisées, et de leur distribution sectorielle et régionale est proposée pour boucler cette partie descriptive. (Chapitre 6)
- Le deuxième chapitre propose une formalisation de la théorie de la perception des cotisations sociales qui part d'un modèle d'équilibre partiel simplifié, avec un degré de perception des cotisations comme ''revenus différés'', pour aboutir sur un modèle de négociation salariale. Cette extension permet de déterminer les arguments théoriques d'une équation macroéconomique de salaire net horaire réel. Cette équation log-linéarisée du salaire net théorique d'équilibre de long terme a une portée nettement plus large que celle des courbes de Phillips usuelles, et accorde une place centrale au rôle joué par le statut taxes ou revenus différés des cotisations dans les négociations salariales. (Chapitre 7)
- Le troisième chapitre a pour but d'une part de tester économétriquement la validité de la théorie de la perception des cotisations développée dans le chapitre précédent, et d'autre part de choisir parmi les principales thèses en matière d'incidence parafiscale celle qui reflète le cas de l'expérience française durant les trois dernières décennies. Elle mobilise une dizaine de séries macroéconomiques trimestrielles françaises couvrant la période 1978-2008. (Chapitre 8)

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Chapitre 6

L'analyse descriptive des prélèvements assis sur les salaires de 1978 à nos jours : la reconstitution de séries temporelles trimestrielles à partir des barèmes sociaux légaux en vigueur.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Le coût du travail comportait principalement deux composantes simples à identifier : le « salaire direct » (le salaire net perçu) et le « salaire indirect » (les cotisations sociales obligatoires). Mais au fil des années, le coût du travail s'est éloigné de sa simplicité initiale pour évoluer vers un concept plus large de coût salarial total. Les deux composantes traditionnelles de la rémunération du travail se sont en effet largement développées. La première intègre, au-delà du salaire net versé, d'autres types de paiement qui se déclinent sous forme de prestations en nature, de versements en espèces et de contrats privés d'assurance sociale au profit exclusif de certains salariés. Elle renvoie aujourd'hui à la notion de rémunération directe. La seconde englobe, en sus des vieilles cotisations d'assurances sociales, tous les autres prélèvements et taxes obligatoires assis sur les salaires. Cette seconde composante du coût salarial mobilise l'ensemble des charges sociales et fiscales obligatoires prélevées à la source à l'occasion de l'utilisation d'une main d'œuvre salariée. Ces cotisations obligatoires assises sur les salaires sont destinées principalement aux régimes collectifs à adhésion obligatoire gérés par les administrations de la sécurité sociale, les instances paritaires et les divers organismes de recouvrement. Elles constituent ce que l'on appelle communément le coin social global. Celui-ci est au cœur de notre travail d'investigation dont le but est de fournir une analyse quantitative de l'évolution du niveau de ce coin. Le tableau suivant nous propose une vue d'ensemble des prélèvements assis sur les salaires. Notons que la taxe sur les salaires et la prévoyance obligatoire ne sont pas retenues dans le champ des prélèvements obligatoires de notre étude.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Tableau 13

L'architecture des cotisations obligatoires assises sur les salaires : l'état des lieux.

NATURE	Assiette	Employeurs	salariés	Recouvrement
Sécurité sociale				
Assurance maladie, maternité, invalidité, décès	salaire total	Tous	Tous	URSSAF
Assurance veuvage	salaire total		Tous	URSSAF
Vieillesse	salaire total	Tous		URSSAF
	Plafond	Tous	Tous	URSSAF
Accidents du travail	salaire total	Tous		URSSAF
Allocations Familiales	salaire total	Tous		URSSAF
CSG CRDS	95% du salaire brut		Tous	URSSAF
CSG déductible	95% du salaire brut		Tous	URSSAF
Retraite complémentaire				
Non cadres	tranche 1	Tous	Tous	ARRCO
(avant 1/1/97)	tranche 2 (mini)	Tous	Tous	ARRCO
(après 1/1/97)	tranche 2 (maxi)	Tous	Tous	ARRCO
Cadres	tranche A	Tous	Tous	ARRCO
	tranche B	Tous	Tous	AGIRC
	tranche C	Tous	Tous	AGIRC
CET (contribution exceptionnelle et temporaire)	tranche A+B+C	Tous	Tous	AGIRC
Assurance chômage				
Assedic / Assurance chômage	tranche A+B	Tous	Tous	ASSEDIC
Assedic / Structure financière (ASF)[93]	tranche A+B	Tous	Tous	ASSEDIC
Assedic / Fonds de garantie des salaires (AGS)	tranche A+B	Tous		ASSEDIC
APEC (Association pour l'emploi des cadres)	tranche B	Tous	Tous	AGIRC
Construction- Logement				
Participation des employeurs à la construction	salaire total	plus de 10 salariés		Recette des impôts
Fonds national d'aide au logement	Plafond	Tous		URSSAF
	salaire total	plus de 10 salariés		URSSAF

[93] La cotisation ASF versée aux Assedic a été supprimée en avril 2001 et remplacée aussitôt par une nouvelle cotisation appelée AGFF (Association pour la Gestion du Fonds de Financement) due par l'ensemble des salariés (cadres et non cadres, y compris les salariés de plus de 65 ans). Elle est versée aux caisses de retraite. Elle permet le financement de la retraite à 60 ans sans abattement. À ce titre, les modalités de calcul et de recouvrement de l'AGFF sont les mêmes que les cotisations de retraite complémentaire.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Taxe d'apprentissage	salaire total	Tous		Versements
Formation professionnelle	salaire total	Tous		Contributions
Transport	salaire total	plus de 10 salariés		Versements URSSAF
Prévoyance				
Assurance décès cadre	tranche A	Tous		AGIRC
Taxe sur contribution patronale de prévoyance (CPP)		plus de 10 salariés	Tous	
part employeur	CPP			URSSAF
part salariale	95 % CPP			URSSAF
Taxe sur les salaires	tranches forfaitaires	non assujettis à la TVA		Trésor Public

Abréviations des organismes de recouvrement :

- URSSAF : Union de Recouvrement des organismes de Sécurité sociale et d'Allocations Familiales.
- ARRCO : Association des Régimes de Retraites Complémentaires.
- AGIRC : Association Générale des Institutions de Retraite des Cadres.
- ASSEDIC : Association pour l'Emploi dans l'Industrie et le Commerce.
- CIL : Comité Interprofessionnel de Logement.

Source : Littérature Liaisons sociales, tableau construit par l'auteur.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Dans le cadre de l'analyse descriptive du coin social global, on mobilisera les données de la comptabilité nationale et celles de la législation sociale en vigueur. Dans le premier cas, on sollicitera les comptes nationaux souvent utilisés par les administrations économiques publiques (1). On complétera cette analyse en utilisant les taux et assiettes de cotisations édictés empruntant une piste qui, à notre connaissance, n'a guère été explorée (2). Car, comme nous le verrons, la statistique de la comptabilité nationale est partielle, moyenne et globale. Elle n'intègre pas une série de prélèvements assis sur les salaires, et donne une vision non détaillée qui minore l'importance du coin social et sa croissance.

Les grandes lignes de l'analyse quantitative des cotisations obligatoires assises sur les salaires seront les suivantes :

- Mesure des taux moyens trimestriels des cotisations obligatoires du secteur marchand non agricole français à partir des données de la comptabilité nationale entre 1978-1 et 2008-4. Ces taux seront comparés aux taux moyens des cotisations sociales calculés à partir de la législation sociale. Mesure des taux effectifs de prélèvements sociaux obligatoires selon le niveau de salaire, le type de prélèvement patronal ou salarial. Mesure des indices de progressivité globale et locale des cotisations sociales (1).
- Détermination des causes de la modification de la fiscalité du travail, via la nature des prestations sociales couvertes, et de ses conséquences sur le poids des cotisations supportées *a priori* par les employeurs et les salariés (2).
- Présentation des principales mesures d'allégement de charges sociales pour les bas et moyens salaires, introduites durant les quinze dernières années, et l'étude descriptive des profils de ces différents dispositifs (3).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1. L'analyse descriptive du coin social global : des données de la comptabilité nationale à celles de la législation sociale en vigueur.

1.1. L'évolution des taux de cotisations sociales obligatoires à partir des comptes nationaux.

1.1.1. Le traitement des cotisations sociales dans la comptabilité nationale.

Pour inscrire l'évolution des taux de cotisations sociales dans un contexte global, on a généralement recours aux données de la comptabilité nationale. Les cotisations y sont ventilées selon les contributions sociales des différents secteurs institutionnels de l'économie nationale[94]. Il s'agit des secteurs financier et non financier, des administrations publiques, dont l'État et les administrations de la Sécurité sociale et des collectivités territoriales, des institutions sans but lucratif, des ménages, et du reste du monde. Les cotisations sociales regroupent les cotisations sociales effectives, à la charge des employeurs et des salariés, et les cotisations sociales patronales dites fictives ou imputées. Les cotisations sociales effectives renvoient aux prélèvements sociaux dont le recouvrement est effectué par les administrations de la Sécurité sociale. Les données de cotisations sociales effectives sont obtenues grâce aux informations fournies par les caisses et fonds des différents régimes d'assurances sociales les plus importants (CNAM, CNAF, CNAV)[95]. Les cotisations sociales fictives sont tantôt obligatoires, car découlant d'accords d'entreprises ou

[94] Un secteur institutionnel regroupe l'ensemble des unités institutionnelles qui exercent la même fonction principale et dont les ressources principales sont de même nature. Est définie comme unité institutionnelle, dans le Système élargi de la comptabilité nationale (SECN), toute unité qui dispose d'une autonomie de décision dans l'exercice de sa fonction principale. Cette notion d'autonomie de décision est somme toute floue. À ce propos d'autres critères tels que la comptabilité privée complète ou la personnalité juridique de l'unité entrent en compte pour décider que telle ou telle unité dispose d'une autonomie de décision.

[95] Le sous-secteur de la Sécurité sociale rassemble les unités institutionnelles qui se chargent dans le cadre de leur activité principale non marchande du transfert des prélèvements vers les ménages sous forme de prestations sociales. Ces unités sont les caisses nationales, les caisses locales (primaires et régionales), les regroupements de caisses et les fonds gérés par la caisse des dépôts et consignations pour des missions spécifiques.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

liées au statut conventionnel du salarié, et tantôt volontaires. Les employeurs versent ces cotisations sociales aux organises d'assurances (compagnies d'assurances, instituts de prévoyance, mutuelles) habilités à financer les prestations sociales destinées aux salariés bénéficiaires. À côté des régimes publics centraux, il existe en effet des régimes privés d'assurances sociales complémentaires (régimes à cotisations définies et régimes employeurs à prestations sociales définies).

1.1.2. Les taux moyens de cotisations sociales calculés à partir des comptes nationaux.

Pour mesurer le poids des cotisations sociales effectives et fictives (imputées), nous allons déterminer le rapport entre la rémunération globale des salariés du secteur concurrentiel (hors libéralités)[96] et la masse salariale nette, égale à la différence entre les salaires et traitements bruts et les cotisations salariales. Il s'agit du ratio coût du travail sur salaire net qui capte toutes les cotisations sociales assises sur les salaires au sens de la comptabilité nationale.

L'évolution du « coin social » entre 1978-1 et 2008-4 a connu trois phases (cf. graphique suivant).

La première qui va de 1978 à 1994. Elle est marquée par une augmentation forte et continue du ratio coût du travail sur salaire net qui passe de 1,44 à 1,64 (soit une croissance de près de 45 % du taux de prélèvement).

La seconde qui va de 1994 à 2001. Elle se traduit par une baisse continue du taux de prélèvement jusqu'en 2001 (-7,8%).

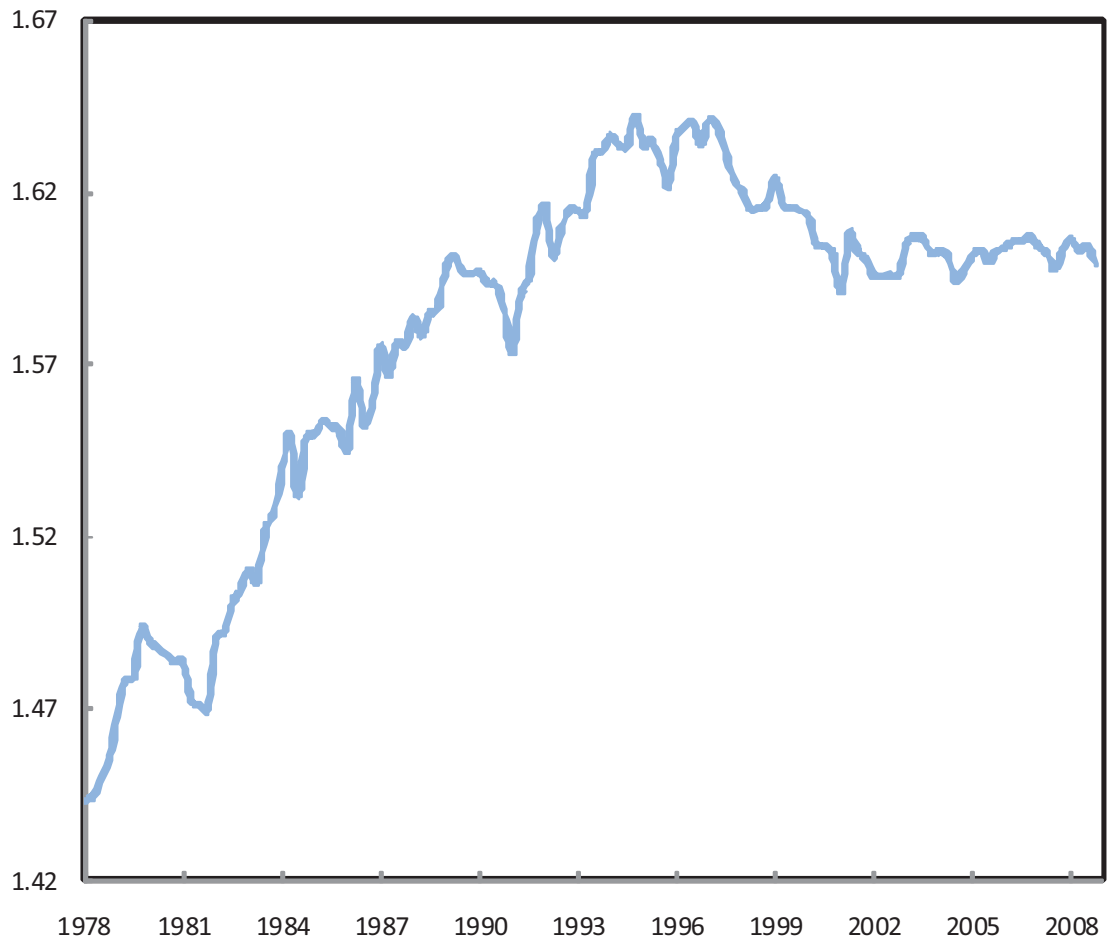
La troisième qui va de 2001 à nos jours. Elle se distingue par une certaine stabilisation du ratio des prélèvements sociaux aux alentours de 1,6.

[96] Le coût du travail calculé par l'Insee découle de l'enquête Coût de la main-d'œuvre (Ecmo) et des comptes nationaux. Il est déterminé par la somme de la rémunération des salariés (salaire brut, cotisations sociales patronales effectives, et les libéralités (dont dépenses collectives et cotisations imputées). Notons que les cotisations fictives représentent en moyenne 8 % de la masse salariale nette sur la période 1978-2008.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 1

L'évolution du coin social moyen à partir des données de la comptabilité nationale.



Source : Comptes nationaux trimestriels, Insee, calcul auteur.

La série des taux de cotisations de la comptabilité nationale du secteur privé et semi-public (EB-EP, Nomenclature Économique de Synthèse 16) reflète globalement celle déterminée pour l'ensemble des secteurs compte tenu du poids prépondérant de ce secteur.

L'usage des données de la comptabilité nationale constitue une référence incontournable qui comporte cependant bien des lacunes :

- Elles sont des données moyennes qui ne permettent pas de juger du niveau et de l'évolution des taux de prélèvement aux différents échelons de la hiérarchie des salaires ;

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

- Elles sont des données globales qui ne permettent pas d'identifier finement les sources (ou les causes) des évolutions mesurées ;
- Elles sont des données partielles qui n'intègrent pas une série de prélèvements non identifiés comme des prélèvements sociaux. Il s'agit par exemple de certaines cotisations obligatoires sociales et fiscales à la charge des employeurs non destinées aux administrations de la Sécurité sociale, telles que la contribution patronale à la formation professionnelle, la taxe d'apprentissage, la taxe transport, la CSG, la CRDS (etc.). Les taux de cotisations issus des comptes nationaux sous-estiment donc le niveau effectif des cotisations obligatoirement versées à l'occasion de l'utilisation d'une main d'œuvre salariée.

Il est donc légitime de se demander si notre diagnostic sur l'évolution et l'ampleur des prélèvements n'en est pas affecté. D'où l'intérêt de compléter cette première étude en se fondant sur les données de la législation sociale et fiscale.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.2. L'étude du coin social trimestriel à partir des données de la Législation sociale en vigueur : une analyse globale et détaillée du niveau, de l'évolution et de la progressivité des prélèvements.

Les économistes dans leur grande majorité se contentent de ne retenir que les taux de cotisations sociales fournis par les comptables nationaux à partir des chiffres des administrations de la sécurité sociale. Or, les prélèvements obligatoires assis sur les salaires couvrent un champ beaucoup plus vaste que celui des cotisations de sécurité sociale. Cet aspect-là a son importance et doit être intégré dans la démarche d'évaluation du poids des cotisations obligatoires assises sur les salaires. Pour cela on s'intéressera aux dispositions légales et conventionnelles de la législation sociale en vigueur (cf. Annexe 3). Cette source de données fournit des informations détaillées sur les taux édictés, les assiettes des cotisations, le type de cotisation (patronal/salarial), et la nature économique de la cotisation (contributive/redistributive). Cette voie de traitement des données peu utilisée jusqu'à présent permet de déterminer les taux moyens de cotisations nationaux en mobilisant la distribution des salaires dans le secteur marchand non agricole à partir des déciles nets des salariés à temps complet et partiel du secteur privé et semi-public (source : Insee, DADS) (1.2.1). Ces taux moyens de cotisations constituent les moyennes pondérées des taux effectifs de cotisations par niveau de salaire (1.2.2).

En outre, les données de la législation sociale permettent à la fois d'esquisser pour la période 1978-2008 le profil de la progressivité pour différents niveaux de salaire ; et de mesurer la progressivité des cotisations sociales (globale, patronale, salariale, contributive, redistributive) (1.2.3).

1.2.1. Niveau et évolution du taux moyen effectif social global trimestriel : trente années d'expérience française (1978-2008).

1.2.1.1. Le traitement des cotisations sociales et fiscales sur les salaires.

Le taux effectif moyen de cotisations sociales pour le secteur privé et semi-public, calculé ici à partir des dispositifs institutionnels, intègre la quasi-totalité des

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

prélèvements versés à l'occasion de l'utilisation d'une main d'œuvre salariée. Nous avons retenu les cotisations sociales qui concernent toutes les entreprises. Cela nous amène à écarter quelques cotisations, ou à discuter le taux de cotisation à retenir pour certaines cotisations. Il s'agit des cotisations dont la naissance dépend du nombre de salariés habituellement présents dans l'entreprise, ou celles qui comportent des conditions particulières liées à la législation sociale en vigueur.

En voici les principaux exemples :

- La taxe sur les cotisations de prévoyance employeurs, créée en 2002, n'est pas obligatoire pour les employeurs de moins de 10 salariés. Elle n'est donc pas retenue dans le calcul des taux de cotisations sociales obligatoires. Il en est de même de la contribution patronale à la construction, de la taxe transport, et du supplément de prélèvement au titre de la cotisation fonds national d'aide au logement toutes réservées aux entreprises de 10 salariés et plus. Seule la cotisation fonds national d'aide au logement plafonnée et ouverte à toutes les entreprises est retenue (cf. tableau 13).
- La taxe sur les salaires, exclusivement réservée aux entreprises assujetties à la TVA, n'est pas retenue dans le coin socio-fiscal mesuré.
- Par ailleurs, il importe de signaler le cas particulier du taux de cotisations accident du travail qui varie selon l'activité exercée au sein de l'entreprise. Elle comporte deux volets. Un volet « solidarité », et un volet « assurantiel ». Compte tenu des éléments d'appréciation relatifs aux modes de tarification des accidents du travail, nous convenons de ne retenir que les taux minimum nets réels du volet « solidarité » du dernier trimestre de l'année précédente, publiés par arrêté ministériel [97].

[97] On ne retiendra ici que le volet « solidarité » qui repose sur une tarification collective applicable à toutes les entreprises, y compris les entreprises de moins de 10 salariés. Cette tarification retient comme critère principal la « classe de risque » de l'activité professionnelle (code NAF) selon la nomenclature des risques dressée par la sécurité sociale. Les taux nets ou réels collectifs de cotisation accident du travail sont fixés, en partant des taux bruts proposés par la commission AT-MP, par arrêté ministériel chaque fin d'année pour chaque catégorie professionnelle. Ils entrent en vigueur le premier janvier de l'année suivant leur publication au journal officiel. Les représentations syndicales peuvent déterminer, compte-tenu de la structure des emplois selon l'activité, le nouveau taux moyen net national des cotisations accidents du travail qui couvrent des droits collectifs.
Le volet « assurantiel » de la cotisation accident du travail exigible pour toutes les entreprises de 10 salariés et plus, va au-delà du taux collectif de l'activité et intègre à la fois le taux propre de l'établissement et, exclusivement pour les entreprises de 20 salariés et plus, la majoration du taux brut

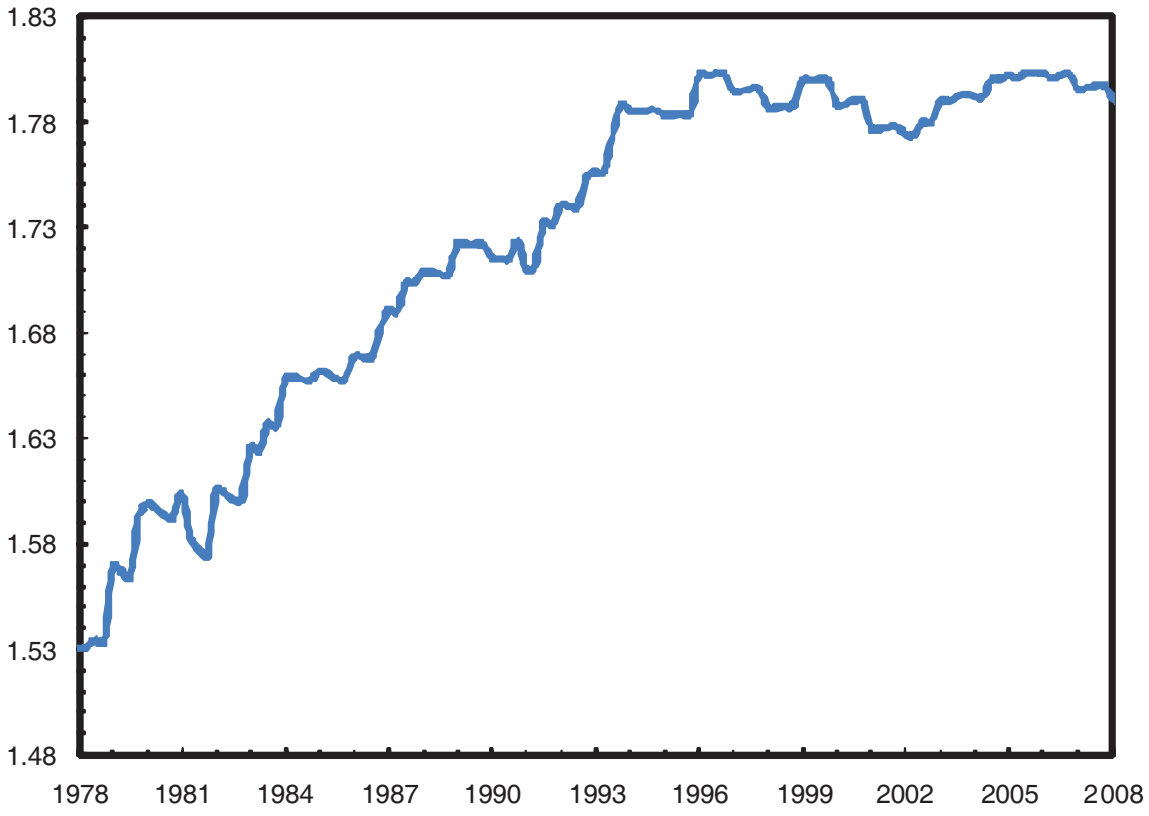
© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2.1.2. Le taux moyen effectif des cotisations sociales assises sur les salaires.

L'évolution du taux moyen effectif des cotisations obligatoires assises sur les salaires, en point de salaires nets, a connu deux phases (cf. graphique suivant). Une première phase qui s'étale de 1978 (53 %) à 1996 (80 %), soit une croissance d'un peu plus de 50 %. Une seconde phase couvrant la période 1996-2008, marquée par une quasi-stabilité du coin social aux alentours de 1,8 malgré les mesures d'allégement de cotisations et d'encouragement à la création d'emplois en faveur des bas et moyens salaires.

Graphique 2

Le coin social global effectif moyen : niveau et évolution.



Source : Législation sociale en vigueur, Insee-distribution des salaires-, calcul auteur.

avec trois taux de cotisations forfaitaires (accidents du trajet, charges générales, charges spécifiques). Il s'inscrit dans une logique de tarification a posteriori qui rend difficile l'évaluation du taux de cotisation des accidents du travail pour l'année en cours. Il n'est pas retenu.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Il est intéressant de rapprocher ce graphique de celui de la comptabilité nationale (cf. graphique 1). Deux constats se dégagent :

- Les données de la comptabilité nationale minorent fortement le taux de cotisations sociales. Le coin social est en effet pour la comptabilité nationale de 1,44 en 1978 et 1,6 en 2008 ; contre respectivement 1,53 et 1,8 pour le coin effectif mesuré.

- Les deux courbes de coin social sont synchrones jusqu'au milieu des années quatre vingt-dix, et du début des années 2000 à nos jours. Il y a divergence entre ces deux courbes sur la période 1996-2000, avec un ralentissement du taux pour la comptabilité nationale et une stagnation pour le taux effectif de la législation sociale en vigueur.

1.2.2. Le coin social moyen effectif par niveau de salaire : la distribution des taux de cotisations sociales dans la hiérarchie des salaires.

Nous allons retracer les évolutions des taux effectifs moyens de cotisations sociales obligatoires pour différents niveaux de salaires : le SMIC, le salaire médian, le salaire moyen (proche du plafond), le dernier décile, et le salaire maximum sous l'hypothèse que ce dernier est égal à sept fois le SMIC. L'idée est de déterminer pour un niveau de salaire net versé, le taux de prélèvement social obligatoire.

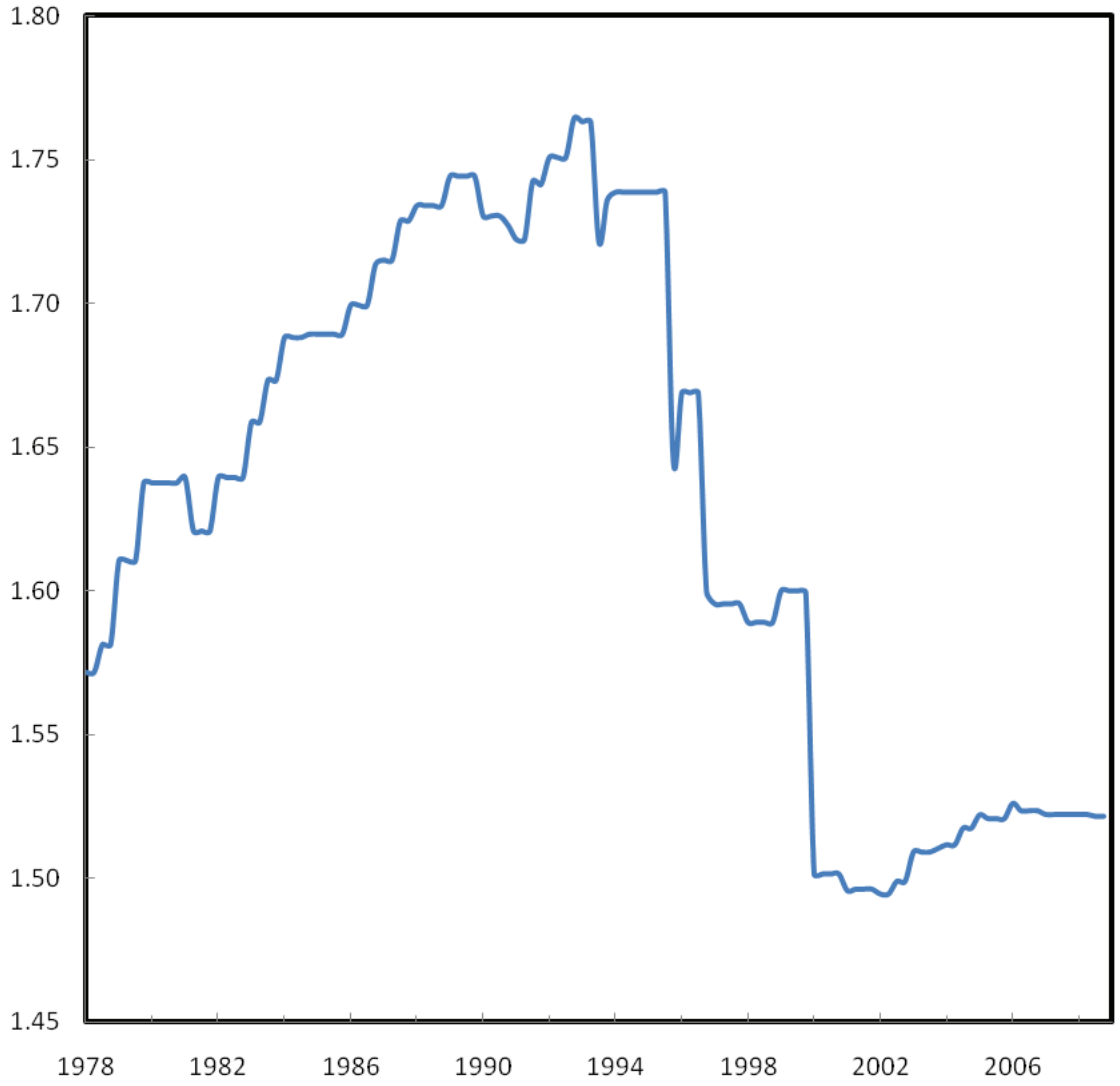
1.2.2.1. Le taux de cotisations sociales au niveau du SMIC.

L'évolution du taux de cotisations au niveau du SMIC a connu grosso modo deux phases (cf. graphique suivant). La première phase qui va de 1978 à 1993 avec une croissance de 33 % des cotisations en point de salaire net. La seconde phase qui va de 1993 à nos jours avec une réduction des charges sociales d'environ 32%. Ce graphique retrace clairement l'impact des réductions de cotisations sociales au niveau du SMIC, et la forme en vagues de ces mesures.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 3

Le coin social obligatoire au niveau du SMIC: rapport coût du travail sur salaire net



Source : Législation, Insee, calcul auteur.

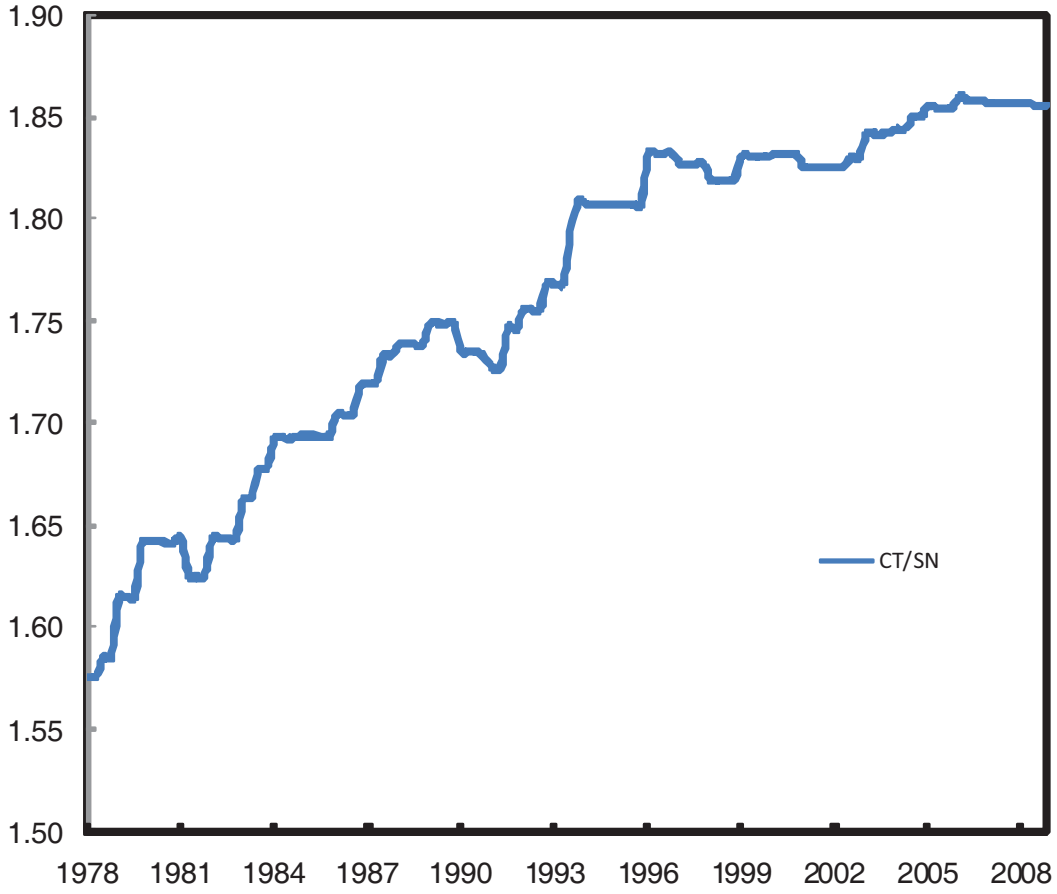
© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.2.2.2. Le taux de cotisations sociales au niveau du salaire médian.

Le niveau du salaire médian est en moyenne égal à près de 1,7 fois le SMIC sur la période 1978-2008. La pression sociale à ce niveau de salaire a augmenté de manière quasi-continue à hauteur de 48 %.

Graphique 4

Le coin social obligatoire au niveau du salaire médian.



Source : Législation sociale en vigueur, Insee, calcul auteur.

1.2.2.3. Le taux de cotisations sociales au niveau du salaire moyen.

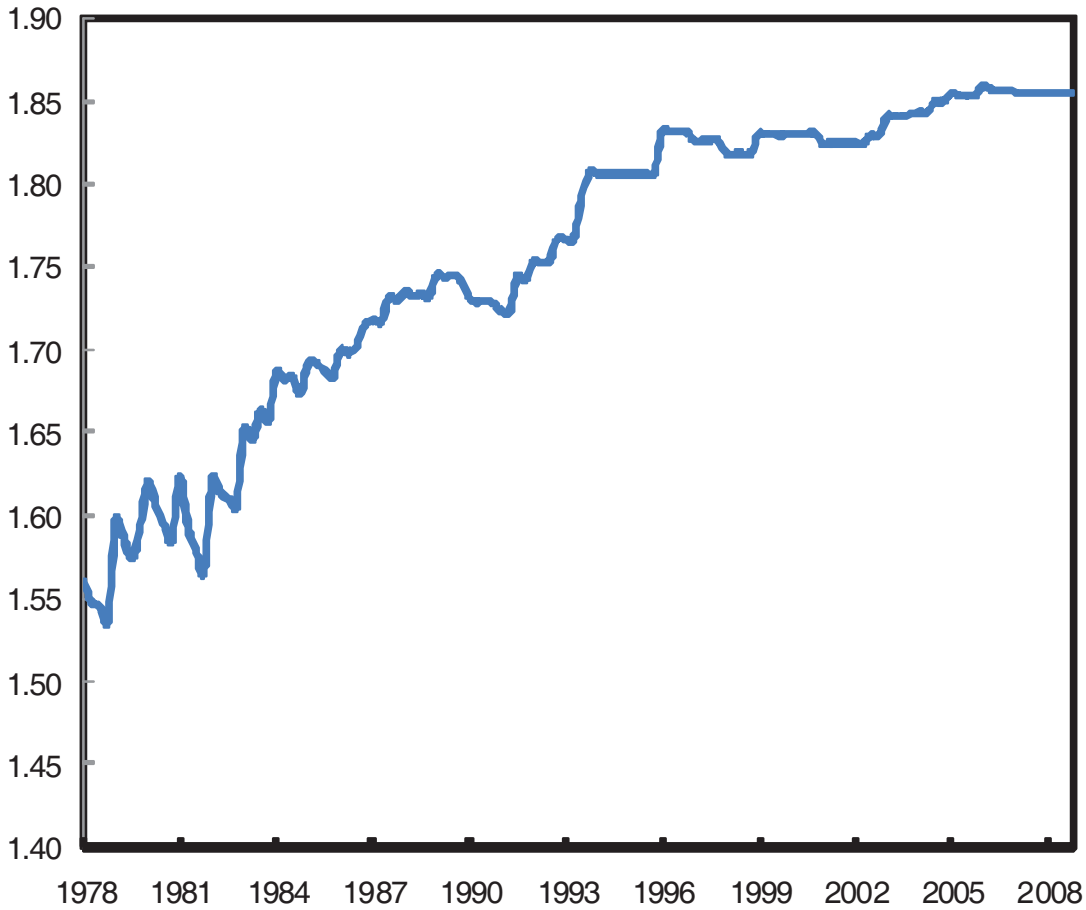
Le niveau du salaire moyen est, sur la période 1978-2008, égal à peu près au plafond de la sécurité sociale, soit en moyenne 2,1 fois le SMIC. La pression sociale à ce niveau de salaire a augmenté de manière quasi-continue au rythme de 48 % (cf. graphique suivant). Cette courbe est quasi-identique à celle obtenue au niveau du salaire médian qui l'enveloppe légèrement jusqu'en 1982 avant de se confondre

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

parfaitement à elle au-delà de 1983.

Graphique 5

Le coin social obligatoire au niveau du salaire moyen.



Source : Législation sociale en vigueur,Insee, calcul auteur.

Nous observons en outre que la courbe du coin social au niveau du salaire moyen est pratiquement similaire à celle du coin moyen effectif national de 1978 à 1993 (cf. supra). Mais un décalage s'opère entre les deux courbes de coin au-delà de 1993, car les allégements de charges sociales se répercutent sur le taux moyen national, devenu stable, et non sur celui édicté au niveau du salaire moyen qui continue sa hausse.

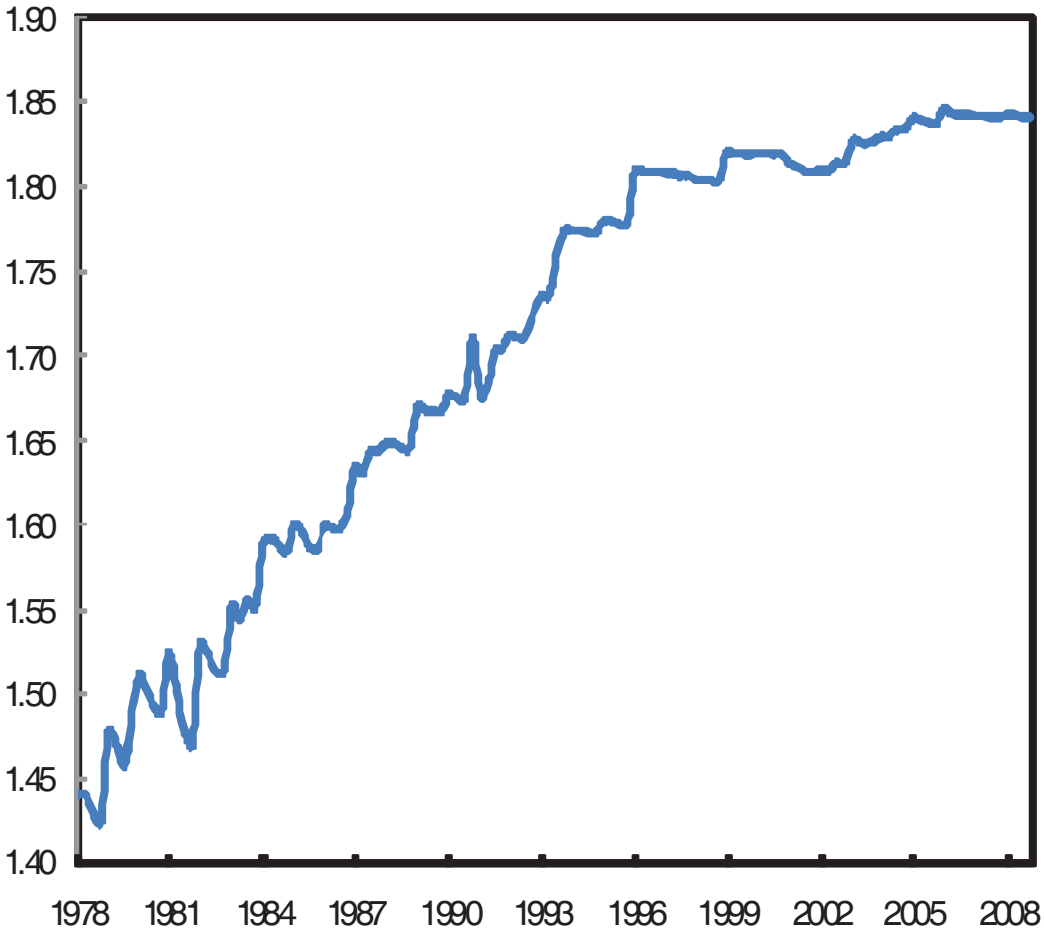
© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2.2.4. Le taux de cotisations sociales au niveau du dernier décile.

Le taux de croissance du coin au niveau du neuvième décile du salaire est, sur la période 1978-2008, de 90%. À ce rythme, la pression sociale au niveau du dernier décile égalise dès le début des années quatre-vingt-dix celles observées aux niveaux du salaire médian et moyen (cf. graphique ci-dessus).

Graphique 6

Le coin social obligatoire au niveau du neuvième décile.



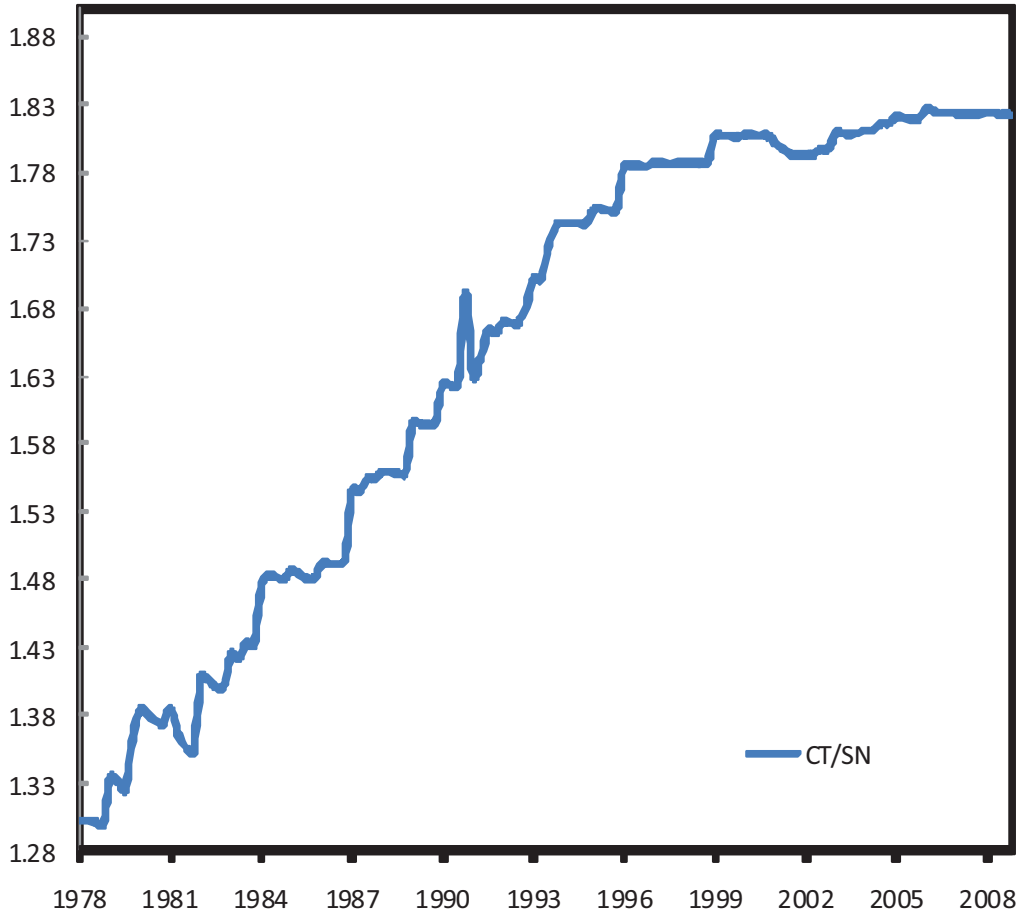
Source : Législation sociale en vigueur, Insee, calcul auteur.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2.2.5. Le taux de cotisations sociales au niveau de sept fois le SMIC.

Graphique 7

Le coin social au niveau du salaire égal à sept fois le SMIC.



Source : Législation sociale en vigueur,Insee, calcul auteur.

La pression sociale à ce niveau de salaire, supposé ici approximativement égal au salaire maximum dans le secteur privé et semi-public, a augmenté de manière quasi-continue au rythme de 173 % entre 1978 et 2008.

Globalement, on a constaté que le taux de cotisations sociales sur le bas de l'échelle salariale a nettement baissé alors que la pression sociale sur les salaires supérieurs n'a pas cessé de croître.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2.3. La progressivité des cotisations sociales obligatoires (globale, patronale, salariale, contributive et redistributive).

1.2.3.1. Le profil de la pression sociale sur l'ensemble de l'échelle des salaires : les principales modifications dans la structure des taux de cotisations entre 1978 et 2008.

On constate deux dynamiques de changement distinctes (cf. graphique ci-dessous). Une première en dessous de 2 fois le SMIC ; une seconde au-delà de ce niveau de salaire proche du plafond.

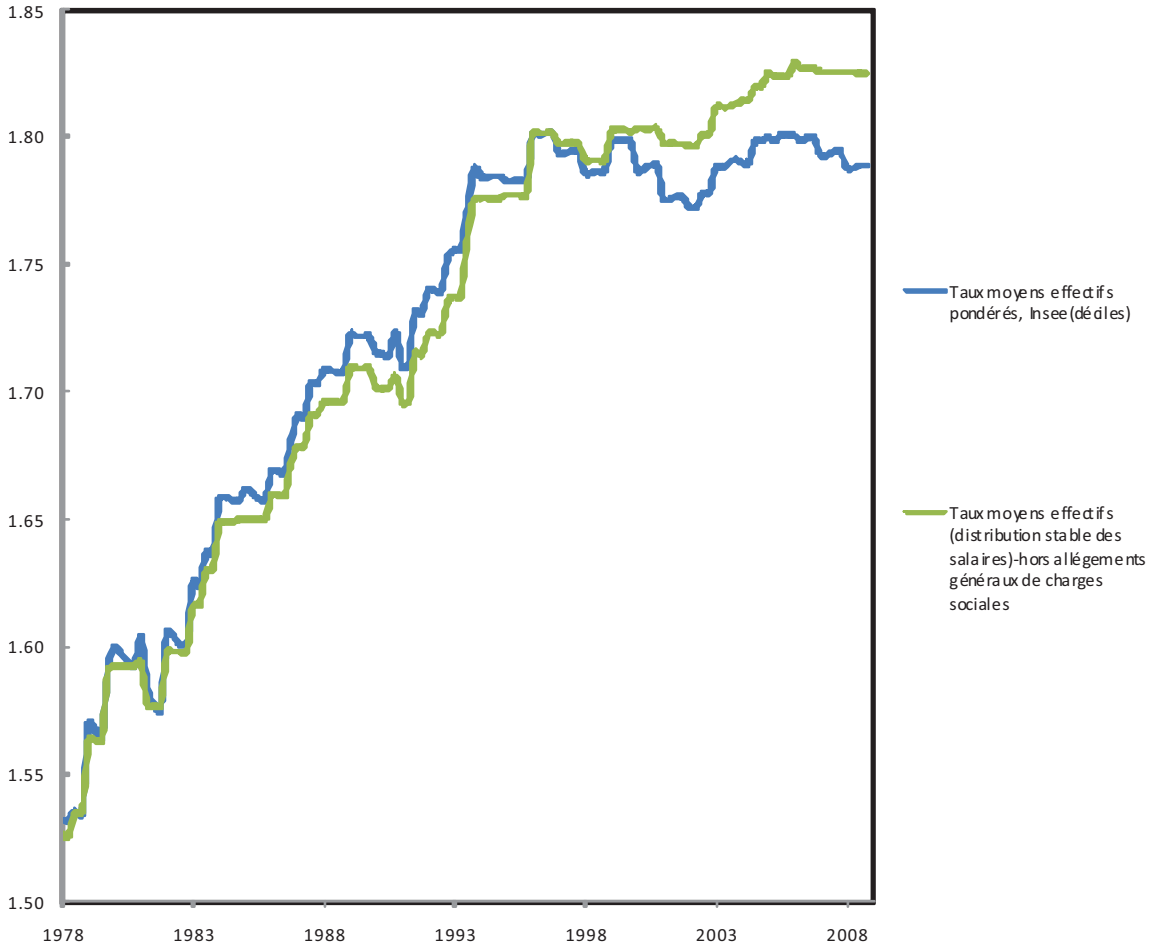
- Pour les niveaux de salaire inférieurs à 2 fois le SMIC, les taux de cotisations sont presque identiques entre 1978 et 1992. Cette proportionnalité des taux de cotisations a laissé la place à une nette progressivité pour le bas de la hiérarchie salariale. Cela résulte des mesures d'allégement de charges sociales largement ciblées sur les bas et moyens salaires.
- Pour les niveaux de salaire supérieurs à 2 fois le SMIC, les taux de cotisations sont nettement dégressifs en 1978, puis apparaissent quasi-proportionnels dès le début des années quatre-vingt-dix. À l'origine, le système des prélèvements était conçu de telle sorte qu'aucun prélèvement ne pouvait être retenu au-delà du plafond. Mais le mouvement de déplafonnement entrepris depuis 1967 s'est nettement amplifié durant les années quatre-vingt.

Il convient de souligner que le taux effectif moyen obtenu à partir de la distribution des salaires déciles ne diffère guère de celle obtenu à partir d'une distribution stable des salaires (69% en dessous du Plafond de la sécurité sociale, 31 % au-delà) –cf. graphique suivant-. La différence observée sur la fin de la période s'explique par la non prise en compte des réductions de charges sociales, environ 4% de la masse salariale nette, dans le calcul du taux moyens à partir de la distribution stable.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 8

L'évolution comparée du coin social effectif moyen : distribution stable ou variable des salaires

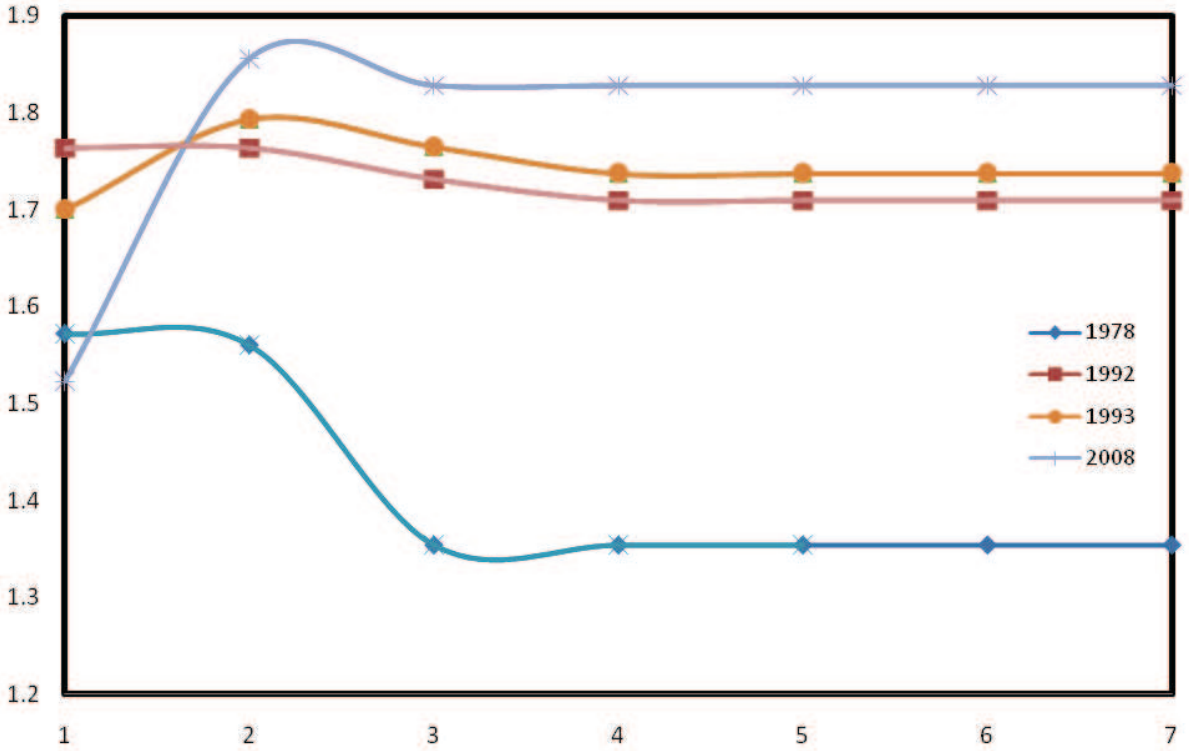


Source : Législation sociale, calcul auteur.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 9

La modification de la pression sociale (rapport coût du travail sur salaire net)



En fonction du Smic
Source : Législation sociale, calcul auteur.

Ce travail descriptif permet de fournir un aperçu sur la moindre dégressivité en France des cotisations sociales obligatoires au fil des années. Actuellement, on devrait s'attendre à une progressivité des cotisations sociales compte tenu de l'allure de la courbe de pression sociale tout au long de l'échelle salariale. Ce travail doit donc être complété par le calcul du degré de progressivité des cotisations prises dans leur totalité, ou scindées en cotisations patronales et salariales, en cotisations contributives et redistributives.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.2.3.2. La mesure de l'indice de progressivité globale des cotisations sociales : d'un système dégressif à un système progressif.

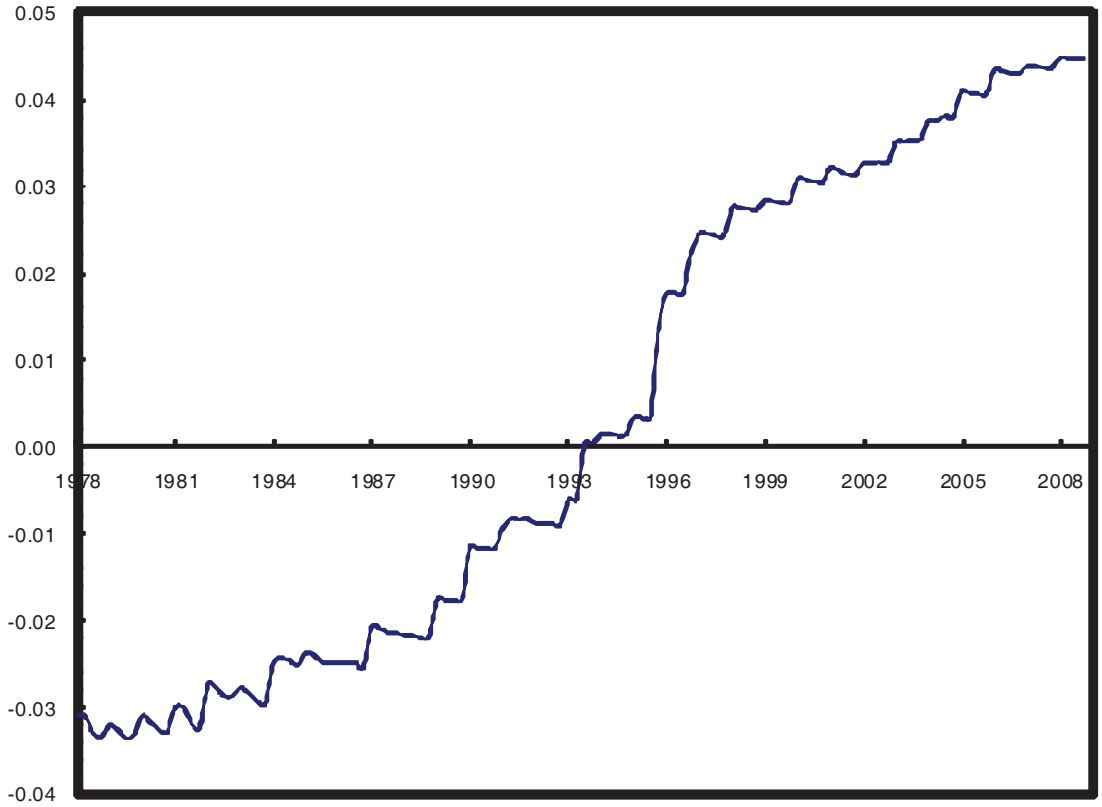
Dans la théorie de la réforme fiscale, on distingue différentes notions de progressivité. La progressivité moyenne, marginale, résiduelle et effective. L'indice de progressivité résiduelle -RP-(Padao-Schioppa [1990], Giacomo Cornéo [1994]), et l'indice de progressivité effective -LP- sont souvent utilisées pour procéder à l'évaluation du degré de progressivité des cotisations sociales. Nous allons mesurer ici l'indice de progressivité effective des cotisations obligatoires sur les salaires (L'Horty et alii [1994], cf. annexe 4). Il s'agit d'évaluer la valeur de l'expression suivante : $LP = 1 - RP = \frac{t_m - t_M}{1 - t_M}$, t_m et t_M respectivement le taux marginal moyen et le taux moyen global (cf. Annexe 4), en retenant la distribution effective des salaires ou en supposant par exemple que le « *nombre de salariés par dixième de SMIC* » reste quasi stable (CSERC [1996], Insee-DADS [1995], Philippon [1999]). La première option est celle qui est retenue ici.

L'indice synthétique de progressivité globale effective indique que le système des prélèvements est progressif s'il est positif, proportionnel s'il est nul, dégressif s'il est négatif.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 10

Vers une plus grande progressivité globale effective des cotisations sociales.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

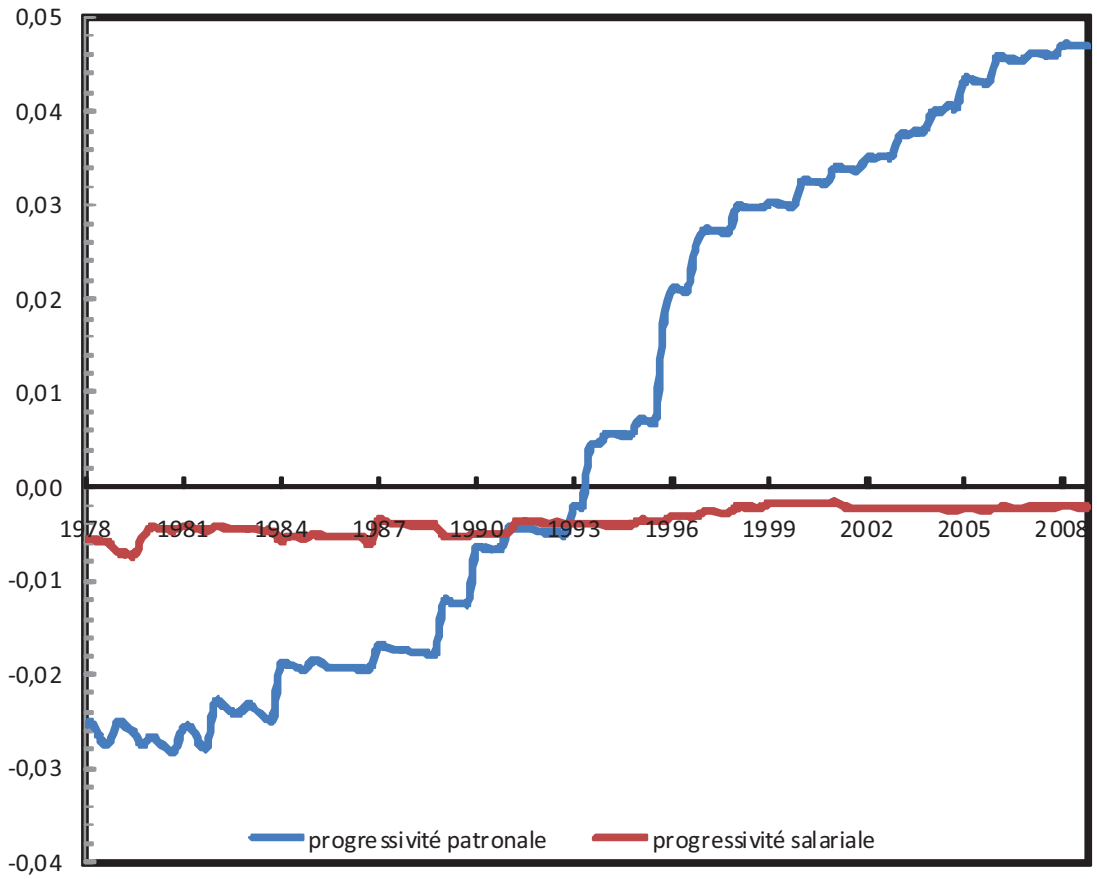
Les cotisations sont nettement dégressives durant les années 80, elles le sont de moins en moins à la fin des années quatre-vingt-dix. Cela s'explique par le mouvement de déplafonnement des assiettes de cotisations, et de relèvement des taux supérieurs de cotisations (cf. supra). Ce mouvement continu de prélèvement social accru sur les salaires supérieurs, et les allégements de charges sociales sur les bas salaires depuis 1993 rendent les cotisations sociales progressives. Car on prélève moins les bas salaires, rémunération inférieure aux deux-tiers du salaire médian, et plus les hauts et moyens salaires (cf. supra). Il s'agit du phénomène de reprofilage des taux de cotisations qui fait supporter aux hauts et moyens salaires le fardeau de la hausse du coin social.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2.3.3. L'indice de progressivité des cotisations sociales patronales et salariales.

Graphique 11

L'indice de progressivité des cotisations patronales et salariales.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

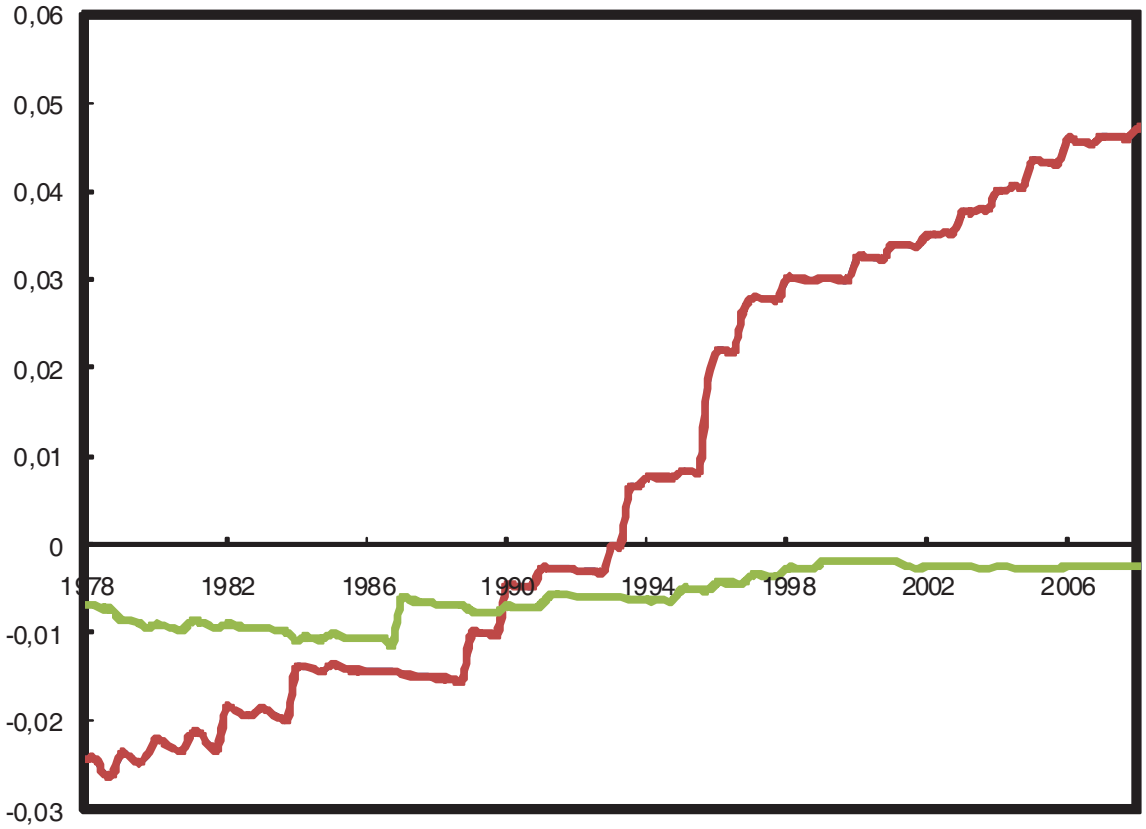
Les cotisations sociales salariales sont dégressives sur toute la période 1978-2008. Alors que les cotisations patronales nettement plus dégressives que les cotisations salariales durant les années soixante-dix et quatre-vingt, sont devenues progressives depuis le début des années quatre-vingt-dix.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2.3.4. L'indice de progressivité des cotisations contributives et redistributives

Graphique 12

L'indice de progressivité des cotisations sociales contributives et redistributives.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

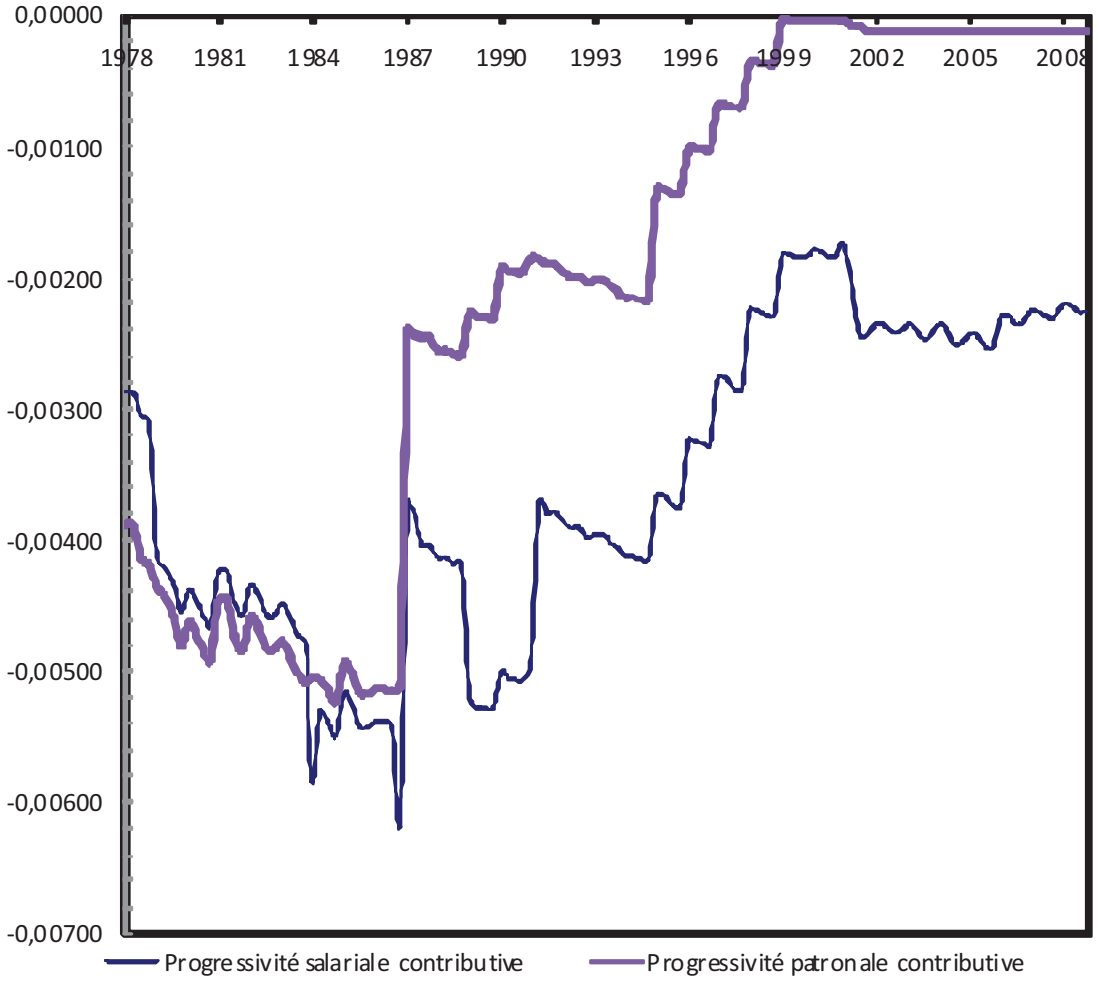
Les cotisations contributives sont restées dégressives sur toute la période 1978-2008. Par contre, les cotisations sociales redistributives nettement dégressives durant les années soixante-dix et quatre-vingt, sont devenues progressives depuis le début des années quatre-vingt-dix.

Pour compléter la description de la progressivité des cotisations et mieux cerner la contribution des unes et des autres dans l'évolution de la progressivité globale, nous allons retracer la progressivité des cotisations salariales et patronales contributives et redistributives (cf. graphiques 13 et 14).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 13

La progressivité des cotisations salariales et patronales contributives.

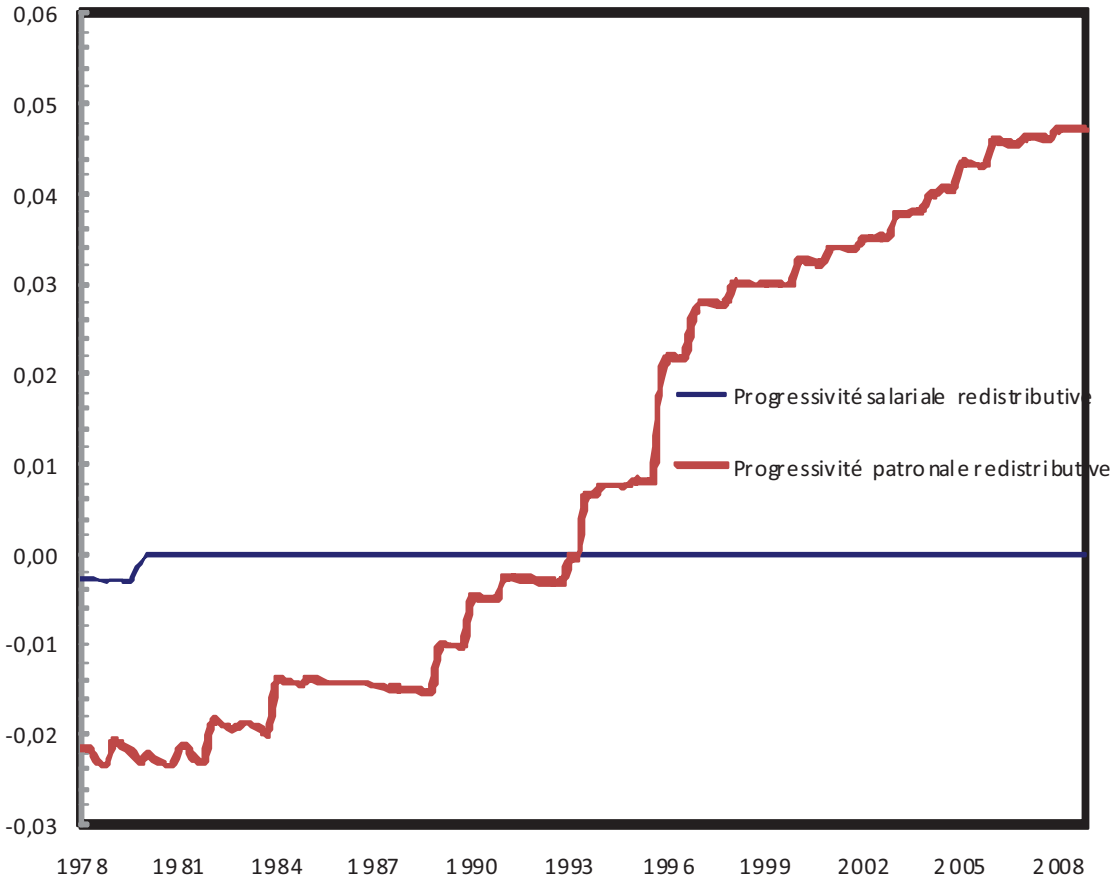


Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 14

La progressivité des cotisations salariales et patronales redistributives.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

Ces deux graphiques montrent que les cotisations salariales et contributives ont contribué à la moindre dégressivité globale des cotisations. Mais leur contribution, à l'instar de celle des cotisations salariales redistributives quasi-proportionnelles, est nettement moins importante que celle des cotisations patronales et redistributives. La progressivité des cotisations patronales et redistributives en effet imprime à la courbe de la progressivité globale son allure.

Enfin, il importe de souligner que la problématique de la progressivité des cotisations, telle que son impact sur les salaires, ne doit pas être confondue à celle de l'efficacité redistributive du système social. Celle-ci nécessite la prise en compte de l'effort de participation du salarié, de son niveau de revenu et de la valeur des prestations qu'il reçoit du système social (cf. encadré suivant).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Encadré 10

La nature du système des prélèvements et la question de l'efficacité redistributive du système social.

La redistribution consiste à corriger, au nom de la justice sociale[98], au moyen de prélèvements et de transferts toute forme d'inégalité sociale entre les membres d'une même communauté. Elle se décline principalement sous deux vocables. On parle de *redistribution directe* lorsque le but est de modifier la distribution primaire des revenus d'activité en procédant à des prélèvements lors du processus de production (cas des cotisations sociales). On parle de *redistribution fiscale* quand on modifie de manière *ex post* la répartition des revenus (travail et capital), et des dotations en ressources (patrimoine) par le biais de taxes et impôts (Piketty [1997]).

Généralement on accorde à la progressivité d'un prélèvement une vocation solidaire et redistributive. Par contre, un prélèvement de nature dégressive est perçu comme contributif et destiné à une couverture purement individuelle. Or, la progressivité ou la dégressivité d'un prélèvement social ne présume en rien de son caractère redistributif. Pour illustrer ce propos, on retiendra deux cas : un système de prestations forfaitaires à cotisations fixes ou à taux unique de prélèvement, et un système proportionnel d'assurance où les prestations sont fixées selon la contribution du salarié cotisant.

1. Quand la dégressivité renforce la solidarité : quelques exemples.

Prenons d'abord le cas d'un système de prestations forfaitaires dans lequel chaque cotisant s'acquitte d'une somme fixe indépendante de son niveau de revenu. Dans un tel cas de figure, le taux marginal des prélèvements est nul. Les taux moyens de cotisations des hauts revenus sont plus faibles que ceux des bas revenus. Un tel système est fortement dégressif. C'est en réalité le système d'assurance collective le plus dégressif qui soit. Et pourtant, ce mode de prélèvements et de transferts est fondé sur le principe de solidarité : on parle de *redistribution horizontale* sans distinction de revenus des bénéficiaires (cas des clubs ou associations).

[98]L'idée que l'on se fait de la justice sociale ne fait plus l'objet d'une quelconque controverse. Il est en effet unanimement accepté qu'il existe des « *inégalités légitimes ou bienfaisantes* » résultant souvent des libertés individuelles fondamentales. L'égalité s'avère injuste lorsque les besoins et les contributions productives individuels diffèrent. Il convient alors de faire appel au principe du « *maximin*» développé dans les théories modernes de la justice sociale (Serge-Christophe Kolm (1971), *Justice et équité*, éditions du CNRS, Paris ; John Rawls (1972), *A theory of justice*, Oxford University Press). Selon ce principe, une « *société juste doit maximiser les opportunités et conditions minimales de vie offertes par le système social (…)* » sous la condition d'égalité des chances, et sans aucune forme d'égalitarisme (Piketty [1997], p. 4). Il s'agit de privilégier la notion d'équité dont les critères sont plus conciliables aux exigences concrètes de la réalité économique et sociale.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Prenons maintenant le cas d'un système de prestations forfaitaires à taux unique de prélèvement dans lequel les cotisations augmentent naturellement avec le niveau de salaire. Dans un tel système d'assurances sociales l'apport ou le gain net au profit des hauts salaires, calculé à partir du différentiel entre la prestation et la cotisation rapporté au revenu, est *a priori* inférieur à celui des bas salaires. Cet exemple renvoie au système d'assurance maladie qui est donc solidaire car le montant des cotisations augmente avec les salaires, l'assiette étant déplafonnée, et « qu'une *grosse part des prestations perçues reste forfaitaire* » (L'Horty et alii [1994], p. 101).

2. Quand la progressivité est nécessaire pour plus de solidarité.

Un prélèvement proportionnel est retenu sur les salaires durant la vie active pour garantir une pension de retraite proportionnelle aux revenus d'activité du salarié. Présenté sous cet angle, le bilan redistributif de l'assurance vieillesse est neutre. Or, selon Piketty l'inégalité fondamentale face à la retraite, c'est l'inégalité des espérances de vie. Il avance à ce propos que « *les bas salaires ont en général des espérances de vie sensiblement plus faibles que les hauts salaires, si bien qu'ils touchent leur retraite pendant une période sensiblement courte* » (Piketty [1997], p. 113). En mobilisant les résultats proposés dans les principales études disponibles portant sur le système de retraite français, il montre que « *les retraites opèrent une redistribution à l'envers* ». L'exemple le plus marquant qu'il propose est le résultat de Chassard et Concialdi qui constatent que « *pour un franc de cotisations versées pendant la vie active, les cadres supérieurs touchent pendant leur retraite une pension totale qui est de plus de 50 % plus élevée que celle touchée par les ouvriers* » (Chassard et Concialdi (1989), p. 76). "*La cotisation retraite des ouvriers servirait en moyenne, pour une partie importante, à financer la pension des cadres supérieurs !*" Ce mécanisme opère *une redistribution des bas revenus vers les hauts salaires*. Dans ce cas, seule une plus grande progressivité des taux de prélèvements retraite serait souhaitable pour des raisons d'équité sociale[99].

[99] L'idée fondatrice du modèle français de redistribution repose sur le principe suivant : « …*réserver les transferts sociaux à ceux qui n'ont aucun revenu d'activité et en exclure les bas salaires est la façon la moins coûteuse, au moins en apparence, de lutter contre la pauvreté, et c'est cette logique qui a prévalu partout au moment de la mise en place de tels systèmes* » (Piketty [1997], p. 101). Ainsi, « (…) *la redistribution contemporaine n'opère aucune redistribution monétaire significative entre actifs. Le prélèvement sur les actifs est globalement proportionnel, les transferts entre actifs sont faibles, si bien que les écarts de revenus disponibles entre actifs sont très proches des écarts de salaires versés par les employeurs…* » (Piketty [1997], p. 109). Une telle situation confirme les « *dangers du mythe de la société assurantielle* », théorisés par Pierre Rosanvallon (1995), où l'on considère que tous les citoyens sont confrontés aux mêmes « risques ». Ces risques sont couverts de manière collective sans se préoccuper des besoins concrets des uns et des autres, et de la manière dont les dépenses sociales profitent aux bas revenus et aux hauts revenus.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2. Les causes ou facteurs explicatifs de la croissance du coin social global.

Le coin social global obligatoire a connu entre 1978 et 2008 une croissance continue au rythme annuel moyen de 1,3 %, soit une croissance de près de 50 % sur la période. Cette forte croissance des cotisations sociales est le fruit de la conjugaison des nombreuses décisions en termes de couverture sociale entérinées par les partenaires sociaux.

Le premier propos sera de mesurer l'impact de ces décisions dans l'évolution du coin social suivant les types d'assurances sociales qu'elles permettent de financer. Il s'agira de déterminer les facteurs explicatifs de la croissance du coin social global en mesurant la teneur contributive ou redistributive de ces décisions indiquant l'orientation en matière d'assurance sociale la plus privilégiée durant les trente dernières années (2.1).

Le second propos consistera à mesurer la part de la facture sociale supportée respectivement par les salariés et les employeurs. Il s'agira de déterminer la quote-part dans l'évolution du coin global des cotisations salariales et patronales (2.2).

La question essentielle que l'on se pose dans la troisième section (2.3) est de savoir sous l'influence de quelles causes, les cotisations sociales obligatoires sur les salaires ont évolué en France entre 1978 et 2008. Pour apporter les éléments de réponse précis, on tentera de déterminer d'abord l'évolution des taux de cotisations contributives et redistributives (2.3.1) ; puis on calculera leurs quotes-parts respectives dans la croissance du coin social global (2.3.2).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2.1. Vers un système de prélèvement social de plus en plus contributif : la forte croissance relative des cotisations d'assurance sociale individualisée.

Les séries des taux de cotisations sociales effectives par niveau de salaire, entre 1978 et 2008, seront passées au crible pour indiquer leurs structures en termes de prélèvement contributif et redistributif. Cela nous permet dans un premier temps de déterminer les taux effectifs des cotisations contributives et redistributives par niveau de salaire, et d'en déduire les taux moyens pondérés contributif et redistributif.

Les parts des cotisations sociales contributives et redistributives dans le total des cotisations, exprimées en euros courants, au niveau du SMIC ont, sur la période 1978-2008, respectivement augmenté de 128 % et baissé de 70 %.

Au niveau du premier décile, la part des cotisations sociales contributives a été multipliée par deux sur toute la période, et celle des cotisations redistributives a baissé de 55 %.

La part des cotisations sociales contributives au niveau du salaire médian a augmenté entre 1978 et 2008 de 38 %, contre une baisse de celle des cotisations redistributives de 21 %.

La part des cotisations sociales contributives a augmenté au niveau du salaire moyen de 37 % contre une baisse de celle des cotisations redistributives de 21 %.

La part des cotisations sociales contributives au niveau du neuvième décile a augmenté entre 1978 et 2008 de 24 % contre une baisse de celle des cotisations redistributives d'environ 16 %.

La part des cotisations sociales contributives au niveau de sept fois le SMIC a augmenté entre 1978 et 2008 de 18 %, contre une baisse de 13 % des cotisations redistributives.

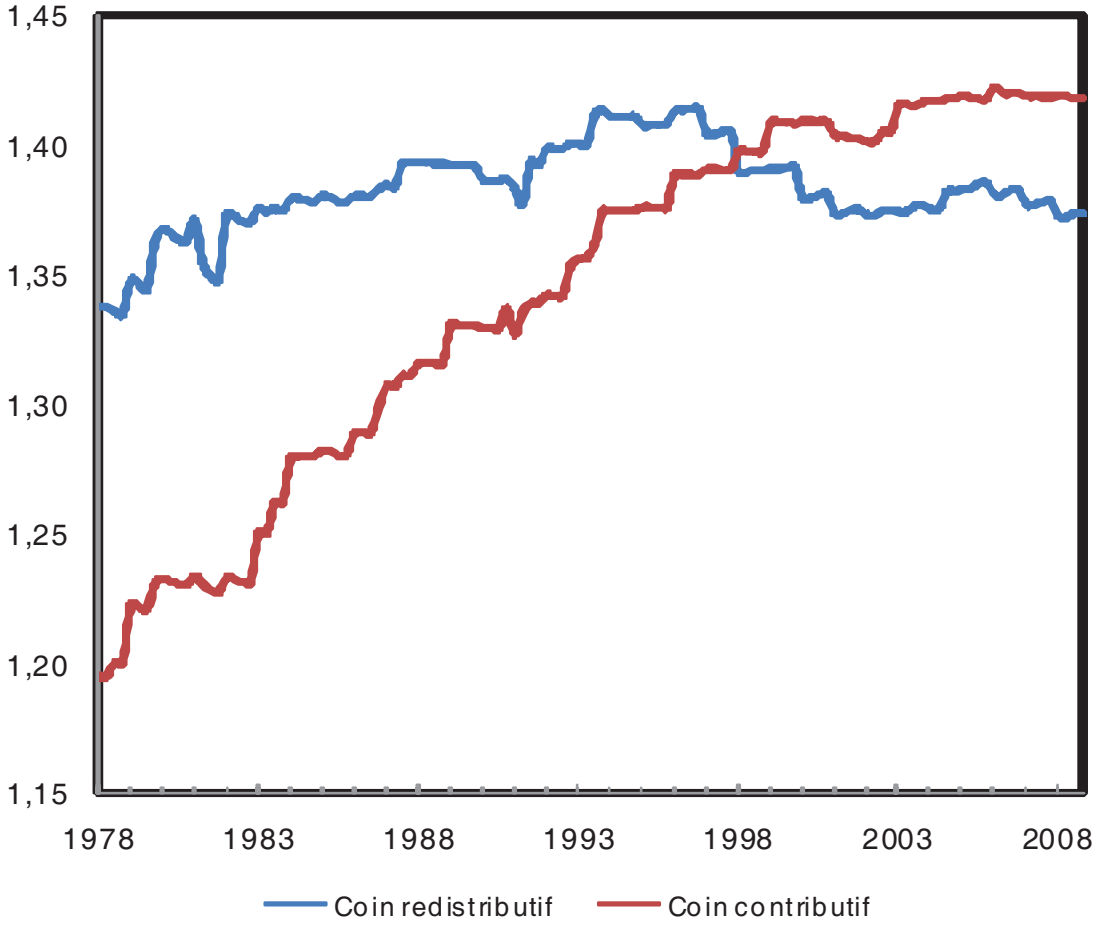
Quel que soit le niveau de salaire, on remarque que la part des cotisations contributives a augmenté plus vite que celle des cotisations redistributives.

Le graphique suivant indiquant l'évolution du coin social moyen contributif et redistributif confirme au niveau global cette tendance. Il montre aisément que la croissance des cotisations contributives (121 %) est nettement plus forte que celle des cotisations redistributives (8,8 %).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 15

L'évolution des cotisations contributives et redistributives : la logique d'assurance sociale individualisée de plus en plus favorisée.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2.2. Les contributions à la hausse du coin social des cotisations redistributives et contributives : la prépondérance des cotisations contributives d'assurance sociale individualisée.

Les cotisations contributives représentent en moyenne 47 % du total du coin social global, en progression continue, alors qu'elles ne pesaient que 36 % en 1978. Les cotisations contributives ont en effet crû de 114 %. Elles expliquent, à elles seules, 86 % de la hausse du coin social global (cf. tableau suivant).

Tableau 14

La quote-part contributive et redistributive dans la hausse du coin social global (1978-2008).

	Taux de croissance globale	Contribution à la hausse	Quote-part en pourcentage
Cotisations contributives d'assurance sociale individualisée	114,34%	41,88%	86,04%
Cotisations sociales redistributives de solidarité	10,72%	6,79%	13,96%
Coin social	48,67%	48,67%	100%

Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

.

La croissance du coin social global au cours de ces trente dernières années se justifie par la prise en charge prioritaire des couvertures sociales individualisées telles que le chômage et la retraite.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2.3. Qui ''supporte'' plus le fardeau de la hausse du coin social : les employeurs ou les salariés ?

Le jeu de rôle ou « méta-jeu » entre les représentants des employeurs et les syndicats de travailleurs lors de la naissance d'une nouvelle cotisation ou la hausse d'un taux de cotisation sociale est bien connu. Les syndicats souhaitent que la répartition de la charge sociale entre part salariale et part patronale se fasse en leur faveur avec un taux salarial plus faible. La raison avancée est que les syndicats préparent ainsi le second round des négociations portant sur les salaires, car une hausse de la part salariale conduirait les salariés membres à exiger de leurs dirigeants une hausse de leurs salaires (Bichot [1991]). A l'aune de ces considérations, il est intéressant de suivre l'évolution des taux de cotisations patronales et salariales, et surtout d'évaluer leurs quotes-parts respectives dans la hausse du coin social.

2.3.1. L'évolution de la pression sociale salariale et patronale : les salariés de plus en plus prélevés.

Les séries des taux de cotisations sociales effectives par niveau de salaire seront passées au crible pour indiquer leurs structures en termes de prélèvement salarial et patronal. Cela nous permet dans un premier temps de déterminer les taux effectifs des cotisations salariales et patronales par niveau de salaire, et d'en déduire les taux salarial et patronal moyens pondérés.

Au niveau du SMIC, les parts des cotisations patronales et salariales ont respectivement baissé de 42 % et crû de 168 %.

Au niveau du premier décile, les parts des cotisations salariales et patronales ont respectivement crû de 135 %, et baissé de 33 %.

La part des cotisations salariales au niveau du salaire médian a crû de 62 % alors que celle des cotisations patronales a baissé de 16 %.

La part des cotisations salariales au niveau du salaire moyen a crû de 56 % alors que celle des cotisations patronales a baissé de 14 %.

La part des cotisations salariales au niveau de sept fois le SMIC a quant à elle crû de 46 % alors que celle des cotisations patronales a baissé de 12 %.

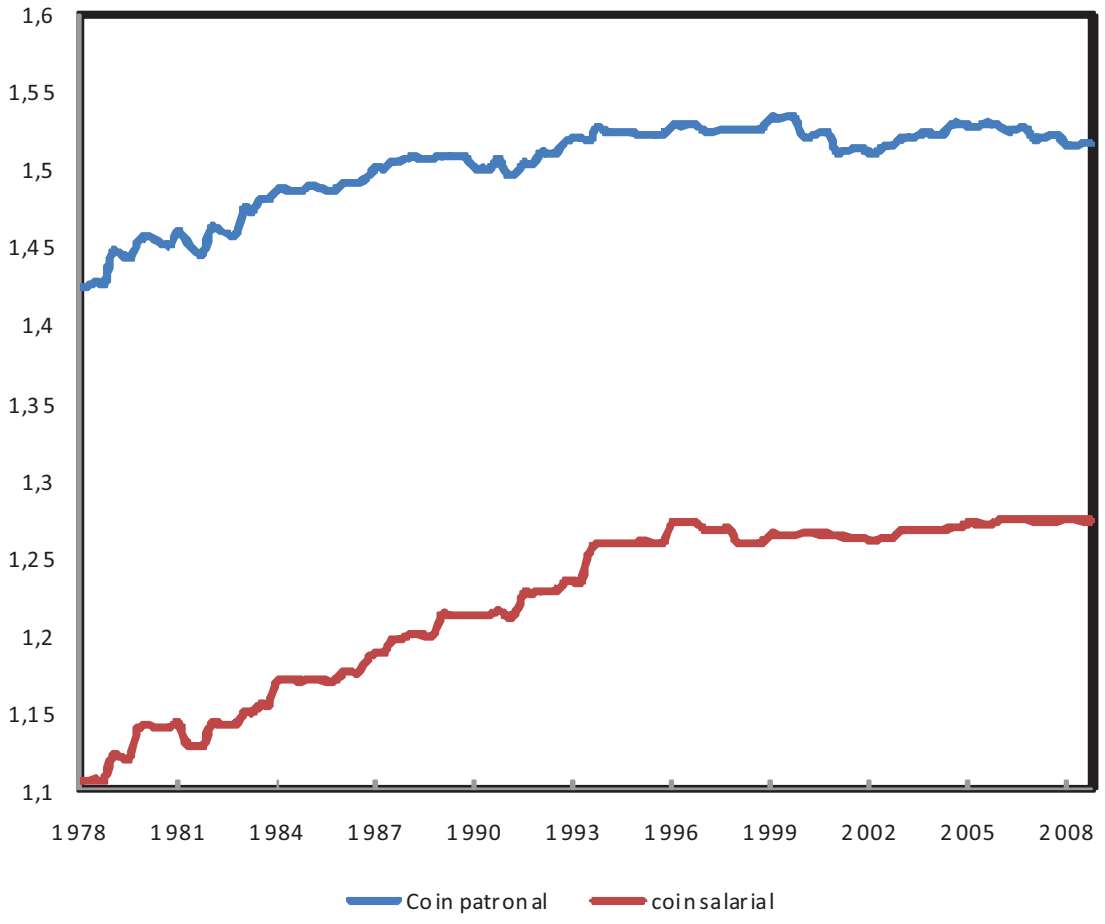
Quel que soit le niveau de salaire, la part des cotisations patronales, encore

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

prépondérante, a baissé alors que celle des cotisations salariales n'a cessé de croître. Ce constat est naturellement confirmé par l'évolution du coin moyen patronal et salarial (cf. graphique suivant).

Graphique 16

Le coin social patronal et salarial : niveau et évolution.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

On observe que le coin moyen patronal est nettement supérieur au coin moyen salarial mais il évolue moins vite que ce dernier (22 % contre 157 %).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2.3.2. La quote-part respective dans la hausse du coin social global des employeurs et des salariés : le poids social prépondérant supporté par les salariés.

Tableau 15

La répartition du poids de la hausse du coin social global sur les employeurs et les salariés (1978-2008).

	Taux de croissance globale	Contribution à la hausse	Quote-part en pourcentage
Cotisations salariales	156,81%	31,42%	64,55%
Cotisations patronales	21,58%	17,25%	35,45%
Coin social	48,67%	48,67%	100%

Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

Les cotisations patronales représentent 80 % du poids du coin social global en 1978 et 65 % en 2008. Mais en termes de contribution à la hausse du coin global, les cotisations salariales expliquent 65 % de l'accroissement observé soit une quote-part de 31,42%. Cela résulte de la fulgurance de la croissance des cotisations salariales (157 %) contrastant avec la hausse moins importante des cotisations patronales (22 %).

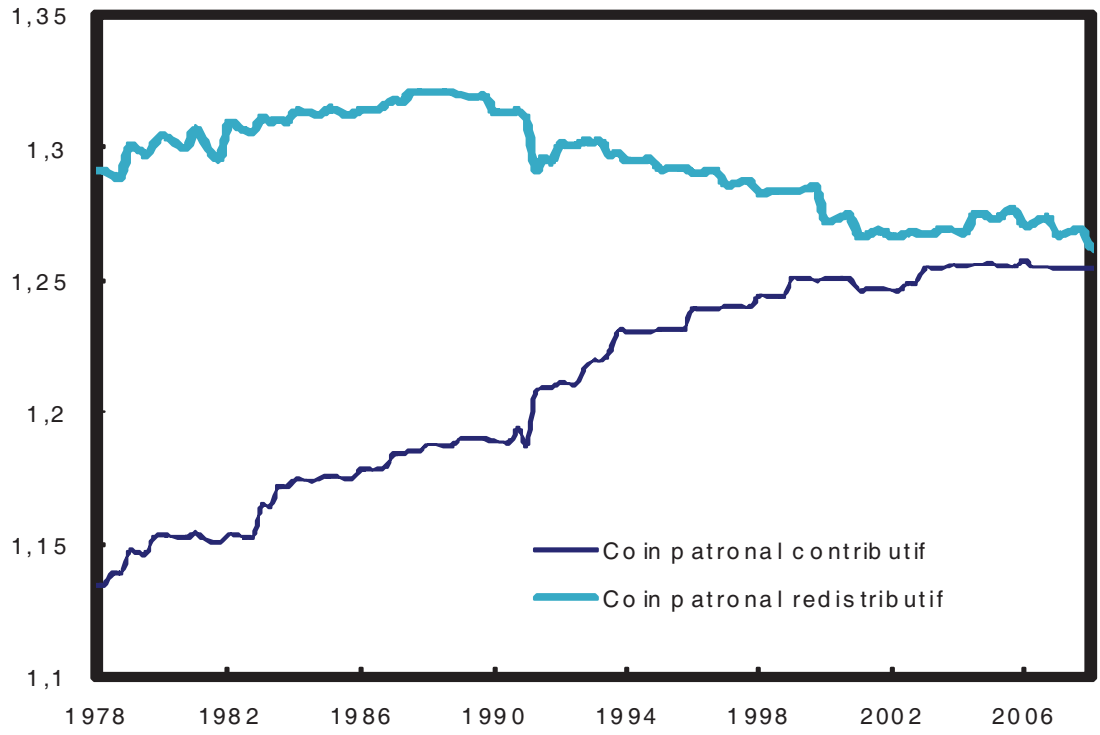
Il apparaît clairement que les salariés ont été plus sollicités pour financer la facture sociale grandissante des trente dernières années. Ce constat doit cependant être nuancé car les employeurs sont ceux qui supportent le taux de prélèvement le plus élevé.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Pour conclure, on va revenir sur le caractère de plus en plus contributif des cotisations sociales en retraçant l'évolution des cotisations patronales et salariales selon leur nature économique (cf. les deux graphiques 17 et 18).

Graphique 17

Le coin patronal contributif et redistributif.



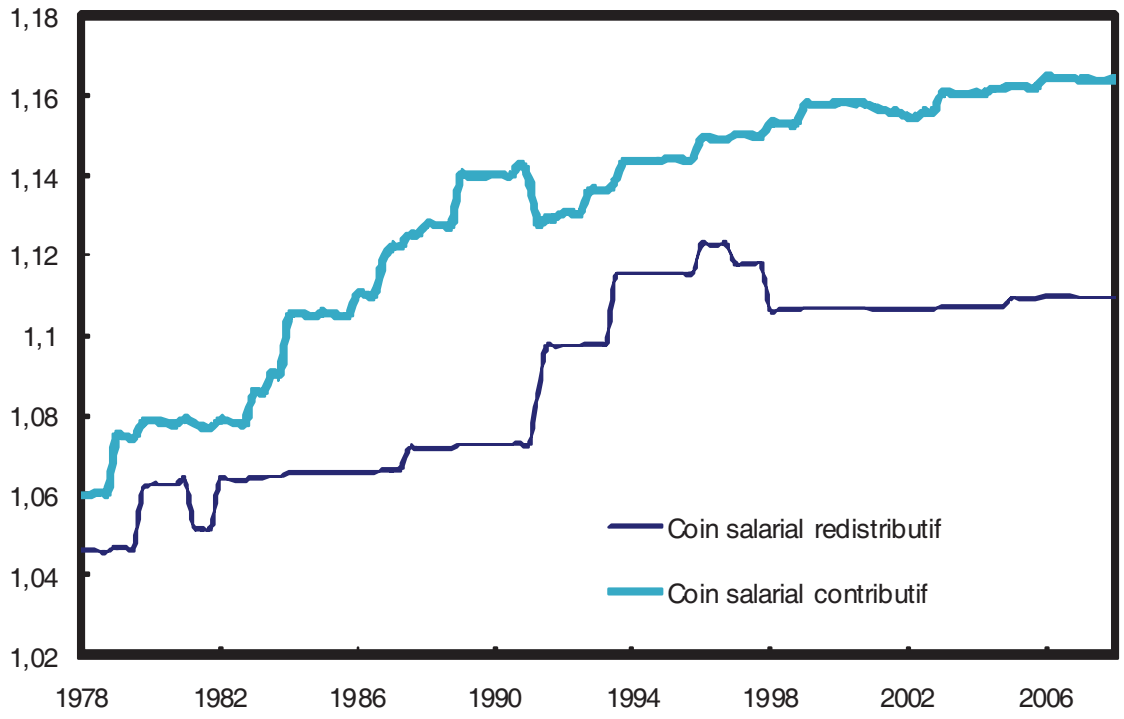
Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

Les cotisations patronales contributives ont en effet augmenté de 92 % alors que celles dites redistributives ont baissé de 10 %. Toutefois, les cotisations patronales redistributives représentent 41 % du coin global, sur toute la période, et que les cotisations patronales contributives ne pèsent en moyenne que 29 % du coin global moyen. Actuellement, le poids des cotisations patronales redistributives et celui des cotisations patronales contributives sont quasi identiques.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 18

Le coin salarial contributif et redistributif.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

Sur toute la période, les cotisations salariales contributives ont augmenté plus vite (166 %) que celles dites redistributives (120%). Les cotisations salariales sont nettement plus contributives. Les cotisations salariales contributives pèsent en moyenne 18 % du coin global moyen, alors que les cotisations salariales redistributives représentent 12 % du coin global.

On constate que les cotisations patronales et salariales deviennent de plus en plus contributives. On retrouve les deux constats majeurs en matière de prélèvement social : la prépondérance des cotisations patronales (70% du coin total en moyenne), et la progression fulgurante des cotisations salariales (158 %). Ainsi, si les salariés ont été les plus sollicités pour répondre à la croissance du coin social global, les employeurs restent tout de même les plus prélevés.

Il nous semble important à ce stade de la description de revenir sur les changements particuliers qui ont été apportés au bas de l'échelle salariale à travers les allégements de charges sociales. Et de discuter les causes et conséquences de ces mesures sur le coût du travail.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

3. L'étude des principales mesures d'allégement de charges sociales : les dispositifs, les profils et la distribution des exonérations.

Compte tenu du rang de premier choix que les mesures de réduction de charges sociales occupent dans le cadre des politiques publiques d'abaissement du coût du travail et de relance de l'emploi en France, nous allons procéder à une étude approfondie des dispositifs de réduction de cotisations sociales, hors emplois aidés et autres dispositifs spécifiques, qui en constituent le pilier (cf. Annexe 2). Notre travail ici s'articulera autour de la série de questions suivantes :

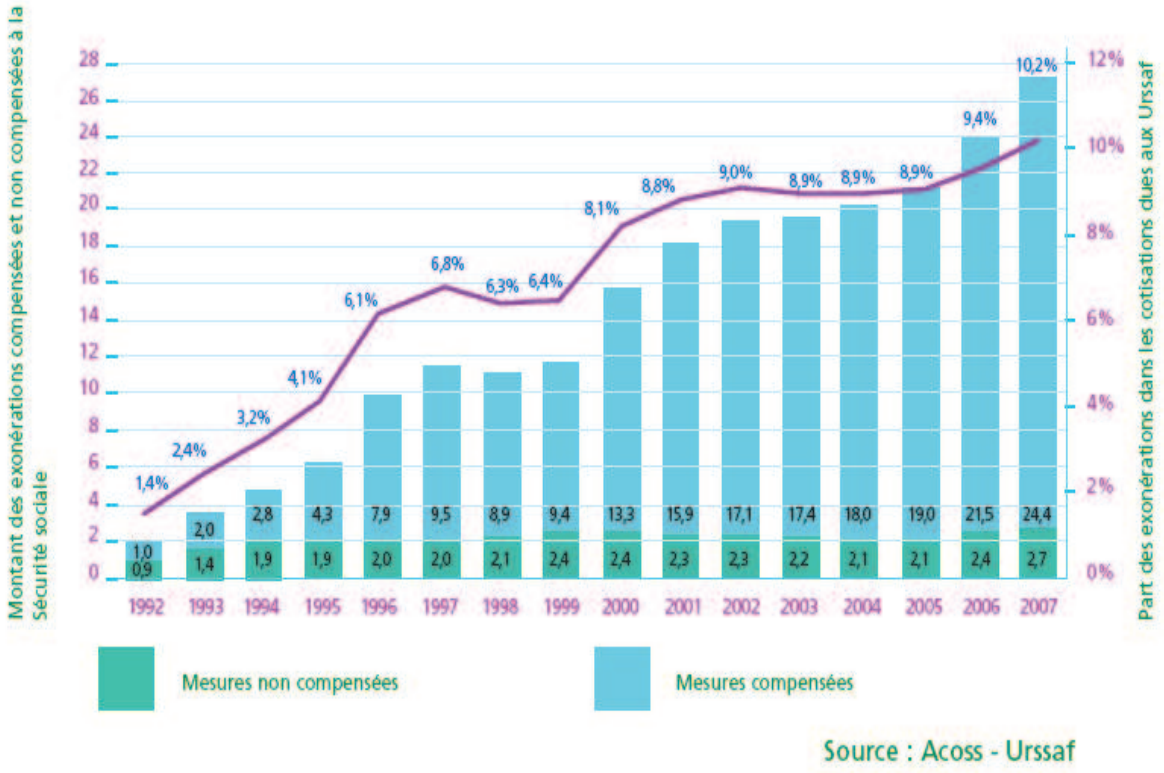
- Quelle est la teneur des dispositifs d'allégement de charges sociales sur les bas salaires ? (3.1)
- Quels sont les profils des principaux dispositifs de réduction de cotisations ? (3.2)
- Que nous révèle l'étude des effets "trappes à bas salaires" de ces mesures ? (3.3)
- Comment ces réductions de cotisations sociales ont été attribuées selon les secteurs d'activité et les différentes régions ? (3.4).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.1. Les principaux dispositifs de réduction des charges sociales.

Graphique 19

Le montant des exonérations de cotisations sociales (en milliards d'euros).



3.1.1. Les réductions de cotisations sur les bas salaires (RBS).

Les dispositifs d'allégement généralisé des charges sociales sur les bas salaires couvrent les employeurs du secteur privé et semi-public assujettis au régime d'assurance chômage[100]. Il existe quatre principaux dispositifs de réduction de charges sociales sur les "bas salaires" en France[101].

---

[100] Les établissements publics industriels et commerciaux et les sociétés d'économie mixte sont concernés. Les employeurs suivants sont cependant exclus des mesures de réduction de charges sociales :
- l'État, les collectivités territoriales, les établissements publics à caractère administratif ;
- les employeurs affiliés à des régimes spéciaux de Sécurité sociale dans leur quasi-totalité ;
- les employeurs de main d'œuvre domestique.

[101] La France est le premier pays en Europe qui a mis en place un dispositif d'allégement généralisé des charges sociales sur les bas salaires. Le dispositif français reste de loin le plus important en

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

- **Les premiers allégements de charges sociales patronales généralisés : la réduction des cotisations d'allocations familiales (loi du 27 juillet 1993).**

Les baisses de cotisations d'allocations familiales ont été introduites par la loi du 27 juillet 1993 du gouvernement de Balladur. Elles ont été confirmées par la loi quinquennale sur l'emploi et la formation professionnelle du 20 décembre 1993 qui envisageait son extension. Ce premier dispositif d'allégement de charges sociales patronales, inspiré du rapport du Groupe Emploi présidé par Bernard Brunhes en 1993 dans le cadre des travaux préparatoires du XI ^{e} plan, porte globalement sur les salaires mensuels inférieurs ou égaux à 1,2 SMIC. Pour les salaires mensuels inférieurs à 1,1 SMIC, l'employeur bénéficie d'une exonération totale de cotisations d'allocations familiales (aucun versement, soit 5,4 points du salaire brut au niveau du SMIC). Pour les salaires mensuels compris entre 1,1 SMIC et 1,2 SMIC, l'employeur obtient une exonération partielle de cotisations d'allocations familiales (versement réduit de moitié, soit 2,7 points du salaire brut). Le relèvement progressif de ces seuils d'exonération est prévu dans la loi quinquennale sur l'emploi et la formation professionnelle, qui envisage à cet effet de repousser à la fois le seuil d'exonération totale jusqu'à hauteur de 1,5 SMIC, et le seuil d'exonération partielle au niveau de 1,6 SMIC. Et ce, sur une période de cinq ans à hauteur de 10 % par an environ. Concrètement, les autorités publiques procèderont à un décalage des seuils d'exonération en janvier 1995. Ces derniers passent pour des raisons de contrainte budgétaire de 1,1 à 1,2 SMIC pour l'exonération totale, et se situent entre 1,2 et 1,3 SMIC pour l'exonération partielle. Une deuxième extension de l'exonération des cotisations d'allocations familiales a été entérinée le 4 février 1995 avec la loi d'« aménagement du territoire » qui prévoit l'anticipation des seuils de 1,5 SMIC et 1,6 SMIC pour les entreprises situées en zone de revitalisation rurale.

Europe. Certes la Belgique a emboîté le pas à la France en 1993, suivi des Pays-Bas en 1996, mais la France soutient le programme en matière de réduction des charges sociales la plus ambitieuse -hors emplois aidés-. La politique française concerne en Europe le plus large public. Le système d'allégement des cotisations bas salaires français en 1999 couvrait un quart des salariés contre un cinquième des salariés belges et un sixième des salariés néerlandais (OCDE, 2000).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

- La poursuite de l'allégement des cotisations d'allocations familiales et la mise en place de la réduction dégressive des cotisations patronales d'assurance maladie (loi du 4 août 1995).

La réduction dégressive des cotisations sociales patronales sur les bas salaires, introduite par la loi du 4 août 1995 à compter du premier septembre, s'ajoute au dispositif existant. Cette ristourne permet un abattement de 800 F de cotisations patronales de Sécurité sociale au niveau du SMIC, lequel baisse progressivement pour s'annuler à hauteur de 1,2 SMIC. Cette réduction est admise de façon à réduire l'effet sur le coût du travail de la hausse du SMIC du premier juillet 1995. Elle s'identifie à l'exonération de cotisations d'allocations familiales par le fait qu'elle est proratisée pour les salariés à temps partiel. Elle admet le cumul avec l'exonération des charges sociales en faveur du temps partiel existant depuis 1992.

Le cumul de la réduction avec l'exonération de cotisations d'allocations familiales ouvre droit à un abattement total égal au niveau du SMIC à 18,2 % du salaire brut, dont 12,8 % au titre de la réduction d'assurance maladie employeurs et 5,4 % au nom de l'exonération de cotisations d'allocations familiales.

- La ristourne dégressive : la fusion temporaire de la réduction bas salaires et de l'exonération de cotisations d'allocations familiales (loi de finances pour 1996).

La réduction dégressive des cotisations patronales de Sécurité sociale sur les bas salaires et l'exonération de cotisations d'allocations familiales sont fusionnées du 1er octobre 1996 au 31 décembre 1997 en une ristourne dégressive dite ''Ristourne Juppé''. Ce nouvel allégement est applicable aux salaires inférieurs à 1,33 fois le SMIC. Il est mis en œuvre pour l'ensemble des cotisations patronales d'assurances sociales, telles que les cotisations maladie, maternité, invalidité, décès, accidents du travail et allocations familiales. Son montant maximal de 1137 F, atteint au niveau du SMIC, est l'équivalent des cotisations employeurs au titre de l'assurance maladie et des allocations familiales soit 18,2 % du salaire brut au SMIC.

La ''Ristourne Juppé'' n'est pas proratisée à la durée du temps de travail. Elle risque alors de favoriser le développement du temps partiel. Cette fusion est cependant temporaire puisque la loi de finances 1996 prévoit qu'au-delà de 1997, l'exonération

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

de cotisations d'allocations familiales, établie par la loi quinquennale de 1993, soit réintroduite suivant un calendrier décalé (seuil de 1,5 SMIC en 2000) ; et que la réduction dégressive, définie par la loi du 4 août 1995, soit rétablie.

- La pérennisation de la fusion réduction bas salaires et exonération de cotisations d'allocations familiales : la ristourne unique dégressive (loi de finances 1998).

La loi de finances pour 1998 pérennise la fusion de la réduction sur les bas salaires et de l'exonération de cotisations d'allocations familiales sous la forme d'une réduction unique dégressive. Les changements réalisés après le premier janvier 1998 ont plutôt porté sur la réduction du seuil d'exonération de la ristourne dégressive, passé à 1,3 SMIC au lieu de 1,33 SMIC, et la proratisation de l'abattement pour le travail à temps partiel. Les exonérations de cotisations sociales bas salaires sont majorées pour certaines catégories d'entreprises telles que les nouvelles entreprises, les entreprises en zone de revitalisation rurale, les exploitants agricoles.

3.1.2. Les autres types de réduction de charges sociales non spécifiquement ciblés sur les bas salaires.

Les mesures concernées ici sont celles liées à l'abattement temps partiel et à l'incitation et la réduction du temps de travail. La question que l'on se pose est de savoir si ces mesures sont cumulables ou non avec les baisses de cotisations sur les bas salaires.

- L'abattement de cotisations pour les emplois à temps partiel et la réduction bas salaires généralisée.

L'abattement de cotisations sociales (assurance maladie, maternité invalidité, vieillesse, accidents du travail et allocations familiales) en cas d'embauche de salariés à mi-temps est le dispositif public d'incitation à la création d'emplois à temps partiel plus important. Ce dispositif, créé par la loi du 31 décembre 1992, préconise un abattement de 30 % de cotisations sociales pour toute création d'un emploi salarié –hors travail domestique et VRP- dont la durée hebdomadaire est comprise

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

entre 19 heures et 30 heures[102]. Il comporte un volet défensif car l'abattement temps partiel est également applicable en cas de transformation d'un emploi à durée indéterminée à temps complet, en emplois à temps partiel à durée indéterminée pour le même volume global d'heures de travail. Il est maintenu durant toute la durée du contrat. Seules les entreprises n'ayant pas procédé à un licenciement économique sur les six mois précédents peuvent bénéficier de cette réduction sans accord préalable de la direction départementale de l'emploi et de la formation professionnelle. La loi de 1992 permettait le cumul de la disposition abattement temps partiel avec les autres dispositifs d'incitation au temps partiel tels que l'« aide au passage à mi-temps » initiée en septembre 1989 intitulée « aide à temps partiel » dans la loi quinquennale de 1993. L'abattement est fixé à 50 % en janvier 1993. La loi quinquennale permet aussi de cumuler la réduction bas salaires et l'abattement temps partiel. Elle renforce les efforts incitatifs engagés en matière de soutien du temps partiel en élargissant la plage horaire hebdomadaire comprise entre 16 et 32 heures ; en cumulant l'abattement avec la « convention de préretraite progressive » du 31 décembre 1992 ; en annualisant le temps partiel pour un nombre d'heures compris entre 708 et 1415 par an. Mais ces mesures ont été très rapidement remises en cause par le retour à 30 % d'exonération de cotisations pour l'emploi d'un salarié à temps partiel dès le mois d'avril 1994 ; par la « proratisation avec plafonnement » du cumul réduction bas salaires et abattement temps partiel imposée entre septembre 1995 et septembre 1996 ; par l'annulation du cumul avec les préretraites progressives au premier janvier 1997 ; par le relèvement du plancher à 18 heures et le durcissement des conditions d'octroi d'abattement en 1998 imposé par la ''loi Aubry I'', qui introduit plus de règles d'exception à l'embauche obligatoire compensatoire et interdit le cumul avec les aides pour la réduction du temps de travail. La déproratisation de la réduction bas salaires en cas de temps partiel introduite lors de la fusion de 1996 a été levée en janvier 1998. Le dispositif d'abattement est annulé pour les entreprises de plus de 20 salariés dès le 1er janvier 2001, et pour toutes les autres entreprises à compter du 1er janvier 2003. Mais l'ordonnance du 2 décembre 2003 a allongé la durée de l'abattement jusqu'au 1er

102 La loi organisant le temps partiel a été instituée en France le 28 janvier 1981.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

juillet 2005 et prolonge la « proratisation sans plafonnement » de janvier 98 jusqu'en juin 2003.

- L'allégement "ARTT- loi de Robien" (11 juin 1996) et les exonérations de cotisations sociales bas salaires (Ristourne Juppé).

La loi "de Robien" porte sur les dispositifs d'allégement des cotisations prévus par la loi en faveur de l'aménagement et la réduction conventionnels du temps de travail. Elle maintient, par souci de cohérence avec le caractère provisoire de la fusion des exonérations bas salaires des cotisations d'assurance maladie et d'allocations familiales, le principe du non cumul entre le 1er octobre 1996 et le 31 décembre 1996. Mais à compter du 1er janvier 1997, on autorise le cumul de l'allégement "ARTT- loi de Robien" avec les exonérations bas salaires et l'abattement temps partiel du 31 décembre 1992. La loi "de Robien" permet une réduction des cotisations sociales patronales sous forme d'abattement allant de 30 à 50 %, si l'entreprise s'engage à réduire le temps travail de ses salariés d'au moins 10 %, et à embaucher ou renoncer aux suppressions d'emplois à hauteur de 10 % de son effectif.

- L'allégement des cotisations sociales patronales RTT ("Aubry I" juin 1998) et la ristourne unique dégressive.

La loi d'orientation et d'incitation à la réduction du temps de travail du 10 juin 1998 abroge la loi "de Robien" sans pour autant annuler ses effets pour les entreprises bénéficiaires à la date d'entrée en vigueur de la loi. Ce dispositif d'allégement des charges sociales vise à réduire sur une période de cinq ans le temps de travail d'au moins 10 %, et à protéger les emplois en imposant un quota d'embauche limité à 6 %. Il concerne à la fois les bas et moyens salaires. Cet accord a amplifié les exonérations avec une baisse d'environ 20 points du coût du travail au niveau du SMIC et ont élargi la fenêtre d'exonération jusqu'à 1,8 SMIC. Cette aide incitative est non cumulable avec la ristourne unique dégressive.

- L'allégement des cotisations sociales patronales lié aux 35 heures ("Aubry II" janvier 2000), Fillon (janvier 2003) et la ristourne unique dégressive.

La loi ''Aubry II'' du 19 janvier 2000 ouvre le droit à des allégements de charges sociales à toutes les entreprises qui mettent en œuvre un accord collectif majoritaire,

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

entérinant la durée collective du travail à hauteur de 35 heures hebdomadaires ou 1600 heures annuelles au maximum, et qui envisagent dans les termes de cet accord à créer ou préserver des emplois. Mais la durée légale du travail est de 35 heures pour les salariés des entreprises de plus de vingt salariés à partir du premier janvier 2000. Cette disposition est en principe étendue à toutes les entreprises dès le premier janvier 2002[103]. L'aide 35 heures pour les entreprises éligibles ou non n'est donc plus conditionnée à la signature d'une convention entre l'État et l'employeur. Elle se décline sous la forme d'une réduction générale et forfaitaire dite aide « structurelle » à la réduction du temps de travail, dont l'objet est de compenser le surcoût lié au passage aux 35 heures, et d'un allégement dégressif des cotisations sociales patronales. Elle conduit à une baisse du coût du travail en 2000 de 26 % du brut au niveau du SMIC soit 3277,65 € par an (contre 2286,73 € dans ''Aubry I''') ; 11 % à hauteur de 1,3 SMIC soit près de 1814,14 € par an ; et 3 % à 1,8 SMIC et au-delà avec 609,79 €. Cet allégement réduction du temps de travail est majoré pour les entreprises qui fixent leur durée hebdomadaire à 32 heures. Ce dispositif est intégré dans le barème des cotisations sociales patronales et est introduit dans le code de la Sécurité sociale. Il est en effet destiné à être pérenne et à se substituer à la réduction unique dégressive. Les allégements de cotisations patronales mis en œuvre pour compenser le surcoût des 35 heures ne sont donc pas cumulables avec la ristourne bas salaire, et l'abattement sur l'emploi d'un salarié à temps partiel.

Le plan de réduction dégressive des cotisations sociales employeurs dit ''Allégement Fillon'' permet une baisse dégressive des cotisations employeurs planifiée jusqu'au 1er juillet 2005, et s'étalant jusqu'à hauteur de 1,7 SMIC. Ce plan fixe pour la période du 30 juin 2003 au 1er juillet 2004 le montant de l'exonération à 20,8 points au SMIC horaire, et le seuil à 1,5 SMIC. Il amplifie le montant de la réduction avec 23,4 points du salaire brut au SMIC et un seuil de 1,6 SMIC pour la période du 1er juillet 2004 au 30 juin 2005. Le seuil de 1,6 SMIC a été finalement retenu en décembre 2004 comme le seuil définitif qui restera donc applicable au-delà du 1er juillet 2005. Le

[103] Mais en début 2002 seuls 56 % des salariés du secteur concurrentiel travaillant dans les entreprises de 20 salariés et plus sont concernés, 21 % des salariés des entreprises de 10 à 19 salariés, et nettement moins de 10 % des salariés pour les très petites entreprises (Dares, Enquêtes Acemo ''l'Activité et les conditions d'emploi de la main d'œuvre'').

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

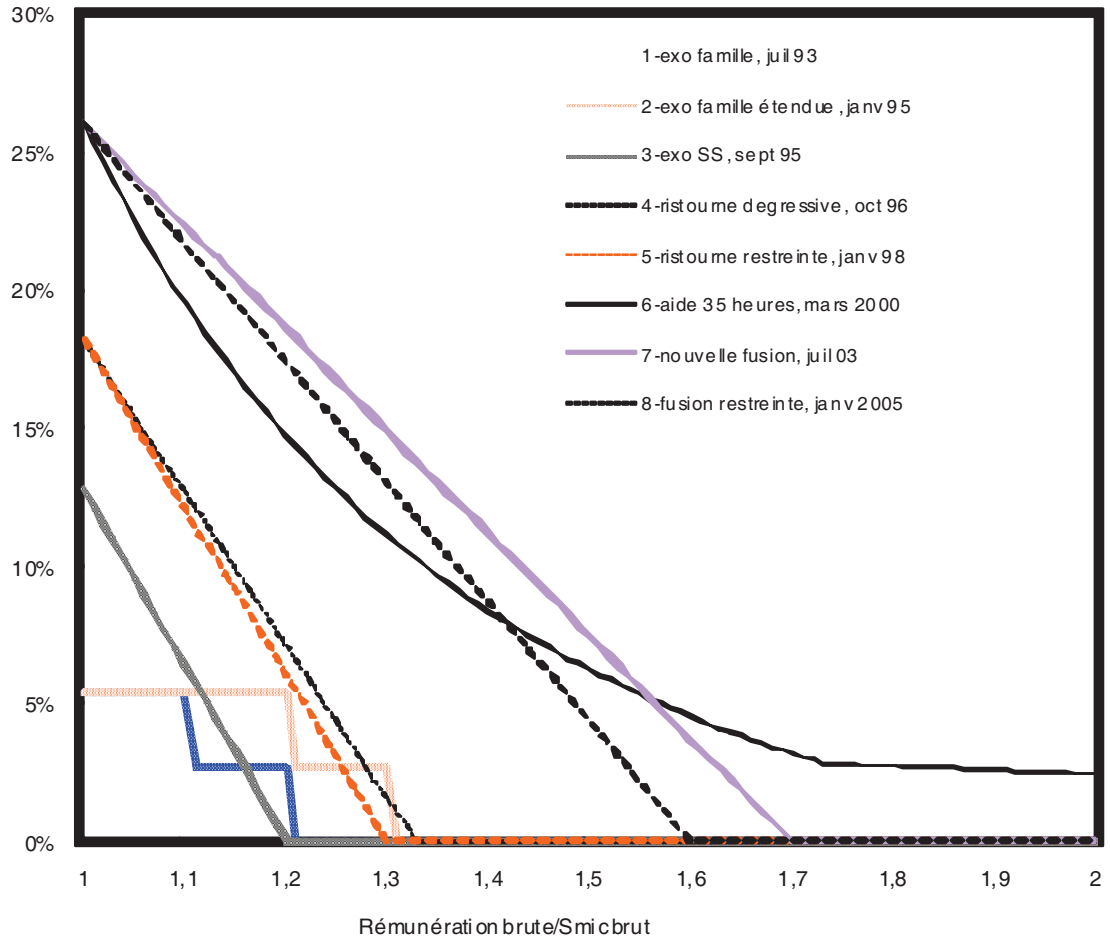
dispositif ''Fillon'' supprime l'aide « structurelle » de la loi ''Aubry II'', et prévoit à terme d'étendre les dispositions à toutes les entreprises. Il vise à compenser le surcoût horaire de l'harmonisation progressive des salaires minimums et les garanties mensuelles de rémunération (GMR). Le coût de ce dispositif est évalué à 17,1 milliards d'euros en 2003 et concerne plus d'un salarié sur deux (cf. Rémy [2005]). L'annulation des charges sociales patronales de Sécurité sociale au niveau du SMIC coûte en 2007 près de 646 millions d'euros annuels. La réduction est de 26 % du salaire brut au niveau du SMIC horaire, les employeurs ne versant que 4,38 % du brut au titre de la cotisation patronale de Sécurité sociale. Le total des cotisations employeurs versé est de 19,12 % du brut.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.2. Les profils des principaux dispositifs de réduction de cotisations : "fenêtre", "ampleur", et "forme".

Graphique 20

Les principales mesures de réduction des charges sociales patronales (montant en pourcentage du SMIC brut mensuel) : Fenêtre, Ampleur, Forme.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

N.B : L'allure de l'allégement Aubry II est identique à celui de Fillon 2003, qui ramène le seuil à 1,6 SMIC, mais est non représenté ici car il indexe les allégements sur le salaire brut horaire. Le dispositif Fillon comporte en outre un volet « Fillon 35 heures » et un autre volet « Fillon employeurs 39 heures ».

Les caractéristiques des réductions de charges sociales bas salaires portent intrinsèquement sur trois aspects : la "fenêtre de l'exonération" qui indique les seuils

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

d'exonération ; l'"ampleur de l'exonération" qui détermine le montant des exonérations en pourcentage du salaire ; la "forme de l'exonération" qui visualise l'allure de l'exonération. Notre propos ici est de mettre en lumière ces différents aspects pour rendre davantage compte des différences assez nettes entre les dispositifs de réduction des charges sociales sur les bas salaires (cf. graphique ci-dessus). On observe que l'ampleur des exonérations généralisées de cotisations sociales patronales sur les bas salaires n'a cessé d'augmenter au fil des mesures successivement adoptées, notamment au niveau du SMIC. À ce niveau de salaire, les réductions sont passées de 5,4 % à 18,2 % du salaire brut, soit respectivement 6,6 % et 23 % du net. La forme des exonérations s'est nettement modifiée en adoptant une forme en paliers au début en 1993, avant d'épouser pour la suite une allure lissée dégressivement.

La fenêtre des réductions de cotisations sociales ciblées s'est régulièrement élargie pour atteindre 1,33 SMIC avec la ristourne de 1996 avant d'être ramenée à 1,3 SMIC en 1998. Notons que la proratisation depuis 1998 de la ristourne réduit de moitié les baisses de cotisations accordées pour un salarié à mi-temps mais comme le salaire mensuel sert de référence au calcul de l'exonération il est encore possible de subventionner des emplois mi-temps payés à 2,6 SMIC horaire (Rémy [2005]).

Notons, enfin que nous avons pris le parti de ne pas aborder ici la ''taille de la fenêtre'' (le nombre de bénéficiaires). Cet aspect de l'analyse de l'incidence des baisses de cotisations a déjà été évoqué dans le cadre du débat portant sur l'efficacité en termes de création d'emplois des réductions de cotisations ciblées sur le bas de l'échelle salariale (cf. chapitre 5). Il convient toutefois de souligner que la politique française de réduction des cotisations sociales est devenue plus onéreuse et moins ciblée sur les bas salaires.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.3. Les effets des réductions de cotisations sociales sur les carrières salariales : la problématique des effets « trappes à bas salaires » ?

Pour répondre à la question de savoir si les trois types de dispositifs de réduction des cotisations sociales comportent des effets trappes à bas salaires, nous allons d'abord calculer les indices synchroniques des cotisations sociales sous le seuil d'exonération (3.3.1). Ensuite, nous procéderons au calcul des variations du coût du travail dans le bas de l'échelle salariale suite aux allégements accordés. À la lumière de ces éléments, nous identifierons enfin les principaux types de dispositifs qui comporteraient des effets pervers dans les carrières salariales des employés (3.3.2).

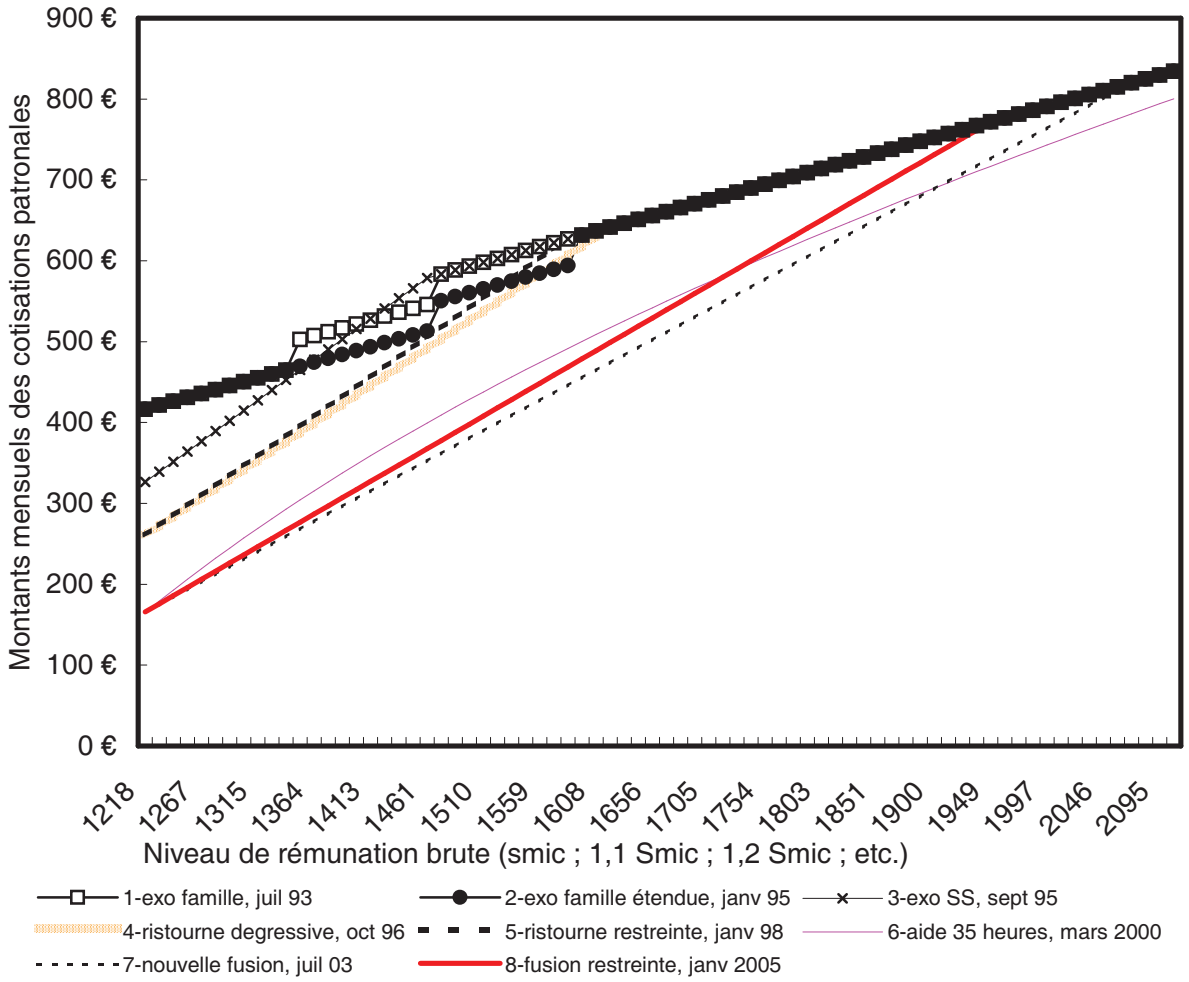
© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.3.1. La progression des cotisations obligatoires dans le bas de l'échelle salariale suite aux réductions des cotisations sociales.

Nous allons déterminer le montant des cotisations sociales patronales avant de calculer leurs indices synchroniques.

Graphique 21

Les montants des cotisations sociales patronales de sécurité sociale dans le bas de l'échelle salariale.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur-Yannick L'Horty-.

Pour mieux visualiser les variations de cotisations, nous allons calculer les indices des cotisations sociales dans le bas de l'échelle salariale des trois principaux types

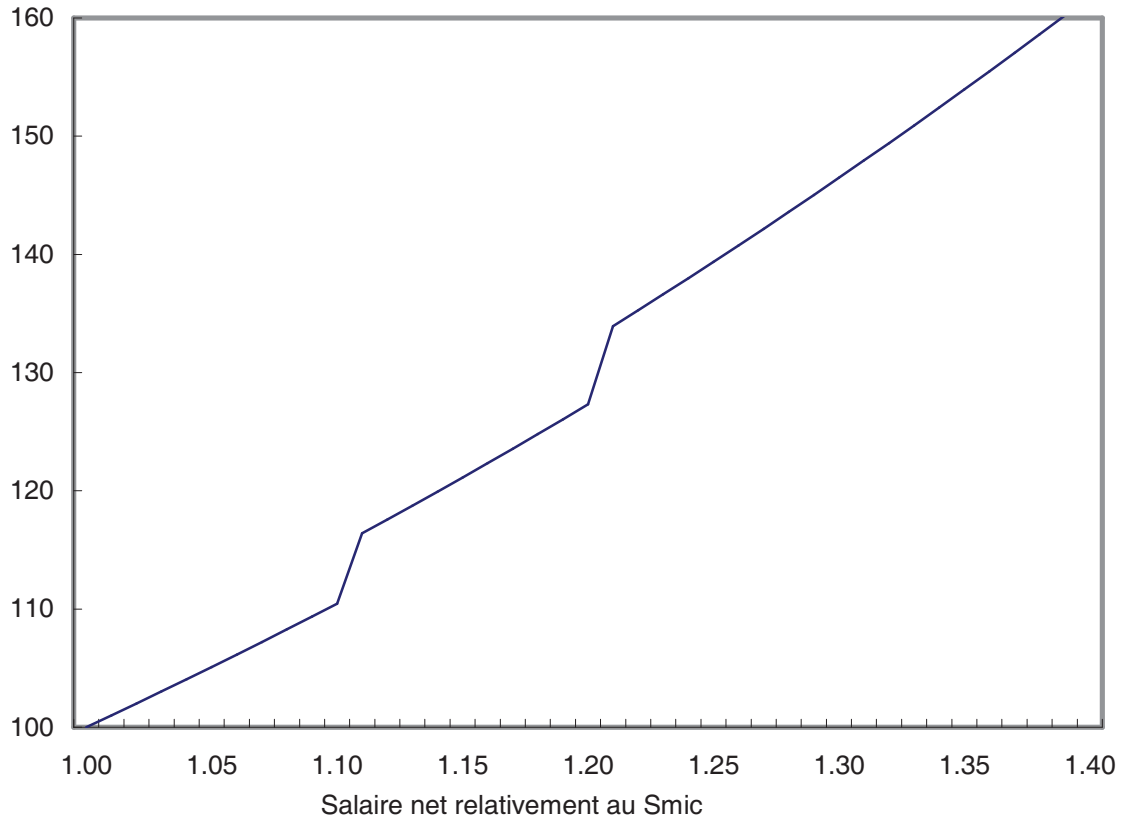
© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

de réduction de charges sociales (cf. supra).

Avec l'exonération en paliers, cas des baisses d'allocations familiales, la progression des prélèvements se présente sous une forme linéaire par strates. Le montant de la cotisation obligatoire augmente de manière brusque d'un palier à un autre (cf. graphique suivant).

Graphique 22

L'indice des cotisations sociales sur les bas salaires compte tenu de la réduction par paliers (Base 100 au SMIC).



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

Au niveau des paliers, les prélèvements sont proportionnels. Mais on observe que la réduction de charges par paliers crée de puissants effets de seuil en laissant apparaître des « *obstacle[s] trop localisé[s]* » au niveau des seuils d'exonération (L'Horty [2000]). Cela enferme les salariés dans des trappes à bas salaires sans aucune perspective de hausses de rémunération en raison du surcoût engendré.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Certes la réduction par paliers est très ciblée sur les bas salaires mais elle constitue « *un piège à SMIC* » et rend « *relativement coûteux tous les efforts de qualification de la main-d'œuvre au sein des entreprises. Il s'avère ainsi contre-productif à moyen - long terme* » (Mareek [1994], p. 119). Il aurait été souhaitable d'améliorer cette mesure en procédant à sa ''dépentification''[104].

Dans le cadre de la ristourne unique dégressive, les cotisations sous le seuil d'exonération sont encore plus progressives. Ce dispositif crée un système de prélèvements en ''biseaux'' dans le bas de l'échelle salariale (cf. graphique suivant).

Avec la ristourne unique dégressive, on observe une légère progressivité des taux de prélèvements sur les salaires sans effets « trappes à bas salaires » dans la zone de ciblage. Ce dispositif de réduction des charges sociales apparaît comme le meilleur compromis « *entre progression des salaires et employabilité* » (L'Horty [2000]).

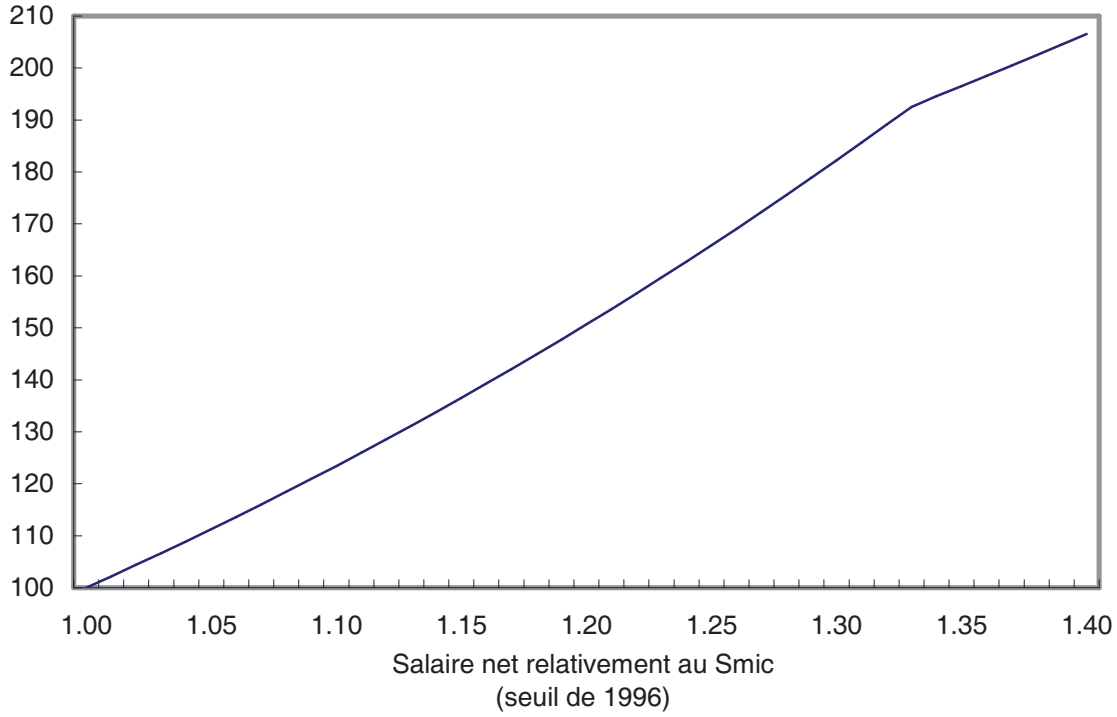
La progression des salaires y est freinée de manière plus souple et moins brutale. « *L'image d'une trappe à bas salaires n'est donc plus appropriée pour qualifier ces mécanismes* » (L'Horty [2000], p. 508).

[104] Le groupe "Perspectives économiques", présidé successivement par Charpin et Maarek, a préconisé une franchise pour les premiers 1 000 F de salaire en 1992 et les premiers 5 000 F en 1993 (Commissariat général du Plan [1993-1994 a et b]). Leurs auteurs indiquent que la franchise pénaliserait moins les progressions salariales des travailleurs au sein de l'entreprise car elle constitue une réduction dégressive qui n'affecte pas considérablement les taux marginaux de prélèvements des bas salaires. Mais ce type de reprofilage a été écarté car il est très coûteux.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 23

L'indice des prélèvements sur les bas salaires tenant compte du dispositif de la ristourne unique dégressive (Base 100 au SMIC).



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

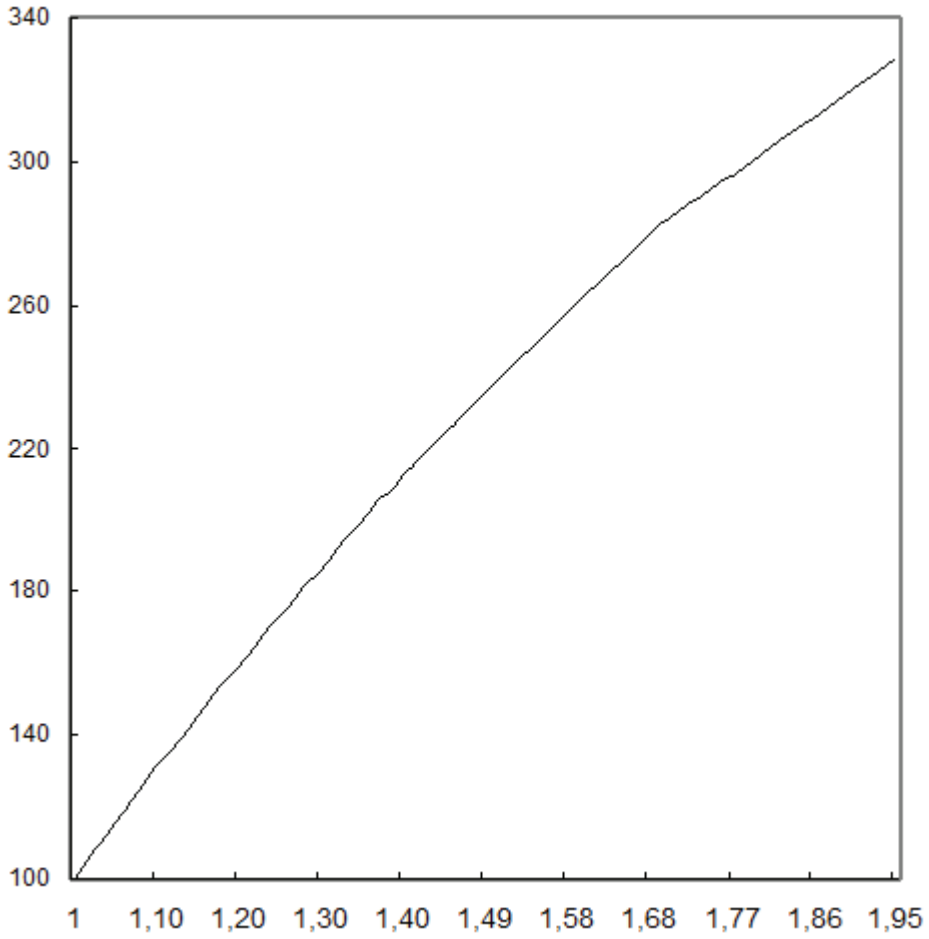
La baisse des cotisations sociales accordée aux entreprises dans le cadre de la réduction collective et négociée du temps de travail se traduit par des taux marginaux de prélèvements moins élevés que la ristourne dans le bas de l'échelle des salaires, inférieurs à 1,33 SMIC (cf. graphique suivant).

Les allégements sur les bas et moyens salaires semblent les mieux calibrés car d'une part, ils proposent un reprofilage des prélèvements sur les bas et moyens salaires sans favoriser les emplois à temps partiel ; et, d'autre part, ils introduisent un relèvement progressif des taux de prélèvements sans effet seuil pour les rémunérations comprises entre 1 et 1,7 SMIC, tout en accordant aux salariés une moindre hausse de leurs taux marginaux d'imposition dans le cas d'un célibataire sans enfant (Legendre et alii [2004]).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 24

L'indice des cotisations sociales sur les bas salaires compte tenu des allégements réduction temps du travail (Base 100 au SMIC).



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

Les réductions uniques dégressives créent une plus grande progressivité des cotisations dans le bas de l'échelle salariale que la réduction par paliers et l'allégement réduction temps de travail. De toutes les réductions dégressives introduites, elles sont celles qui impactent plus les bas salaires.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

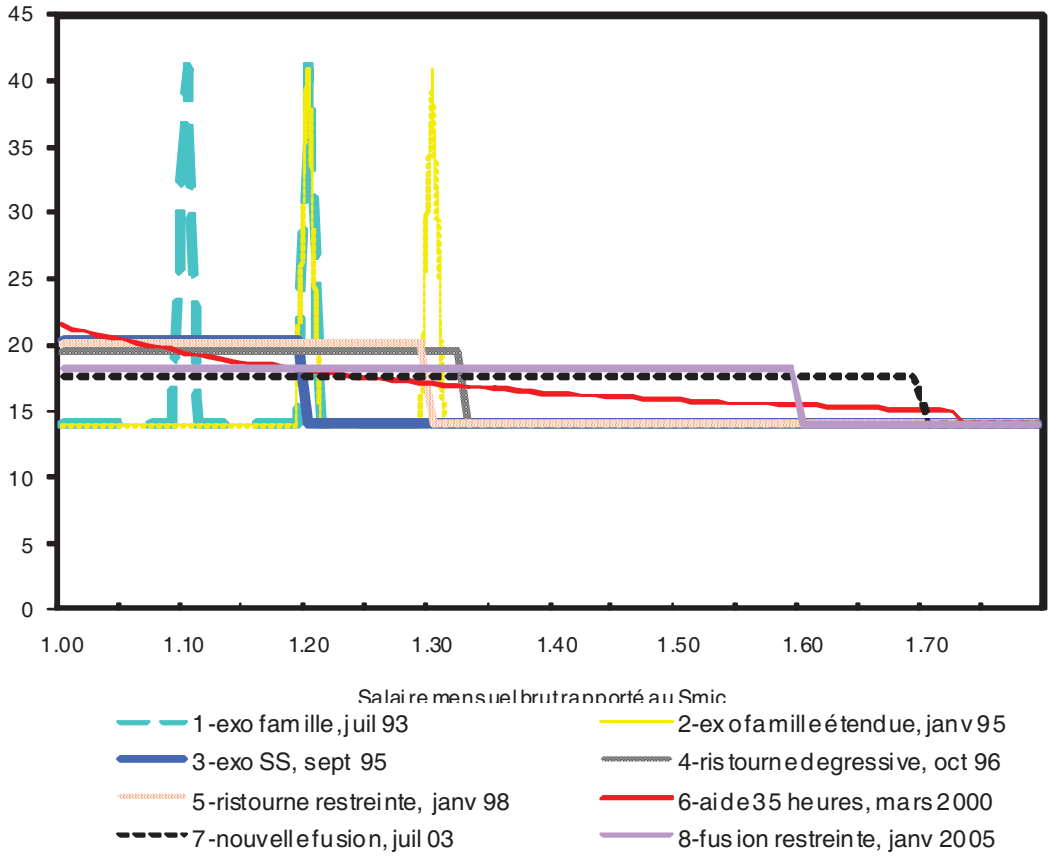
3.3.2. Les variations du coût du travail dans le bas de l'échelle salariale.

Les réductions de cotisations sociales présentent comme nous l'avons constaté des profils différents. Ceci se traduit par des variations des baisses du coût du travail en fonction du salaire, situé sous le seuil d'exonération, différenciées. La question que se pose l'employeur est de savoir de combien les allégements qui lui sont accordés, et donc le coût du travail, pour un salarié ''bénéficiaire'' varient s'il décide d'augmenter son salaire d'un point. Cela consiste à calculer les variations du coût du travail observées dans les principaux dispositifs de réduction de charges sociales (cf. graphique suivant).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 25

Les effets des allégements de charges sociales des principaux dispositifs : hausse du coût du travail en euros.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur, Yannick L'Horty.

On peut retenir grosso modo les trois formules de réduction de charges sociales, hormis les milliards d'économies réalisées en réduisant tantôt la fenêtre d'exonération tantôt le seuil, suivantes : la réduction par paliers (juil. 1993, janv. 1995) ; la ristourne (sept. 1995, oct. 1996, janv. 1998, juil. 2003, janv. 2005); et enfin l'allégement bas et moyens salaires RTT (mars 2000).

La réduction par paliers, cas de l'exonération d'allocations familiales, accorde des réductions marginales moins favorables c'est-à-dire des pertes d'allégement de cotisations si le salaire augmente. Elle comporte ainsi de fortes et brutales hausses de coût de travail localisées au niveau des seuils d'exonération. Ce dispositif cumule les lacunes et risque d'inhiber les progressions des bas salaires.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

La ristourne comporte des réductions marginales de cotisations nulle, d'où un effet sur le coût identique sous le seuil d'exonération. Ce qui écarte *a priori* tout risque de trappes à bas salaires. Ce dispositif de fusion simple et lisible possède cependant une pente quelque peu abrupte au voisinage du seuil.

L'allégement RTT présente des réductions marginales légèrement décroissantes entraînant des accroissements du coût du travail de plus en plus faibles quand le salaire augmente sous le seuil. Ce dispositif ne comporte pas d'énormes lacunes puisqu'il minore tant soit peu les effets potentiels de trappes à bas salaires, et possède une pente douce. Ces aspects apparaissent secondaires pour ce dispositif qui vise plutôt à amortir les effets des hausses du salaire minimum sur le coût du travail.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.4. La distribution sectorielle et régionale des exonérations de cotisations sociales : les facteurs explicatifs des disparités.

Pour dresser la structure des allégements de charges sociales accordés, nous allons étudier la distribution de ces exonérations selon les secteurs d'activité et les régions. Il s'agit de calculer l'indicateur de concentration qui mesure "*l'intensité de recours aux mesures d'exonérations par secteur d'activité ou zone géographique*". Cet indicateur rapporte le poids des cotisations exonérées du secteur (zone géographique) dans le total des réductions de charges, sur la part des effectifs salariés du secteur (zone géographique) dans le total des effectifs salariés (cf. Rivière et Rouxelin [2002]). Lorsque l'indicateur de concentration est supérieur à 1, on en conclut que le secteur ou la zone géographique concerné(e) bénéficie plus des exonérations par rapport aux autres secteurs ou zones géographiques. À l'inverse, un indicateur inférieur à 1 signifie que le secteur ou la zone géographique retenu (e) a une faible propension à bénéficier des réductions de charges sociales relativement aux autres secteurs ou zones géographiques[105].

[105] Le montant des exonérations est donné par la branche « recouvrement » du régime général qui dispose de la base ORME (Observatoire du Recouvrement des Mesures Emploi).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.4.1. Le recours aux mesures d'exonération de cotisations selon le secteur d'activité.

Tableau 16

Le montant des allégements de charges sociales et l'indice de concentration par secteur d'activité.

	Cotisations exonérées (en millions d'euros)	Indice de concentration (% cotisations exonérées / % effectifs salariés)
Industries agricoles et alimentaires	672	*1,40*
Industries biens de consommation	737	1,17
Industrie automobile	219	0,87
Industries biens d'équipement	510	0,70
Industries biens intermédiaires	1 211	0,93
Construction	1 234	1,14
Commerce	*2 961*	1,14
Transports	699	0,91
Activités financières	329	0,63
Activités immobilières	245	0,74
Services aux entreprises	2 607	0,87
Services aux particuliers	1 377	1,03
Éducation, Santé, Action sociale	1 471	1,12
Administration	748	n.c.
Autres	117	n.c.
Total	**15 137**	

Source : Acoss-Urssaf, Rivière et Rouxelin [2002].

Le commerce en captant près de 20% du total des exonérations est le plus grand bénéficiaire des exonérations, suivi par les services aux entreprises qui bénéficient de 17 % du budget d'allégement. Ces deux secteurs du fait de l'importance de leurs effectifs salariés dans l'effectif total, respectivement 17,2% et 19,8%, caracolent en tête du classement des secteurs bénéficiaires. Mais le montant brut des exonérations obtenus pour un secteur ne permet pas de désigner le secteur qui sollicite le plus les mesures d'exonération. On constate en effet que le secteur des industries agricoles

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

et alimentaires a la plus grande propension à recourir aux dispositifs d'aide à la création d'emplois et à la réduction du temps de travail. Ce secteur malgré une part des salariés dans la population salariée peu élevée, environ 3,2 % des salariés du secteur concurrentiel, présente un indice égal à 1,40. Il bénéficie de 40 % de plus d'allégement par rapport à la moyenne. Car il est le grand utilisateur des accords Robien, et il reste parmi les plus grands bénéficiaires des réductions bas salaires (Rivière et Rouxelin [2002]). Le secteur des industries de biens de consommation se retrouve en seconde position avec un indice de concentration de 1,17. Le secteur du commerce, à fort potentiel de main d'œuvre, n'occupe que la troisième position avec un indice de concentration de 1,14. Ce secteur est certes un utilisateur des réductions bas salaires mais il profite plus des mesures en faveur des publics particuliers à travers les contrats aidés (Rivière et Rouxelin [2002]). Le secteur de la construction, à peine 7 % des salariés, possède le même indice de concentration que le secteur du commerce. Il est en effet le plus grand utilisateur de la réduction dégressive bas salaires puisqu'il bénéficie de plus de 68 % des réductions bas salaires par rapport à la moyenne des autres secteurs. Il est en outre un grand utilisateur des réductions ciblées selon les zones d'implantation[106]. Le secteur des services aux particuliers, avec près de 8,8 % de la population salariée, possède un indice de 1,03[107]. Le secteur de main d'œuvre des services aux entreprises a une très faible propension à recourir aux dispositifs de réduction de cotisations sociales, soit 13 % de moins que la moyenne nationale. Le secteur des activités financières profite le moins des allégements de charges sociales avec un indice de 0,63.

Le principal enseignement est que « *la propension à bénéficier des allégements est corrélée négativement avec le niveau moyen des salaires* » (Rivière et Rouxelin [2002], p. 3). En effet on identifie en queue de peloton les secteurs d'activité à hauts salaires tels que l'industrie automobile, les services aux entreprises, les activités immobilières, les industries de biens d'équipement, et les activités financières. À

[106] Le secteur de la construction comporte beaucoup d'entreprises situées en ZFU (zones franches urbaines) et ZRR ou ZRU (respectivement zones de revitalisation rurale et zones de redynamisation urbaine). Pour les allégements réservés dans ces cas, il perçoit plus de trois à quatre fois plus que la moyenne.

[107] Le calcul à part de l'indice de concentration des hôtels-cafés-restaurants est d'environ 1,20, et celui des services personnels et domestiques est égal à 1,30 (Rivière et Rouxelin [2002]]).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

l'inverse, les entreprises utilisatrices de main d'œuvre à bas et moyens salaires, surreprésentées dans le secteur du commerce, de la construction, des services aux particuliers, sont les plus grands bénéficiaires. Cette grille de lecture n'est cependant pas complète car les spécificités de certains secteurs d'activité, liées à la nature et la durée des contrats souvent conclus, peuvent légèrement modifier le classement des bénéficiaires attendu. Il convient en outre de souligner que la mise en œuvre de la loi ''Aubry II'' a modifié la structure de la répartition des allégements entre les secteurs d'activité, et a également réduit les disparités sectorielles (Rivière et Rouxelin [2002]).

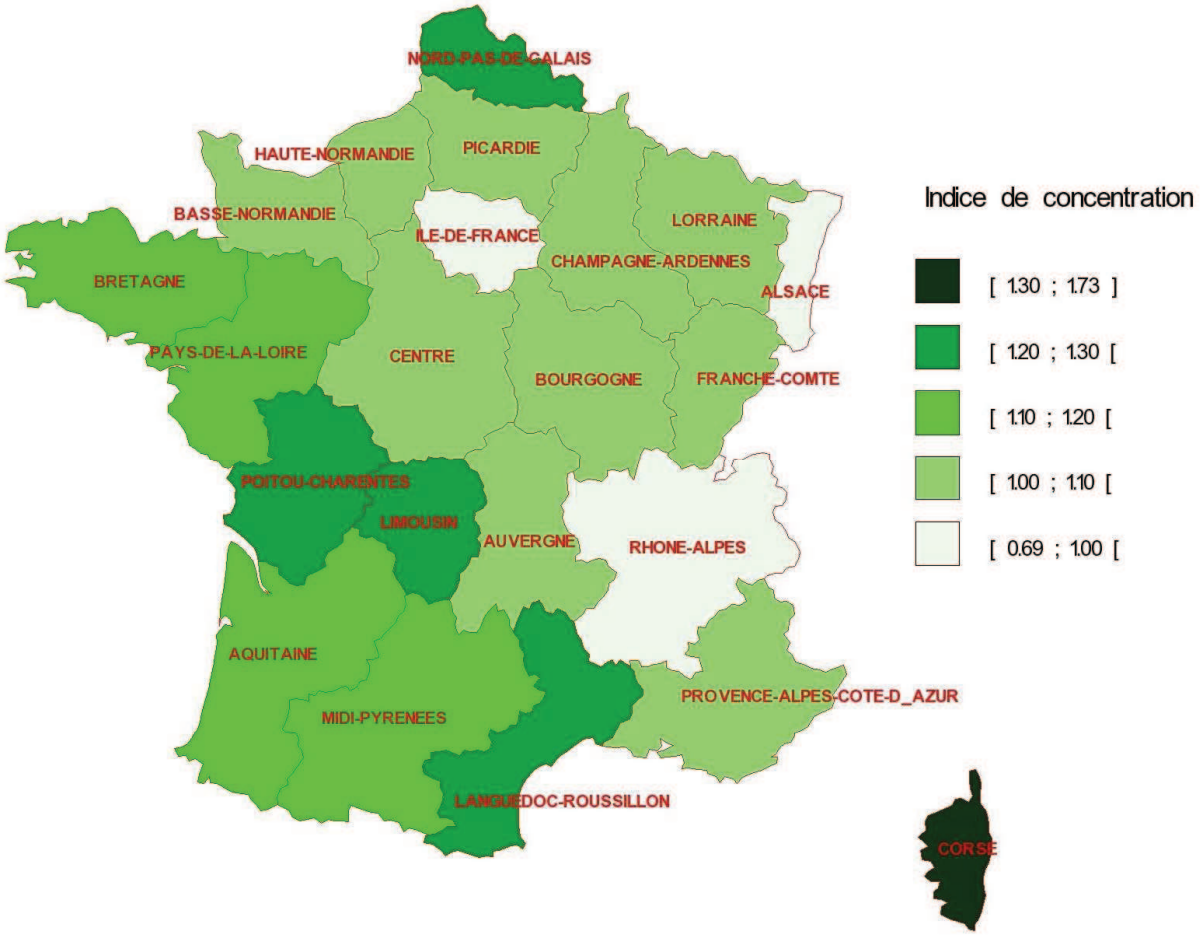
3.4.2. Le recours aux mesures de réduction de charges sociales selon les régions.

Hormis le cas de la Corse qui bénéficie de mesures de réduction de cotisations exceptionnelles, avec un indice de concentration des exonérations égal 1,71, on retrouve dans le même lot des grands bénéficiaires le Limousin (+28% par rapport à la moyenne des autres régions), le Nord-Pas-de-Calais et le Poitou-Charentes (+26%) et enfin le Languedoc-Roussillon (+24%). Suivent les régions de l'Aquitaine (+17 %), du Midi-Pyrénées, de la Bretagne (+13%) et des Pays de la Loire (+11%). Parmi les autres bénéficiaires se situant au-delà de la moyenne des régions, on peut citer entre autres la Provence- Alpes- Côte d'Azur (+9%) et la Haute-Normandie (+1%) (cf. carte 1).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Carte 1

L'indice de concentration des réductions de charges sociales par région.



Source: Acoss-Urssaf, Rivière et Rouxelin [2002], carte construite par l'auteur.

Les trois régions qui ont une faible propension à bénéficier des réductions de charges sociales sont la région Ile-de-France (-31%), la région Rhône-Alpes (-10%), et l'Alsace (-1%)-cf. carte ci-dessus-. La région Île-de-France capte à elle seule près de 17 % des réductions de cotisations mais elle compte plus du quart de la population des salariés en France.

Naturellement les régions où sont surreprésentés les secteurs d'activité qui recourent le plus aux dispositifs d'allégement de cotisations sont celles qui possèdent les indices de concentration des exonérations les plus élevés. Le facteur explicatif essentiel de ces disparités régionales reste donc le niveau moyen des salaires selon les régions. On comprend alors pourquoi l'Île-de-France, région où les salaires sont

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

plus élevés qu'ailleurs surtout dans les départements de Paris et des Hauts de Seine, se trouve en bas de l'échelle des régions bénéficiaires des exonérations.
La disparité sectorielle et régionale observée ici garde encore aujourd'hui toute sa pertinence (Direction des Statistiques, des Études et de la Prévision *Acoss Stat-bilan* [2002] et [2007]*)*. Le facteur principal qui justifie les disparités observées est le même : *le niveau moyen des salaires*. Ce constat résulte du fait que les mesures générales d'encouragement à la création d'emplois et à la RTT, notamment les allégements généraux (RBS, RTT Aubry 1, RTT Aubry 2, ARTT Robien, Fillon et réductions allocations familiales) ciblés sur les bas salaires, restent encore le poste le plus onéreux, et représentent plus des trois quarts des ressources en faveur de l'emploi mobilisées (cf. Annexe 2).

Reste maintenant à savoir quels sont les effets sur les salaires, le coût du travail et l'emploi des différents changements observés dans le coin social global ? Par exemple, quels sont les effets du relèvement des taux de cotisations sur les salaires et l'emploi ? Quel est l'impact de la nette progressivité du système des cotisations sur les salaires et l'emploi ?
Ces questions vont être abordées dans l'étape théorique et empirique du travail en cours (chapitres 7 et 8) dont le but est de développer une théorie robuste de la parafiscalité, qui sera passée au crible des faits observés au cours des trente dernières années en France.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Chapitre 7

Un réexamen théorique du lien entre les variations du taux de cotisations, le coût du travail et l'emploi : la théorie de la perception des cotisations.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

La problématique de l'offre de travail composée, qui soulève les questions liées aux effets des variations de cotisations sur l'offre de travail, n'est pas traitée de manière satisfaisante dans les analyses d'incidence des variations de cotisations sur le salaire, le coût du travail et l'emploi ; et les rares manuels d'économie de la protection sociale (cf. Bichot [1992]). On est à la réflexion pris d'un certain malaise face à la lacune majeure dont souffre la littérature économique dominante : l'absence d'un cadre théorique unique qui reconnaît le rôle du statut des cotisations, taxes ou revenus substituables aux salaires nets, dans l'étude des effets des variations de cotisations sur la formation des salaires. La reconnaissance du rôle du statut des cotisations consiste à se poser la question de savoir *« ce qui est échangé à travers les cotisations, qui échange et comment ».* L'idée est de proposer une reformulation de la théorie de la fiscalité du travail qui permet de clarifier les termes du débat sur l'incidence des cotisations sociales. En effet, le déplacement souvent supposé de la courbe d'offre de travail vers le haut dans le plan emploi et coût du travail en cas de hausse des cotisations suppose que l'accroissement du coin social génère un effet de substitution négatif pour le travail car le prix relatif du loisir baisserait. D'où une demande d'oisiveté supplémentaire de la part des salariés. Or, les cotisations produisent des droits sociaux qui impliquent des effets revenus positifs ou nuls pour le travail. Ces effets revenus sont positifs lorsque les cotisations contributives (chômage, vieillesse) financent des droits individuels et proportionnels liés à l'exercice d'une activité salariée. Ils sont nuls, sans aucun effet sur le volume de travail offert, si les cotisations sont perçues comme des taxes. En général, on qualifie les cotisations redistributives (famille, santé, apprentissage, etc.), qui couvrent des droits indépendants ouverts à tous les citoyens, de cotisations-taxes. Toutefois, les effets revenus des cotisations redistributives peuvent bel et bien être positifs si la perception de ces droits collectifs par les salariés est positive.

La problématique de l'impact de la hausse des cotisations sur l'offre de travail et les salaires nécessite la prise en compte de la *rémunération ressentie*. Ce concept englobe le salaire net et les droits sociaux, et constitue l'argument de l'offre de travail le plus pertinent à retenir dans le cadre de l'étude des marchés du travail et leurs interfaces avec la protection sociale. Cette rémunération ressentie par les salariés, notamment la perception des droits sociaux, dépend à la fois de facteurs

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

institutionnels (dispositions légales et conventionnelles en vigueur) et personnels (l'aversion pour le risque des salariés, le taux d'actualisation ou taux d'escompte psychologique de leurs différents droits sociaux tels que la retraite, les indemnités de chômage (...)). La prise en compte de ces éléments consiste à intégrer dans l'analyse de l'incidence parafiscale le fait que le système des prélèvements obligatoires sur les salaires constitue un mécanisme complexe d'échange entre les hommes dans l'instant et à travers le temps. Dès lors, il est logique que le salarié compare ce qu'il apporte, sous forme de cotisations, au système social à ce qu'il en reçoit, en termes de prestations. Tel est le fondement de la Théorie de la perception des cotisations selon laquelle chaque cotisation a aux yeux des salariés un degré de perception, compris entre zéro et l'unité, entraînant un effet *ex ante* nul ou négatif sur les salaires nets réels.

Les variations des cotisations influencent en effet les choix individuels en termes d'offre de travail. Il est alors légitime de supposer, comme le souligne Cornéo [1994], que les taux de prélèvement n'entretiennent pas forcément « *une relation claire et univoque avec le coût du travail* ». Pour indiquer la nature des effets de l'ajustement des cotisations sur le coût du travail, il convient d'indiquer le degré de perception des cotisations exprimé par le travailleur. Celui-ci accorde une valeur aux prestations pour lesquelles les cotisations sont retenues. Cette valeur représente le poids que le salarié attribue à sa protection sociale. On peut l'assimiler au montant que le salarié serait disposé à payer pour s'offrir une couverture sociale individuelle et pour sa famille équivalente. Deux hypothèses peuvent à ce propos être formulées pour illustrer la théorie de la perception des cotisations :

- Soit, le travailleur considère que les cotisations prélevées sur son salaire lui rapportent autant que les prestations attendues, les cotisations n'auraient alors aucune incidence sur son offre de travail et son salaire net. Il s'agit de la perception dite « nulle » ou « neutre » des cotisations.

- Soit le travailleur considère que les prestations sont supérieures à la valeur des cotisations attachées à l'exercice de son activité salariée. Le salarié est alors disposé à accepter en cas de hausse des cotisations une baisse de son salaire proportionnelle au degré de perception des cotisations exprimé. Une augmentation des cotisations se traduit par une offre accrue de travail. On

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

considère ici que les cotisations obligatoires sont des éléments de la rémunération indirecte ou différée. L'idée centrale est de supposer que les cotisations permettent « *la prise en charge d'une assurance que les salariés auraient sinon à payer ou de frais potentiels à engager en cas de sinistres* » (Askenazy [2006], p. 4)[108].

Si les cotisations sont un élément de la rémunération parfaitement assimilable au salaire net. On parle de perception « totale » ou « entière » des cotisations.

Si les cotisations et le salaire net sont imparfaitement substituables. On parle de perception « partielle » des cotisations.

Notre travail fera appel à la notion de perception des cotisations. Une telle approche *introduit une distorsion de prix puisque les employeurs font leurs calculs sur la base du coût total du travail et les salariés ajustent leur comportement d'offre sur le salaire net.* Dans un premier temps, on procédera à la fois à une représentation graphique des ajustements sur le salaire et l'emploi induits par la variation des cotisations dans un contexte de choix rationnels, et une formalisation simplifiée du modèle d'équilibre partiel avec perception des cotisations comme ''revenus différés'' pour mieux décrire les mécanismes économiques en jeu (1). Dans un second temps, on reviendra sur une extension de la problématique de la perception des cotisations dans le cadre des modèles de négociation salariale (2).

[108] Extrait du texte proposé par Philippe Askenazy (ENS) en janvier 2006 (« *Vers une théorie du partage de la valeur ajoutée ?* », 11ème colloque de l'ACN, PSE, CEPREMAP, IZA).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1. L'analyse des effets des ajustements de cotisations sur le salaire, selon le degré de perception des cotisations, et l'emploi : une reformulation des effets théoriques de la variation du taux de cotisations.

1.1. L'étude des effets de l'ajustement des cotisations sur le salaire et l'emploi : illustrations graphiques.

Le raisonnement retenu ici s'inspire du modèle du *droit à gérer l'emploi*. Dans un premier temps, on détermine les effets de la variation des cotisations sur le salaire net pour un niveau de l'emploi donné ; puis dans un second temps on détermine le niveau de l'emploi pour un niveau de salaire net donné. Cette démarche séquentielle pose dans une première phase la question du lien entre les cotisations et le coût du travail pour un niveau de l'emploi donné. Dans une seconde phase, la relation entre le coût et l'emploi est questionnée du point de vue des entreprises. On parle de demande de travail compétitive. Le consensus selon lequel s*eule l'offre de travail bouge* dans le cadre de l'analyse de l'incidence des variations de cotisations sur le salaire, le coût du travail et l'emploi est admise ici.

Nous allons d'abord aborder graphiquement les ajustements en œuvre sur le marché du travail lorsque les cotisations sont perçues comme ''neutres'' par le salarié (1.1.1). Les effets sur le salaire et l'emploi de l'ajustement des cotisations en cas de perception ''non nulle'' des cotisations seront ensuite schématisés (1.1.2). Enfin, nous proposerons une analyse des effets de la variation des cotisations salariales et patronales, en cas de perception nulle de celles-ci, sur le coût du travail et l'emploi ; puis en cas de perception non nulle des cotisations dissociées en cotisations d'assurance sociale individualisée et en cotisations redistributives (1.1.3).

1.1.1. Quand les cotisations ne sont pas perçues comme des éléments de la rémunération ressentie : l'équivalence entre la perception nulle et la cotisation-taxe.

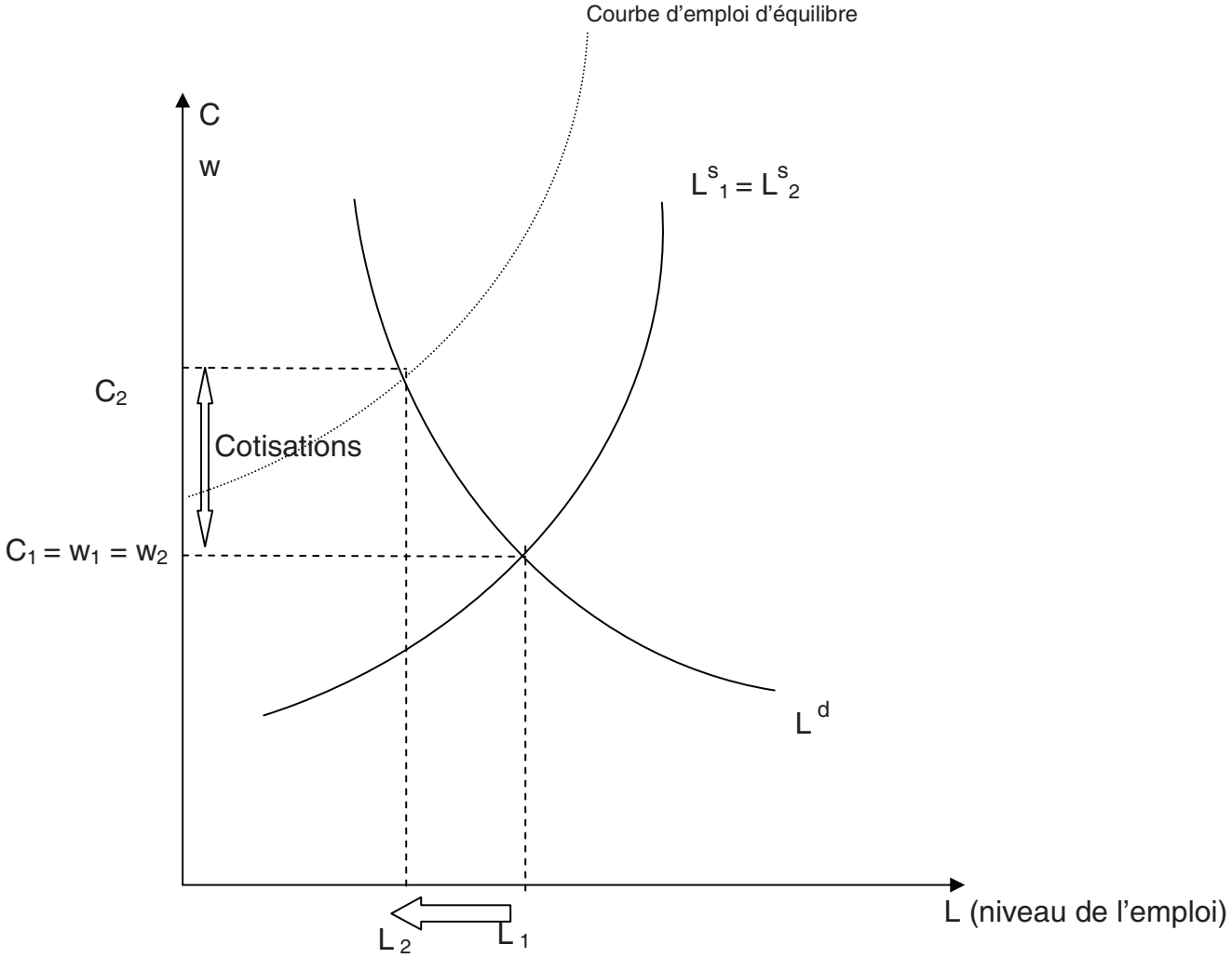
La perception ''neutre'' des cotisations renvoie à la situation où la rémunération ressentie par les salariés correspond à leurs salaires nets. Souvent on avance pour

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

confirmer une telle éventualité que les cotisations ne sont pas perçues comme des revenus différés par les salariés. Cette hypothèse est excessive. Les salariés considèrent plutôt que les cotisations leur procureront les prestations auxquelles ils s'attendent. Par conséquent, le changement du coin socio-fiscal n'affecte pas les intentions d'offre de travail des ménages (cf. Bédard [1998]).

Figure 9

Les ajustements sur le marché du travail suite à l'introduction de la cotisation-revenu en cas de perception nulle.



Lecture : L^s et L^d représentent respectivement l'offre et la demande de travail. Le coût du travail et le salaire net notés respectivement C et w. La situation 1 correspond à celle prévalant avant

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

l'introduction des cotisations. La situation 2 marque la nouvelle situation d'équilibre après le choc positif de cotisations.[109]

On constate l'Invariance de l'incidence des cotisations selon qu'elles soient perçues comme neutres par les salariés ou définies comme des taxes dans les manuels d'économie de la protection sociale (cf. Bichot [1992]). Cet exemple montre la confusion faite, lors de la détermination traditionnelle de l'offre de travail composée, entre le déplacement de la courbe d'offre de travail et celui de la courbe de l'emploi d'équilibre.

1.1.2. Quand les cotisations sont en partie ou totalement perçues comme des éléments de la rémunération ressentie.

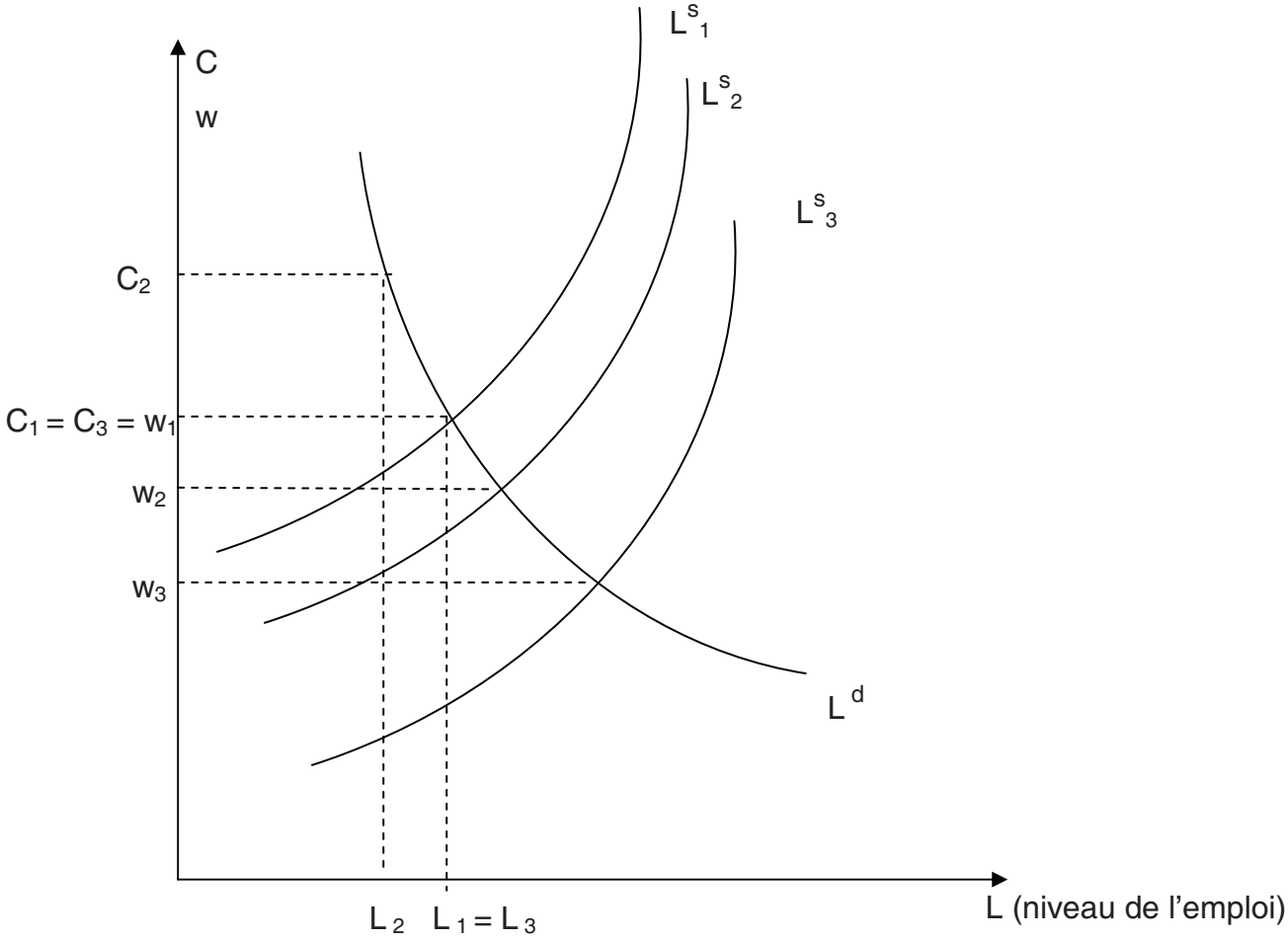
On suppose que les cotisations sont en partie ou intégralement perçues comme des revenus substituables au salaire net. Les cotisations font donc partie de la rémunération ressentie par les salariés. L'impact de l'introduction des cotisations sur le salaire et l'emploi est schématisé dans le graphique suivant.

[109]On écarte l'éventualité d'un déplacement simultané des deux courbes de demande et d'offre de travail car devant un tel scénario, il est difficile de déterminer le sens croissant ou décroissant du lien entre les cotisations, le coût du travail et l'emploi.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Figure 10

L'introduction de cotisations en cas de perception ''non nulle'' : les ajustements en œuvre.



Lecture : Le coût du travail et le salaire net notés respectivement C et w. L^s et L^d représentent respectivement l'offre et la demande de travail. La situation 1 correspond à celle prévalant avant l'introduction des cotisations. La situation 2 retrace le cas d'une perception « partielle », et la situation 3 coïncide avec le cas de la perception « totale ».

Plus le degré de perception des cotisations par les salariés est grand, plus les salariés sont prêts à consentir une baisse importante de leur salaire. Cela débouche sur une variation du coût de plus en plus faible. D'où un impact de l'ajustement des cotisations sur l'emploi de moins en moins important. En poussant ce raisonnement en son terme, il apparaît que si les salariés perçoivent les cotisations comme la contrepartie effective de toutes les prestations alors ils seraient prêts à subir intégralement l'accroissement des cotisations. Dans ce cas, la rémunération

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

ressentie par le salarié coïncide parfaitement avec le coût du travail supporté par l'employeur. Aucune distorsion sur le marché du travail n'est à déplorer. L'impact de l'ajustement des cotisations sur le coût du travail et l'emploi est nul.

1.1.3. Quand les cotisations sociales sont différemment perçues par les salariés : la distinction cotisations d'assurance sociale individualisée et cotisations redistributives de solidarité nationale (les effets de dilution).

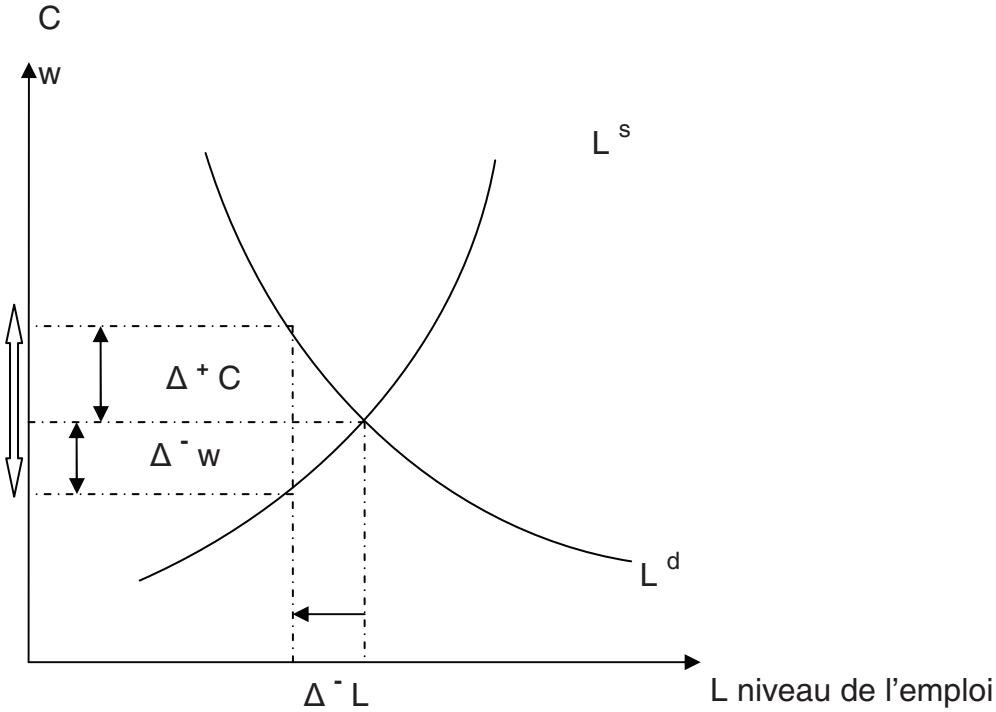
La perception différenciée des cotisations par les salariés français est une hypothèse plausible. Celle-ci repose sur une vision pragmatique selon laquelle les salariés comparent ce qu'ils reçoivent des cotisations et ce qu'ils leur coûtent. La différenciation entre les cotisations assises sur les salaires dépend donc de la nature des prestations dont elles ouvrent le droit. D'un côté, les cotisations qui offrent des prestations fortement liées à l'exercice d'une activité salariée préalable et qui apparaissent comme une contrepartie réelle des prestations accordées. Il s'agit des cotisations d'assurance sociale à droits individualisables. De l'autre, les cotisations qui s'inscrivent dans une logique de solidarité nationale. Il s'agit des cotisations redistributives.

On considère ici que les cotisations sociales font l'objet d'une perception différenciée de la part des salariés car elles leur ouvrent à la fois des droits sociaux proportionnels, les pensions et les allocations chômage, et des droits indépendants ouverts à tous y compris les salariés et leurs familles (allocation familiale, santé, etc.). De ce fait, il existerait des **effets de dilution** car le degré de perception des cotisations d'assurance sociale individualisée est plus élevé que celui des cotisations redistributives de solidarité nationale. En effet, les premières financent des droits individualisables alors que les secondes couvrent des prestations de solidarité nationale dites citoyennes. Ceci aboutit souvent à une perception globale partielle des cotisations. La figure suivante exprime les effets des variations de cotisations différenciées sur le coût du travail, le salaire et l'emploi en cas de perception globale "partielle".

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Figure 11

Une perception différenciée des cotisations assurantielles et redistributives : le cas d'une perception globale partielle des cotisations.



Lecture : Le coût du travail et le salaire net notés respectivement C et w. L^s et L^d représentent respectivement l'offre et la demande de travail. Notons aussi que ce schéma est validé, dans une moindre mesure, en cas de perception nulle.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2. Les effets des ajustements de cotisations selon leur degré de perception : la formalisation des principales leçons.

Dans une première étape, on va formaliser les comportements des entreprises et des salariés dans un contexte de flexibilité où les cotisations sont perçues comme des revenus différés (1.2.1). Dans une seconde étape, on tentera d'indiquer exclusivement la proportion des cotisations qui se répercute sur les salaires (1.2.2). Dans une troisième étape, on va décliner les principales thèses en matière d'incidence des cotisations (1.2.3).

1.2.1. Le modèle d'équilibre partiel avec des cotisations : formalisation et résolution.

Le propos ici est de déterminer, à partir de la maquette analytique simplifiée suivante, l'incidence d'un ajustement des cotisations-revenus différés sur l'offre et la demande de travail, et partant leurs répercussions sur le salaire et l'emploi d'équilibre.

Les spécifications de type Cobb-Douglas ou CES des fonctions de production et d'utilité permettent d'obtenir l'équation de demande de travail et celle d'offre de travail ci-dessous.

$L^d = L^d(C) = K_1 (C)^{-\varepsilon_d}$

$L^s = L^s(\omega) = K_2 (\omega)^{+\varepsilon_s}$

$L^d(C) = L^s(\omega) = L^*$

Avec

$C = w(1+t)$

$\omega = w(1+t)^{\alpha}$, $0 \leq \alpha \leq 1$.

Notations de la maquette analytique simplifiée.

- Fonctions de comportement

$L^d(C)$: la demande de travail

$L^s(\omega)$: l'offre de travail

- Variables endogènes

w : salaire net réel

ω : rémunération du travail ressentie

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

C : coût réel du travail

L : niveau de l'emploi

- Variables exogènes

α : le coefficient de substituabilité entre cotisations et salaire net

t : taux de prélèvement en fonction du net

ε_d : élasticité de la demande au coût réel du travail strictement négative (en valeur absolue)

ε_s : élasticité de l'offre au salaire net réel, supposée positive

K_1 et K_2 : paramètres de dimension des fonctions de demande et d'offre de travail.

Les valeurs d'équilibre du salaire réel et du niveau de l'emploi résultent de l'égalité entre l'offre et la demande de travail. En log-linéarisant, on détermine le salaire d'équilibre (w *) puis on retrouve le niveau de l'emploi d'équilibre (L*). On aboutit ainsi aux résultats suivants :

$$w^* = K_1^{\frac{1}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}} . K_2^{\frac{-1}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}} . (1+t)^{\frac{-(\alpha\varepsilon_s + \varepsilon_d)}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}}$$

$$L^* = K_1^{\frac{\varepsilon_s}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}} . K_2^{\frac{\varepsilon_d}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}} . (1+t)^{\frac{(\alpha - 1)(\varepsilon_s \times \varepsilon_d)}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}}$$

Le coût réel du travail à l'équilibre s'écrit comme suit :

$$C^* = K_1^{\frac{1}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}} . K_2^{\frac{-1}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}} . (1+t)^{\frac{(1-\alpha)\varepsilon_s}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}}$$

Pour identifier les effets de petites variations des taux de cotisations sur le salaire, le coût du travail et l'emploi, on établit respectivement les élasticités suivantes.

- Élasticité du salaire net au choc de cotisations, notée ε_{wt} :

comme $\frac{\partial w}{w} = \frac{-(\alpha\varepsilon_s + \varepsilon_d)}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)} \frac{\partial t}{(1+t)}$ alors $\varepsilon_{wt} = \frac{-(\alpha\varepsilon_s + \varepsilon_d)}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}$.

- Élasticité du coût du travail au choc de cotisations, notée ε_{Ct} :

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

comme $\frac{\partial C}{C} = \frac{(1-\alpha)\varepsilon_s}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)} \frac{\partial t}{(1+t)}$ alors $\varepsilon_{C\,t} = \frac{(1-\alpha)\varepsilon_s}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}$.

- Élasticité de l'emploi au choc de cotisations, notée ε_{Lt}:

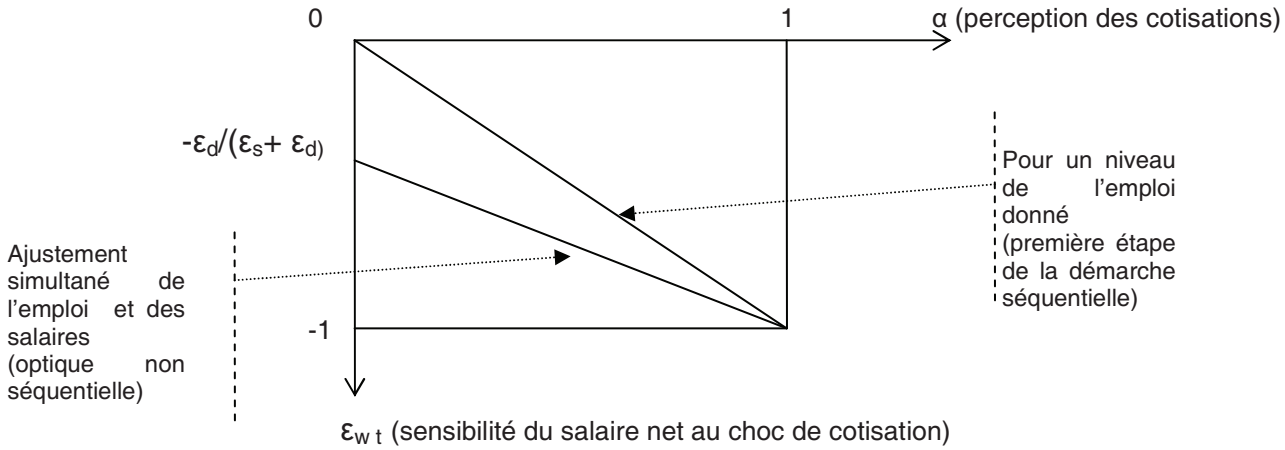
comme $\frac{\partial L}{L} = \frac{(\alpha-1)(\varepsilon_s \times \varepsilon_d)}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)} \frac{\partial t}{(1+t)}$ alors $\varepsilon_{L\,t} = \frac{(\alpha-1)(\varepsilon_s \times \varepsilon_d)}{(\varepsilon_s + \varepsilon_d)}$.

1.2.2. Le degré de substituabilité entre le salaire et la cotisation : la théorie de la perception des cotisations.

Au terme du traitement analytique proposé ci-dessus, on se rend aisément compte que les deux paramètres essentiels pour évaluer la sensibilité du salaire au choc de cotisations sont la valeur des élasticités de l'offre et de la demande, et le degré de perception des cotisations par les salariés. Le schéma ci-dessous retrace bien le lien existant entre le degré de perception des cotisations et la sensibilité du salaire.

Schéma 1

La sensibilité du salaire aux chocs de cotisations selon le degré de perception des cotisations.



On relativise ici l'idée très répandue selon laquelle « *la proportion du fardeau des cotisations qui incombe à la main d'œuvre est toujours fixée en régime de concurrence par la valeur respective des élasticités de l'offre et de la demande de*

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

travail aux prix » (Bédard [1998]). Car une telle interprétation concerne une situation particulière où l'on suppose que la perception des cotisations est nulle et que les entreprises répercutent à court terme les effets des cotisations sur les salaires (translation régressive arrière). Or, l'effet des cotisations sur les salaires doit être mesuré à l'aune du déplacement de la seule courbe d'offre de travail. Et que par ailleurs, la translation régressive arrière n'aboutit pas à une baisse des salaires car elle est précédée d'une hausse des salaires liés au comportement des salariés qui diminuent leur offre de travail et augmentent leur salaire de réservation. *In fine*, on devrait retrouver une rigidité des salaires aux chocs de cotisations (cf. supra).

Dans la première phase portant sur les effets sur les salaires pour un niveau de l'emploi donné (demande de travail rigide), le degré de perception des cotisations apparaît essentiel. Quelle que soit la valeur de l'élasticité de l'offre de travail, l'impact d'une hausse des cotisations sur le salaire net dépend, pour un niveau donné de l'emploi, du degré de perception des cotisations ($-\alpha$) (cf. schéma 1). L'effet sur le coût du travail d'un ajustement des cotisations est de ($1-\alpha$). Cet effet est nul en cas de perception totale des cotisations. À l'inverse, toute modification des cotisations se répercute intégralement sur le coût du travail en cas de perception nulle.

Par ailleurs, on constate que l'ajustement simultané de l'offre et de la demande de travail débouche sur un effet négatif sur les salaires plus important, notamment pour les valeurs de la perception nettement différente de l'unité, qu'en cas de démarche séquentielle.

1.2.3. Les principales thèses en matière d'incidence parafiscale : De la thèse de l'incidence parafiscale intégrale à celle de la neutralité ex ante des cotisations suivant l'approche séquentielle des modèles de négociation salariale.

Si la perception des cotisations est nulle, pour un niveau de l'emploi donné, la hausse des cotisations se répercute intégralement sur le coût du travail. L'impact sur l'emploi est abordé dans une seconde phase, où le salaire net est donné assimilable à une offre de travail infinie dite compétitive, alors l'impact sur l'emploi dépend de la valeur de l'élasticité de la demande ($-(1-\alpha)*\varepsilon_d$). On retrouve la thèse de l'incidence parafiscale intégrale si les cotisations sont alors neutres car définies comme des

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

taxes sur le travail. Le fardeau des cotisations serait supporté par les salariés. Ceux qui parviendront à rester en emploi le feront au même niveau de salaire net mais pour une productivité plus élevé. Les autres salariés se retrouveront au chômage. On retrouve la *version friedmanienne*.

Suivant l'approche séquentielle des modèles de négociation, on peut aboutir également sur la thèse de l'incidence parafiscale partielle pour un degré de perception des cotisations strictement compris entre zéro et l'unité, ou sur celle de la neutralité *ex ante* des cotisations si les cotisations sont perçues par les salariés comme des éléments de la rémunération parfaitement substituables au salaire net (α égal à 1).

Notons que si l'on adopte une approche traditionnelle non séquentielle (effets immédiats sur le salaire, le coût du travail et l'emploi), les résultats s'en trouvent modifiés sauf dans le cas de la perception totale. Par exemple si la perception des cotisations est nulle (α nul), la hausse des cotisations induit une baisse du salaire ($\frac{-\varepsilon_d}{(\varepsilon_s+\varepsilon_d)}$), liée à la translation régressive des employeurs, et une augmentation du coût du travail ($\frac{\varepsilon_s}{(\varepsilon_s+\varepsilon_d)}$). Il s'ensuit une baisse du niveau de l'emploi ($\frac{-\varepsilon_s\times\varepsilon_d}{(\varepsilon_s+\varepsilon_d)}$).

On constate que plus le degré de perception des cotisations augmente, plus la réduction du salaire est forte et moins importante est la hausse du coût du travail. Il en découle un impact sur l'emploi de plus en plus faible. Il s'agit de la thèse de l'incidence parafiscale "partielle" des cotisations. Mais une telle approche est peu crédible, on retient généralement une démarche séquentielle, et exagère surtout l'ampleur du lien négatif entre les salaires nets et les cotisations.

Au demeurant, une question reste ouverte. Les leçons en matière d'incidence des cotisations auxquelles on a abouti gardent-elles toute leur pertinence lorsque l'on sort du cadre de parfaite flexibilité du marché du travail ?

On va tenter de décliner les résultats théoriques en matière d'incidence des cotisations lorsque les valeurs extrêmes des élasticités de la demande ou de l'offre de travail sont retenues dans le cadre du modèle de perception des cotisations comme revenus différés par les salariés et suivant la logique traditionnelle non séquentielle.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

- Lorsque l'élasticité de l'offre de travail est infinie et que la perception des cotisations-revenus différés n'est pas totale, l'impact d'une hausse des cotisations sur le salaire dépend du degré de perception (-α) (cf. schéma 1). L'effet induit sur le coût du travail est positif (1-α). La baisse de l'emploi, quant à elle, dépend de la valeur de l'élasticité de la demande et du degré de perception des cotisations (-(1-α) ε_d). On retrouve sans adopter la démarche séquentielle les résultats de l'incidence des cotisations suivant la théorie de la perception. Dans ce contexte si la perception des cotisations est nulle, la hausse des cotisations se répercute intégralement sur le coût du travail et l'impact sur l'emploi dépendra de la valeur de l'élasticité de la demande. On retrouve la thèse de l'incidence fiscale intégrale des cotisations. Celles-ci sont alors assimilables à des taxes sur le travail.
- Si l'élasticité de l'offre de travail est nulle alors l'augmentation des prélèvements sur les salaires affecterait exclusivement les salariés peu importe le degré de perception des cotisations. Ces derniers verraient leur salaire net baisser d'un montant égal à la taxation. Ceci est la condition requise pour que les employeurs se satisfassent du niveau de l'emploi avant le choc de cotisations. Il s'agit de **la thèse de la neutralité parafiscale *ex ante* des cotisations**. Il n'y aurait aucun impact sur le coût du travail et l'emploi.

Si la demande est totalement rigide, le fardeau des cotisations supporté par les salariés dépend uniquement du degré de perception des cotisations -cf. schéma 1- . La variation des cotisations n'a aucune répercussion sur le salaire net si les salariés sont indifférents aux ajustements de cotisations. Seul le coût du travail augmenterait dans ce cas d'un montant égal aux variations de cotisations, l'emploi demeure insensible au choc de cotisations. On parle de la thèse de l'équivalence parafiscale des cotisations. Elle reste valable si la perception des cotisations est «partielle » avec un impact sur le coût du travail moins important.

On va maintenant aborder dans la section suivante, l'étude de l'impact de la fiscalité du travail à travers la problématique de la perception des cotisations dans le cadre de négociations collectives, entre le patronat et les syndicats, où les enjeux de la relation entre les cotisations, le coût du travail et l'emploi se posent explicitement à l'échelle macroéconomique.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2. La problématique de la perception des cotisations dans une modélisation de la négociation salariale.

L'analyse économique de l'incidence des cotisations est menée ici dans le cadre des modèles de négociations salariales où l'on suppose que le statut des cotisations jouerait un rôle essentiel dans l'analyse des effets de leurs variations sur le coût du travail et l'emploi. Le propos est d'élargir le champ d'application des modèles de négociations salariales par l'intermédiaire d'une modélisation théorique qui prend en compte les effets du degré de perception ou de substituabilité *ex ante* entre les cotisations et les salaires (cf. Cotis et Loufir [1990]).

Dans un premier temps, on déclinera la procédure d'extension du modèle d'équilibre partiel concurrentiel à un modèle de négociation salariale non concurrentiel (2.1). Dans un second temps, on procèdera à l'interprétation économique des principaux éléments du modèle de négociations salariales avec perception des cotisations (2.2). Dans une dernière et troisième étape, on tentera de fournir les principales équations de formation des salaires nets, et accessoirement de chômage ou d'emploi d'équilibre, qui découlent d'une telle modélisation théorique (2.3).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2.1. L'extension du modèle d'équilibre partiel d'incidence parafiscale avec perception des cotisations vers un modèle de négociations salariales : les étapes de la formalisation.

Nous allons mobiliser ici la vieille méthode d'extension du modèle d'équilibre partiel concurrentiel à celui non concurrentiel des négociations salariales. Il s'agit de proposer de manière œcuménique une demande et une offre de travail qui permettent de transposer le débat du modèle de marché du travail classique (cf. supra) vers un modèle de négociations salariales opposant les représentants des salariés et le patronat. Voici un aperçu des étapes de cette démarche (cf. Cotis et Loufir [1990], L'Horty et Sobczak [1997]).

En retenant une spécification de la fonction de production de type Cobb-Douglas, par exemple $Q = L^{*\beta}$, avec Q le PIB, ß l'élasticité produit au travail, et L^* l'emploi effectif. On dérive la demande de travail en situation de concurrence monopolistique à partir de la condition d'optimalité suivante :

$$\frac{w(1+t)(1+m)}{p_{va}} = \eta_L^Q \frac{Q}{L^d} = \beta \frac{Q}{L^d}$$

L^d, la demande de travail ; w, le salaire net courant ; P_{va}, le prix de la valeur ajoutée ; m, le taux de marge ou de mark-up des prix sur les coûts ; ß l'élasticité du produit au facteur travail correspondant approximativement à la part de la masse salariale dans la valeur ajoutée (η_L^Q). La demande de travail s'exprime comme suit :

$$L^d = \frac{\beta Q}{(w(1+t)(1+m)/P_{va})}.$$

L'offre de travail quant à elle se décline de la manière suivante :

$$L^s = L\left\{\frac{w}{s_r}(1+t)^{\alpha}\right\}^{\varepsilon_s}.$$

L, la population active ; t, le taux de cotisations en net ; α (compris entre zéro et l'unité), le degré de substituabilité entre cotisations et salaires nets ou degré de

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

perception des cotisations ; ε_s, l'élasticité de l'offre au salaire net supposée positive ; S_r, le salaire de «réservation » en dessous duquel aucun travailleur n'est disposé à offrir sa force de travail. Notons que le salaire de réservation réel s'exprime traditionnellement en fonction du niveau général des prix des biens de consommation (P_c) comme suit : $\frac{s_r}{P_c} = f(t)$, (cf. Cotis et Loufir [1990]).

2.2. L'interprétation économique des principaux déterminants et aspects du modèle de négociations salariales avec perception des cotisations.

Quelques clarifications sont souvent apportées pour justifier le glissement du modèle d'équilibre partiel vers une variante des modèles de négociations salariales selon laquelle le syndicat défend les intérêts de tous ses membres issus « du monde du travail ». Revenons sur quelques-unes d'entre elles.

2.2.1. Le degré de perception des cotisations dans le modèle de négociations salariales : même signification et portée que dans le modèle partiel concurrentiel précédent (Théorie de la perception des cotisations).

Dans un cadre de négociations salariales, la question de la perception des cotisations se pose dans les mêmes termes. Les réponses apportées sont identiques. Si les salariés perçoivent les cotisations et les salaires comme des éléments de la rémunération totalement interchangeables, le degré de perception est alors égal à l'unité. La rémunération du travail coïncide avec la *rémunération ressentie* par les salariés. Par contre, si la perception des cotisations est nulle alors les salariés résistent aux variations du coin socio-fiscal. Dans ce cas de figure, les cotisations sont perçues comme des prélèvements analogues aux impôts et taxes. L'hypothèse de la perception partielle des cotisations-revenus différés, même dans une économie non concurrentielle où les entreprises adoptent un comportement de marge sur les prix, aboutit sur la thèse de l'incidence parafiscale « partielle » des cotisations. On retrouve les thèses de la Théorie de la perception des cotisations développée plus haut.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2.2.2. Le salaire de réservation dans le modèle des négociations salariales.

Le salaire de réservation est introduit dans un cadre où les salariés ne parviennent pas à imposer le nombre d'heures de travail qu'ils souhaitent effectuer. Ils sont contraints par les entreprises qui fixent le nombre d'heures effectives. Les salariés font donc face à un choix binaire : entrer dans le marché du travail ou refuser de participer. Les déterminants du choix de participation au travail salarié sont, comme le rappelle la littérature théorique et empirique, très variés : le salaire potentiel (productivité du travail) ; les revenus non salariaux et les revenus de remplacement (indemnités de chômage) ; le salaire éventuel du conjoint ; l'utilité accordée à l'oisiveté (préférences pour les loisirs et activités récréatives). Pour aboutir à une offre de travail globale continue, il importe de relâcher l'hypothèse de l'agent représentatif pour la remplacer par celle "*d'une différenciation des individus*" selon leurs caractéristiques et le poids relatif de leurs revenus de remplacement. Cotis et Loufir [1990]) ont choisi de ne retenir que les goûts à l'oisiveté des salariés comme élément de différenciation entre les individus. Une façon d'admettre que le salaire de réservation apporterait le même niveau d'utilité que l'inactivité (décision de non participation). Le « *salaire de réservation suit une distribution non spécifiée au sein de la population.* » (Cotis et Loufir [1990], p. 100). La formation du pouvoir d'achat du salaire de réservation, dont le déflateur pertinent est le prix à la consommation, est appréhendée à partir d'une fonction de temps. Ces considérations gardent toute leur pertinence dans le cadre du modèle de négociations salariales : « l*e salaire de réservation intervient, quant à lui, de la même manière dans un modèle de négociation et dans un modèle concurrentiel ; il dépend en outre des mêmes déterminants. Une hausse du salaire de réservation accroît les revendications salariales, toutes choses égales d'ailleurs, ce qui réduit ex post la demande de travail et l'emploi.* » (Cotis et Loufir [1990], p. 101).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

2.2.3. La spécification de la fonction d'utilité des syndicats à partir de l'élasticité de l'offre de travail (fonction d'utilité dite "Rawlsienne" versus fonction d'utilité dite de "l'électeur médian").

Dans le cas de perception nulle des cotisations, l'offre de travail s'écrit ainsi :

$L^s = L\left(\frac{w}{s_r}\right)^{\varepsilon_s}$. À l'équilibre (offre et demande égales), le taux de chômage effectif (U) est : $U = 1 - \frac{L^s}{L} = 1 - \left(\frac{w}{s_r}\right)^{\varepsilon_s}$.

Ce qui donne l'expression de l'équation des salaires nets suivante : $w = \left[(1-U)^{1/\varepsilon_s}\right] s_r$.

L'exposant $1/\varepsilon_s$, l'inverse de l'élasticité de l'offre de travail au salaire, mesure l'importance accordée par le syndicat au bien-être des demandeurs d'emploi. Le côté original d'une telle interprétation est que les enjeux des négociations ne porteraient plus exclusivement sur le coefficient de pondération des gains des syndiqués, caractérisant selon la condition de Nash les rapports de forces entre patronat et syndicat, mais sur l'orientation des choix stratégiques du syndicat entre ses différents membres (Cotis et Loufir [1990], p. 100). Le syndicat maximise le bien-être de ses membres les plus fragiles (salariés peu qualifiés et demandeurs d'emploi) si l'élasticité de l'offre est nulle ou faible. Une grande flexibilité des salaires est envisagée en cas de chocs sur les coûts pour sauvegarder l'emploi de tous, et *a fortiori* ceux des plus défavorisés. À contrario, une sensibilité forte de l'offre de travail introduit une rigidité des salaires. Le syndicat est alors peu disposé à défendre l'emploi, l'intérêt des demandeurs d'emploi n'est guère défendu, il s'emploie particulièrement à maximiser le bien-être du salarié médian.

La littérature théorique identifie ainsi deux « catégories » de fonctions d'utilité.

- Les *fonctions d'utilité dites* "*Rawlsiennes*" lorsque le syndicat tente, pour des considérations d'équité vis-à-vis de ses membres, d'égaliser à terme l'utilité de tous ses membres. Le syndicat atteint ses objectifs par le biais d'effectifs élevés (égalité de tous face à l'emploi). Cela reflète le cas d'une offre de travail peu sensible ou

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

inélastique.

- Les *fonctions d'utilité dites de "l'électeur médian"* lorsque le syndicat cherche plutôt à maximiser l'utilité du membre moyen ou représentatif sous les hypothèses « classiques » d'élasticité de l'emploi au coût du travail donnée et d'invariance du salaire de réservation. Ce cas renvoie à une inégalité *ex post* entre les demandeurs d'emploi et les salariés occupés. Ces derniers ayant une utilité à terme nettement supérieure à celle des autres. Cela coïncide avec l'hypothèse d'une élasticité de l'offre de travail forte.

2.2.4. Une interprétation alternative de l'équation de demande de travail dans le cadre des négociations salariales entre patronat et syndicat *(modèle du droit à gérer* versus modèle du contrat optimal*)*.

La demande de travail « compétitive » (salaire comme une variable exogène pour les entreprises) autorise deux types de négociation salariale :

- *Le modèle du droit à gérer*. Trois hypothèses sous-tendent le raisonnement retenu dans le cadre du modèle du droit à gérer, la demande de travail est une connaissance commune ; les protagonistes ne s'engagent que sur le salaire ; et enfin, le programme de négociation consiste à maximiser le produit pondéré des gains nets des joueurs. Les interactions stratégiques entre employeurs et syndicat s'effectuent dans le cadre *d'un jeu non coopératif de négociations séquentielles*. Celui-ci se déroule suivant un processus de propositions et contre-propositions. L'issue de la négociation est une solution de Nash généralisée (Nash (1950), Roth (1979), op. cit. Cahuc [1990]). La relation entre le salaire et l'emploi est nécessairement décroissante. Quelle que soit l'issue de la négociation, on aboutit à une solution sous-optimale au sens de Pareto car aucun point de tangence entre les courbes d'indifférence et celles d'isoprofit ne se situe sur la courbe de demande (Cahuc [1990]). Une telle représentation de la négociation salariale renierait alors implicitement le postulat de la rationalité collective. Sauf, si la demande de travail est sensible au progrès technique ou au choc exogène des débouchés et des prix relatifs des biens produits par les entreprises (A. Ulph et D. Ulph (1990), op. cit. Cotis et Loufir [1990]). Les points d'équilibre constitueront dans ce cas les lieux de convergence efficients entre la demande de travail et les courbes

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

d'indifférence du syndicat.

- *Le modèle du contrat optimal*. C'est le modèle dit de la *négociation efficace*. Les protagonistes (patronat et syndicat) décident de négocier à la fois sur les salaires et l'emploi. L'issue de la négociation se situe sur la courbe de contrat optimal. Celle-ci peut avoir *a priori* deux formes différentes (cf. Cahuc [1990]). Soit elle est verticale dans le plan emploi-salaire. Les salariés seraient neutres au risque, la dérivée seconde de la fonction d'utilité du syndicat étant nulle. Il s'agit du cas polaire d'une fonction d'utilité collective linéaire (courbe d'utilité marginale plate). Soit la pente de la courbe de contrat est positive. La dérivée seconde de la fonction d'utilité du syndicat est négative. L'utilité tirée d'une unité supplémentaire de travail offerte est décroissante. Une augmentation du pouvoir de négociation du syndicat se traduirait par une hausse des salaires et de l'emploi. L'emploi peut cependant dans certaines conditions se situer sur la demande de travail. « *Pour qu'il en soit ainsi, il convient alors d'incorporer deux hypothèses supplémentaires au modèle : licenciement prioritaire des salariés entrés le plus récemment dans l'entreprise en cas de choc défavorable affectant celle-ci, maximisation par le syndicat de l'utilité de l'"électeur salarié" médian (cf. Oswald, 1987). Dans un tel contexte le modèle de négociation conjointe ne se distingue plus du modèle de "droit à gérer".* » (Cotis et Loufir [1990], p. 101).

2.3. L'effet de l'ajustement du niveau des cotisations sur la formation des salaires nets et l'emploi d'équilibre : de la thèse de l'incidence fiscale intégrale à celle de la neutralité *ex ante* des cotisations.

La méthodologie d'évaluation des effets des variations de cotisations sur le coût du travail et l'emploi est double. Soit, on procède à une étude simultanée des effets des ajustements de cotisations sur l'offre et la demande de travail (esprit du modèle du contrat optimal). Soit, on adopte la démarche séquentielle (esprit du modèle du droit à gérer). Celle-ci repose sur deux phases qui s'articulent autour des questions suivantes : Quel est l'impact des chocs de cotisations sur les salaires et le coût du

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

travail ? Quels sont les effets de la variation du coût du travail sur l'emploi ?

Quelle que soit la démarche retenue, on élabore en premier lieu l'équation "théorique" des salaires nets de long terme (en logarithme) à partir de la condition d'équilibre sur le marché du travail. Il s'agit de se focaliser sur l'incidence des cotisations dans la formation des salaires nets d'équilibre contraints (cas de chômage keynésien-insuffisances de débouchés-, et/ ou de chômage classique - perte de profitabilité occasionnant une pénurie de capital physique (Malinvaud 1977)). Deux étapes intermédiaires sont cependant nécessaires pour exprimer la formation des salaires nets. La première consiste à remplacer l'évolution du pouvoir d'achat du salaire de réservation par une expression qui tient compte de la productivité de " plein-emploi" et de la valeur de l'élasticité produit du travail telle que Ln f (t) = k (q – l + ln ß), k >0. La seconde étape consiste à partir du fait que la productivité marginale du travail est différente de son coût, quel que soit le type de chômage, pour noter que l'équation de demande de travail devient :

$$(1-\varepsilon_s)L^d = L^*$$

Ainsi, on obtient l'équation log-linéarisée des salaires nets théorique d'équilibre de long terme (horaire ou par tête) suivante :

$$w^* = -\frac{1}{\varepsilon_s}(u) + \left[k(q-l+\ln\beta)\right] - \alpha Ln(1+t) + p_c$$

La portée de cette équation est nettement plus large que celle des courbes de Phillips usuelles (Cotis et Loufir [1990]).

Paradoxalement, il se trouve qu'« *une plus grande confiance accordée à l'échafaudage des spécifications théoriques conduit à une plus grande sensibilité aux erreurs de mesure sur les variables en œuvre* » (L'Horty et Rault [2002]). Il convient donc de faire appel aux aspects dynamiques de la formation des salaires qui ont été bien intégrés dans la littérature théorique et empirique (Manning [1993], Cahuc et Zylberberg [1998]). Par exemple, Abderrahim Loufir et Jean-Phillipe Cotis [1990] ont élargi les déterminants des équations de salaires horaires nets dynamiques pour mesurer les élasticités des taux de cotisations. Ces équations se présentent sous la forme du modèle de correction d'erreur suivant (cf. p. 104) :

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

$$\dot{w} = -a_1\dot{w}_{-1} + b_0\Delta Ln(1+t) + b_1\Delta u + c_0\dot{p}_c$$
$$- d_0\left[w_{-1} - d_1 p_{c-1} - d_2(p_{va} - p_c)_{-1} + d_3 Ln(1+t)_{-1} - d_4(y-l)_{-1} + d_5 u_{-1}\right] + e$$
$$\text{avec } e\,(\text{terme résiduel}), d_1, d_2, d_3, d_4, d_5 > 0.$$

On dispose actuellement d'une longue liste de variables explicatives macroéconomiques, fondées sur des considérations micro-économiques solides, pour les estimations univariées des équations de salaires compatibles avec un grand nombre de variables explicatives (cf. section suivante).

Reste maintenant à procéder à l'évaluation des effets des variations de cotisations sur le chômage ou l'emploi d'équilibre.

***** Suivant une **démarche simultanée**, on aboutit, mutatis mutandis, à l'expression de la valeur théorique du chômage d'équilibre (u*) suivante :

$$u^* = \frac{\varepsilon_s}{(1-\varepsilon_s)}\left[(1-\alpha)Ln(1+t) + (p_c - p_{va}) + (k-1)(y - l + \ln\beta) + \ln m\right]$$

Le chômage d'équilibre stabilise les tensions inflationnistes découlant du comportement opportuniste à la fois des syndicats, qui cherchent à obtenir des salaires très numérateurs, et des employeurs, qui fixent des prix en appliquant les taux de marge les plus élevés possibles sur leurs coûts salariaux unitaires. Il varie positivement avec : le degré de la sensibilité de l'offre de travail, la détérioration des termes de l'échange assimilable à une perte sèche de richesses nationales, les surenchères salariales (k>1) ; les fortes marges désirées par les entreprises ; la hausse des cotisations peu substituables aux salaires nets (α proche de zéro). Il diminue lorsque : les syndicats adoptent une attitude « Rawlsienne » (ε_s tend vers zéro) ; le « coin socio fiscal » s'amenuise avec la réduction de l'écart de point de vue entre syndicats et patronat (α tend vers l'unité) ; la compétitivité extérieure de l'économie s'améliore ; les salaires sont de plus en plus « calés » sur le rythme de croissance de la productivité de plein emploi. Cette modélisation s'inscrit dans le sillage des modèles de négociations salariales qui font apparaître un chômage d'équilibre influencé par la productivité. On retrouve le lien positif entre le chômage d'équilibre et le ralentissement tendanciel de la productivité non répercuté sur les salaires. Pour étayer cette proposition, on avance que la baisse tendancielle de la productivité, mal répercutée dans un contexte initial de parfaite indexation unitaire

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

des salaires, provoque un accroissement du coefficient k, qui devient supérieur à l'unité. Une telle éventualité est concrètement observable en cas de moindre progression de l'intensité capitalistique suite à des chocs exogènes, même passagers, tels que la contraction conjoncturelle de la demande ou la détérioration subite des termes de l'échange vis-à-vis de l'extérieur (Olivier Blanchard (1989), op. cit. Cotis et Loufir [1990], p. 102).

La thèse de la neutralité parafiscale se vérifie dans deux cas de figure :

- Lorsque les syndicats adoptent une position « Rawlsienne » ($\varepsilon_s = 0$) qui assure une parfaite flexibilité des salaires nets réels pour compenser les effets des chocs des prélèvements parafiscaux sur le coût du travail.
- Lorsque les cotisations sont perçues comme des éléments de la rémunération parfaitement substituables avec les salaires nets ($\alpha = 1$) même en cas de « monopole syndical » (ε_s tend vers l'infini)[110].

Certes la démarche en termes de chômage d'équilibre est théoriquement très satisfaisante mais ce concept est trop flou et difficile à mesurer. "*Le chômage d'équilibre reste par bien des aspects une théorie sans mesure*" (Sterdyniak et al. 1997, op. cit. in L'Horty et Sobczak [1997]).

*Suivant **une démarche séquentielle**, on peut mesurer les effets spécifiques des variations de cotisations sur l'emploi d'équilibre. Une fois le degré de perception des cotisations mesuré, on peut en déduire l'effet sur le coût du travail ($1-\alpha$). Pour déterminer l'effet sur l'emploi, à production donnée, on adopte l'hypothèse de la demande de travail compétitive (salaire donné). Ce qui donne l'élasticité conditionnelle $\overline{\eta}_L^L$ de la demande de travail ($(1-\alpha)\ \varepsilon_d$). Pour procéder à un bouclage complet des répercussions sur l'emploi, il convient de rajouter aux effets de substitution directs, déjà calculés, les effets volume (production variable) via la modification du prix de la valeur ajoutée. Ces derniers dépendent des valeurs de la part du coût du travail dans la valeur ajoutée θ, de l'élasticité prix traditionnelle de la demande de biens η_P^D et de l'élasticité conjoncturelle de la demande de travail η_Q^L.

[110]Le monopole syndical reflète une stratégie d'indexation exclusive des salaires sur les prix à la consommation. Les salariés n'accepteraient pas de supporter les effets négatifs des chocs d'offre tels que par exemple la hausse brutale des matières premières.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Ces différents effets mesurent l'élasticité inconditionnelle de l'emploi η_L^L dont l'expression finale découle de cette série d'équations suivantes :

$$\eta_L^L = (\overline{\eta}_L^L + \eta_Q^L \times \eta_L^Q) = (\overline{\eta}_L^L + \eta_Q^L \eta_{Pva}^Q \times \eta_L^{Pva}) = (\overline{\eta}_L^L + \eta_Q^L \eta_P^D \times \theta).$$

Là aussi, la mesure de l'élasticité prix de la demande de biens adressée aux entreprises au niveau agrégé constitue le talon d'Achille de cette démarche d'évaluation (L'Horty [2001]).

Au regard de toutes ces considérations, notre propos central sera de mesurer les effets des variations de cotisations sur la formation des salaires nets de long terme et de court terme (le degré de perception des cotisations). Les effets sur l'emploi seraient déterminés par la méthode séquentielle, à niveau de production inchangé, pour avoir une idée des effets sur l'emploi des hausses de cotisations sociales.

Depuis plusieurs décennies, les termes du débat sur l'incidence des cotisations en France portent généralement sur les effets des différents dispositifs d'allégement de charges sociales sur les bas et moyens salaires. Le phénomène le plus massif observé durant les trente dernières années, à savoir la hausse continue du coin social en France, est généralement occulté. Ce débat, initié en France par Cotis et Loufir [1990], ne fait pratiquement plus l'objet d'études empiriques de grande envergure malgré la portée macro-économique de ses conclusions et les controverses qu'il suscite souvent entre les intellectuels. La problématique des effets de la montée en puissance des cotisations pose des questions cruciales sur les modalités de formation des salaires nets en France. Ces questions seront abordées dans le chapitre suivant.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Chapitre 8

L'incidence de la variation des cotisations sur la formation des salaires nets : les déterminants du salaire, la construction des séries, et les résultats de la modélisation macroéconométrique (1978-2008).

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Le poids des cotisations assises sur les salaires a augmenté entre 1978 et 2008 de près de 50 % malgré les allégements de charges sociales des quinze dernières années, qui pèsent en moyenne plus d'un point du produit intérieur brut (PIB).

Le niveau actuel du coin social moyen français reste encore élevé et représente près des trois quarts des ressources de la protection sociale, soit plus d'un tiers des prélèvements obligatoires en France (310 milliards d'euros). De 1978 à nos jours, les cotisations sociales pèsent régulièrement plus de 14 % du PIB ! [111]

Cependant on constate que le coût du travail par unité produite en hexagone, appelé coût salarial unitaire, ne connaît pas une hausse exceptionnelle et reste inférieur à la moyenne européenne. Ce qui décrédibilise l'idée selon laquelle le niveau relativement élevé du coin social agrégé amenuise les profits (taux de marge) des employeurs et détériore la compétitivité, tant intérieure et extérieure, des entreprises. Quelles en sont les raisons ? Deux versions s'opposent.

- La première version repose sur l'hypothèse traditionnelle de rigidité *ex ante* des salaires nets aux chocs de cotisations patronales et salariales. Dans un tel contexte, la hausse des cotisations sociales renchérit le coût du travail et risque de détériorer la rentabilité des entreprises qui vont exiger un niveau de productivité plus élevé, via une baisse de l'emploi, pour maintenir inchangé le coût salarial unitaire. Par ailleurs, les salariés encore occupés sont obligés d'augmenter leur efficience (productivité horaire) sans hausse salariale compensatrice. Selon Milton Friedman ce résultat d'incidence théorique est le même quel que soit le type de cotisations sociales salariales ou patronales concerné. C'est le théorème de l'invariance des cotisations sociales de Friedman (Friedman [1971] [112] , cf. Bichot [1992]).
- La seconde version repose sur l'hypothèse de la flexibilité spécifique des salaires nets aux ajustements de cotisations qui valide l'idée selon laquelle les salariés assimilent les cotisations à des éléments de rémunération partiellement ou totalement substituables à leurs salaires nets. La flexibilité

[111] Le taux des prélèvements obligatoires en France est, au-delà des fluctuations conjoncturelles, égal en point de PIB à 35,1 % en 1970, 43 % en 1980, 44,9 % en 1999, 45,1 % en 2000, et 44 % en 2008.
[112] Friedman M. [1962], Capitalism and freedom, University of Chicago Press, Robert Laffont (traduction 1971).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

des salaires nets aux variations de cotisations est mise en évidence dans de nombreux travaux économétriques mobilisant des séries macroéconomiques, microéconomiques et sectorielles. Certes ces trois générations de travaux ne confirment pas une relation claire et univoque entre les cotisations, le coût du travail et l'emploi. Mais elles révèlent souvent une flexibilité spécifique des salaires aux variations du taux de cotisations. On peut d'ailleurs en citer quelques exemples. Hamermesh [1979] en mobilisant des données microéconomiques américaines de panels, couvrant la période 1968-1974, montre qu'une hausse des cotisations de 1 % entraîne une baisse des salaires en moyenne de 0,3 %, et une contraction de l'emploi de 0,7 %. Cotis et Loufir [1990] montrent à travers l'estimation d'équations macroéconomiques de salaires, entre 1971 et 1987, que l'explosion du poids des cotisations dans la rémunération du travail en France est totalement absorbée par la baisse immédiate *(ex ante*) des salaires nets réels. Tyrvaïnen montre, dans le cadre de l'étude "Emploi et chômage" proposée par l'OCDE [1994], que la forte hausse des prélèvements sociaux et fiscaux en France sur la période 1975-1992 ne s'est pas entièrement répercutée sur le coût du travail. Une partie de cette hausse aurait provoqué un ajustement à la baisse des salaires nets (environ 40 francs pour 100 francs d'accroissement des cotisations). Il observe, en mobilisant des équations de salaires macroéconomiques similaires pour dix autres pays de l'OCDE retenus, le même résultat sauf pour l'Allemagne et les États-Unis où respectivement les cotisations patronales et les cotisations salariales, perçues comme des taxes, se répercutent intégralement sur le coût du travail.

Ce débat, récurrent et toujours d'actualité, pose clairement la problématique du rôle de la perception des cotisations par les salariés. Il est en fait question de savoir quel est le statut des cotisations aux yeux des salariés ? Les cotisations sont-elles perçues comme des taxes ou impôts purs ? Ou bien sont-elles définies comme une forme de revenu différé faisant partie de la rémunération ressentie ?

Notre objectif consistera à clarifier les termes de ce débat en revenant sur la riche expérience française dans ce domaine. Le propos est alors d'apporter des éléments de réponse pertinents à la série de questions suivante :

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

- Les salaires nets sont-ils rigides ou flexibles aux variations de cotisations sociales ? Autrement dit, quelle est l'ampleur des ajustements spécifiques des salaires nets face aux modifications du coin social ?
- Quels sont les facteurs explicatifs de l'ajustement ou de la rigidité des salaires nets en réponse aux variations de cotisations ? Existe-t-il des raisons objectives pour expliquer les mécanismes en jeu ? Ou se trouve-t-on en face d'une énigme ?

Les réponses formulées découleront des enseignements tirés des différentes estimations macroéconométriques d'équations de salaires nets réels à l'aide de modèles à correction d'erreur. Il s'agit de modèles de salaire net horaire réel qui mobiliseront une dizaine de séries de données macroéconomiques françaises trimestrielles couvrant la période 1978T1-2008T3 (soit 123 observations).

Ce travail se déclinera en trois grandes sections :

- Dans la première section, nous procéderons d'abord au rappel descriptif des principales variables utilisées dans notre étude d'évaluation qui concerne tous les salariés du secteur concurrentiel couvrant les branches d'activité EB-EP (NES -Nomenclature Économique de Synthèse-). Ensuite, nous reviendrons sur les considérations théoriques qui sous-tendent les relations économiques entre les principales variables mobilisées. Et enfin, nous discuterons les choix qui fondent les différentes spécifications retenues (section 1).
- Dans la deuxième section, nous effectuerons une série d'estimations non contraintes d'équations de salaire net de court terme. Le but principal est de mesurer le degré de perception du coin social agrégé ou différencié (cotisations contributives et redistributives) par les salariés français (section 2).
- Dans la troisième section, nous tenterons de valider la thèse en matière d'incidence parafiscale qui se dégage du premier regard économétrique en intégrant le processus d'ajustement de court terme des salaires dans une dynamique d'équilibre de « long terme économétrique ». Nous solliciterons ainsi les modèles à correction d'erreur de type Engle-Granger (section 3).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1. Les éléments introductifs de la modélisation macroéconométrique et l'analyse empirique des données : champ d'étude, séries construites, indicateurs, signes attendus des coefficients, et choix de spécifications.

1.1. Le champ, les données, les variables et autres indicateurs : le rappel descriptif.

Notre travail s'inscrit dans le cadre d'une approche macroéconomique, et non désagrégée par branche, et mobilise les données agrégées de la comptabilité nationale. Les données agrégées souffrent moins des problèmes d'approximation et de perte de précision liés à la ventilation de certaines variables telles que la durée du travail, la productivité horaire (Beffy et Fourcade [2004]). Les données macroéconomiques trimestrielles concernent le secteur marchand non agricole (SMNA), dit secteur concurrentiel, couvrant toutes les entreprises des branches EB-EP, selon la nomenclature NES (Nomenclature Économique de Synthèse) adoptée en 1994. Ces branches regroupent les trois grands secteurs d'activité suivants : l'industrie, la construction et le tertiaire (hors éducation, santé, action sociale-administration et activités associatives). Notre champ d'étude couvre donc la quasi-totalité des secteurs d'activité du secteur privé et semi-public.

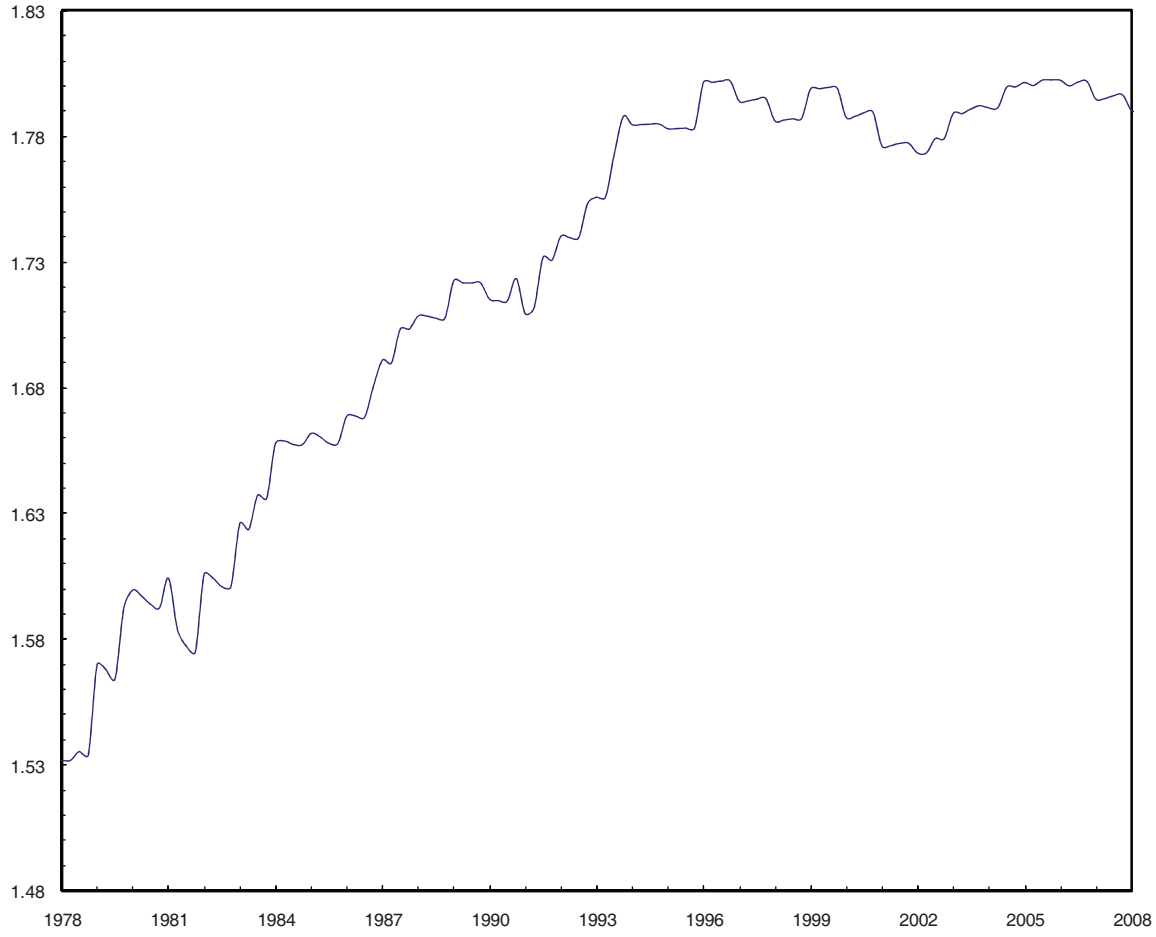
On mobilise ici principalement les séries trimestrielles des comptes nationaux trimestriels français, base 2000 (publiés en 2003 et complétés en 2009), telles que la valeur ajoutée, le prix de la valeur ajoutée, le prix à la consommation, et les heures travaillées. Notons que la série des emplois en effectifs salariés (temps complet et temps partiel), disponible dans la parution de 2009, ne dissocie pas les effectifs de l'ensemble de l'économie de ceux du secteur privé. Nous avons alors prolongé la série des emplois salariés grâce aux indices emplois trimestriels EB-EP (CVS) base 100 1999 T4 de l'Acoss-Urssaf (cf. Acoss-stat-conjoncture [2003-2008]).

Nous allons maintenant présenter les principales séries utilisées dans nos différentes modélisations macroéconométriques.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1.1. Bref rappel des indicateurs de la pression sociale.

Graphique 26
Coin social global moyen effectif.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

Le coin social global moyen des entreprises du secteur privé et semi-public mesure le rapport entre le coût du travail et le salaire net. Ce taux est évalué soit en partant de la distribution des niveaux de salaire du secteur privé et semi-public (source Insee-Dads) ; soit en retenant une distribution stable en dessous et au-delà du plafond de la Sécurité sociale. Les deux options donnent des résultats identiques si on intègre dans le second cas les allégements de charges sociales (cf. chapitre 6).

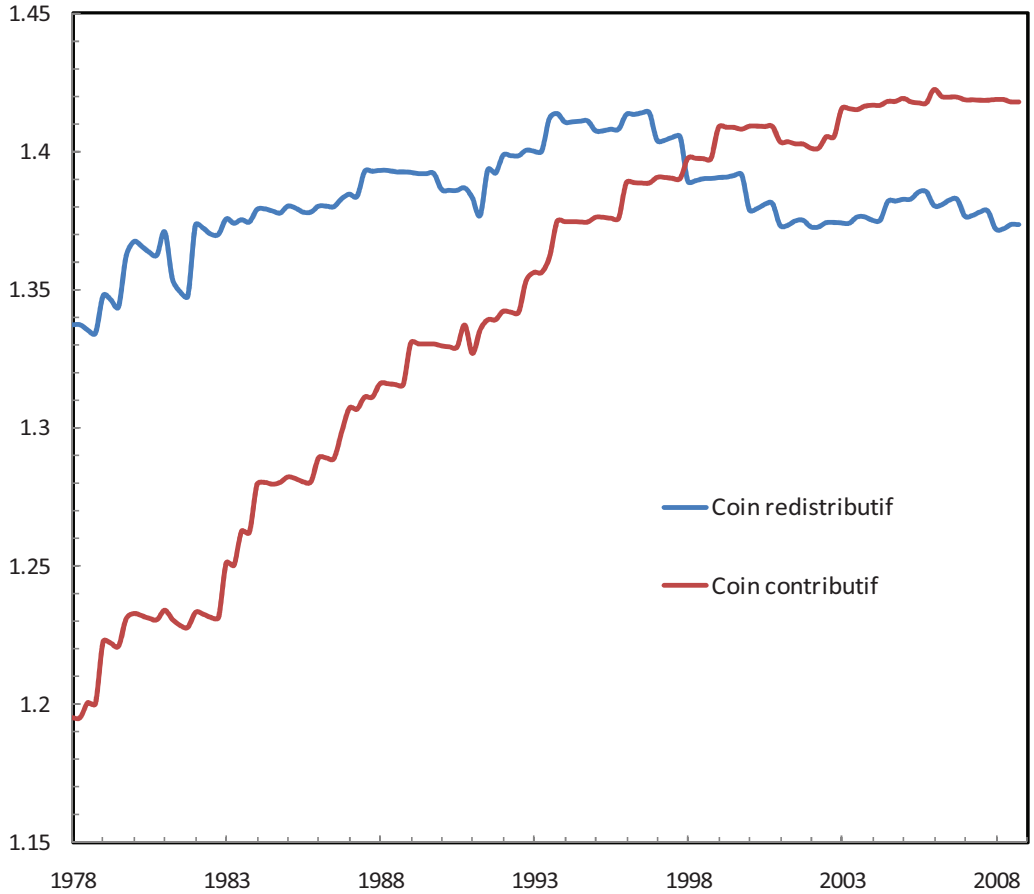
On calcule ici le coin social effectif moyen tenant compte du taux d'exonération apparent moyen de cotisations. Celui-ci est égal au montant réservé aux mesures générales d'encouragement et d'aide à la création d'emplois (allégements généraux,

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

abattement temps partiel, embauche premier salarié), rapporté à la masse salariale nette. Le coin global effectif moyen est composé du coin contributif et du coin redistributif (cf. graphique suivant).

Graphique 27

Coin social contributif et coin social redistributif.



Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

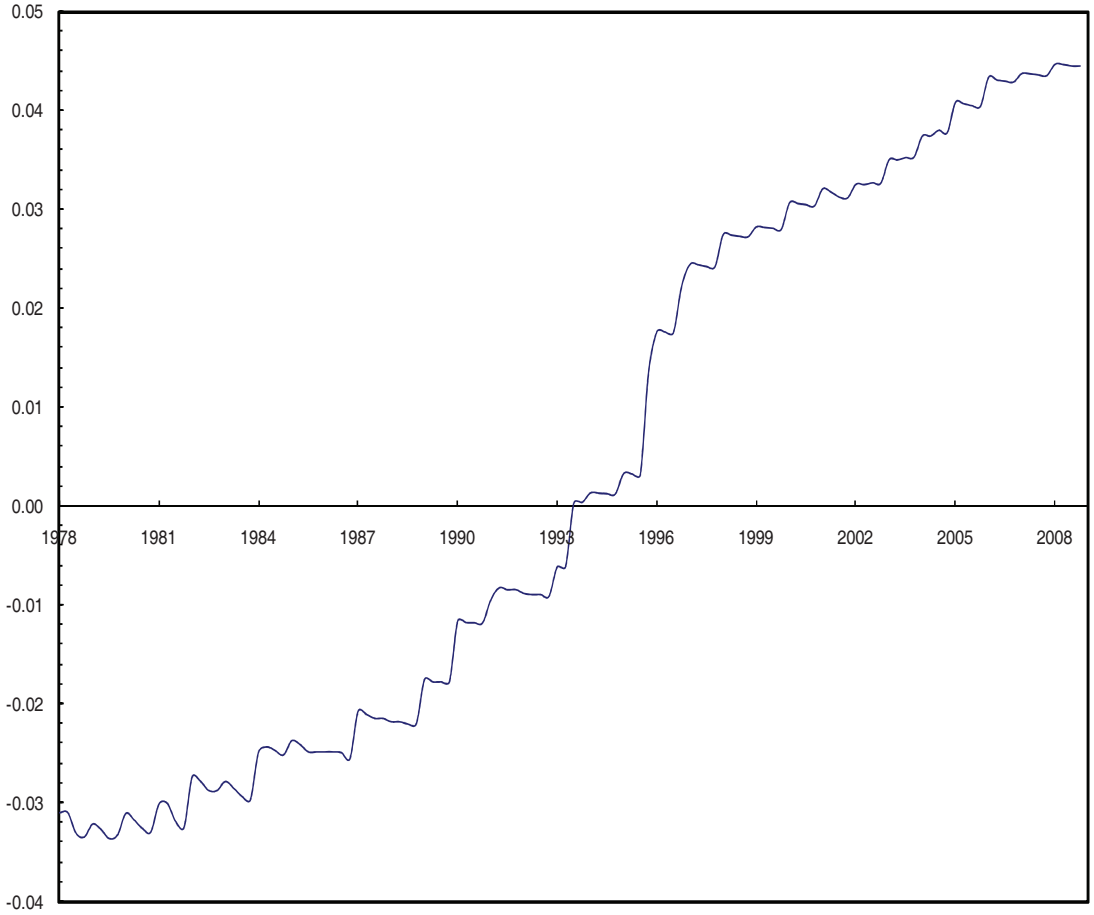
Les cotisations redistributives pendant longtemps majoritairement représentées dans le coin social en France sont depuis la fin des années quatre-vingt-dix rattrapées, puis légèrement dépassées par les cotisations contributives.

La progressivité globale des cotisations sociales est calculée à partir de l'indice de progressivité de Jakobsson (1976). Elle a crû de 7,5 % entre 1978 et 2008 (cf. graphique suivant).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 28

Indice de progressivité globale des cotisations sociales.



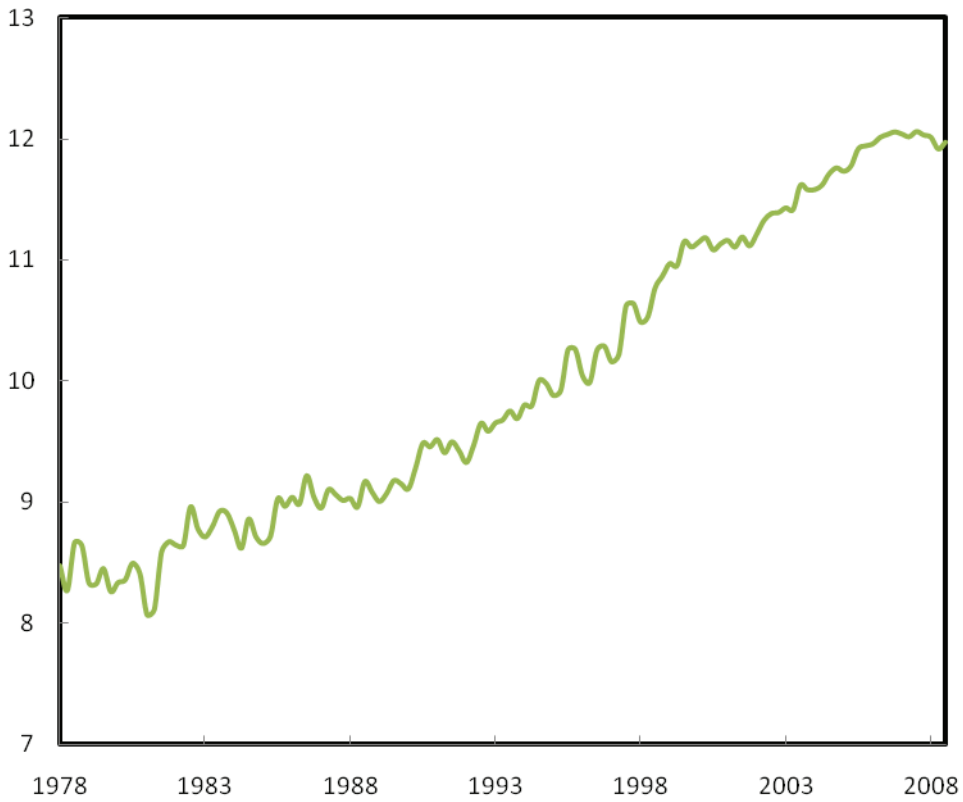
Source : Législation sociale en vigueur, calcul auteur.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1.2. Le salaire horaire net réel moyen.

Graphique 29

Le salaire horaire net trimestriel en euros constants (déflaté aux prix à la consommation base 100 en 2000).



Source : Séries longues des salaires moyens, Insee, calcul auteur.

Le choix de travailler avec le salaire horaire net réel permet de prendre en compte la question de la perception des cotisations par les salariés dans la négociation salariale. En partant du salaire net annuel moyen de prélèvements (cotisations sociales, CSG et CRDS, champ : salariés du secteur privé et semi-public, y compris les apprentis et les stagiaires, source : Insee-Dads), on détermine le salaire net moyen trimestriel courant dont le produit avec le nombre de salariés du secteur privé (CVS) donne la masse salariale nette horaire. Cette dernière est ensuite rapportée aux heures travaillées du secteur concurrentiel (CVS, CJO), puis déflatée aux prix à la consommation base 100 de 2000.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Le salaire horaire net réel correspond sur toute la période 1978-2008 à environ 1,8 fois le SMIC horaire réel. Les données de base du calcul de cet indicateur viennent, comme indiqué ci-dessus, des comptes nationaux trimestriels (base 100 en 2000), et des données de la statistique publique sur les salaires fournies par l'Insee.

Le déflateur du salaire net moyen horaire est le prix à la consommation et non le prix de la valeur ajoutée. La prise en compte des prix de production aurait permis d'intégrer les ajustements en œuvre au sein des entreprises exposées à la concurrence internationale et ayant souvent une faible marge de manœuvre sur leurs prix, contrairement aux entreprises des secteurs abrités. Mais l'analyse économique des effets de la parafiscalité que nous proposons ici est menée dans le cadre d'une économie fermée. Les éventuels "chocs extérieurs" transiteraient par les termes de l'échange intérieur (choc pétroliers, taux de change, cf. graphique suivant).

1.1.3. Les termes de l'échange.

Les termes de l'échange intérieur indiquent le différentiel entre le prix de la valeur ajoutée et le prix à la consommation. Cette courbe est décroissante (croissante) lorsque le prix à la consommation augmente (diminue) plus vite que le prix de la valeur ajoutée.

Le prix considéré pour évaluer le salaire réel par les employeurs est celui de la valeur ajoutée. Ainsi une baisse des cotisations qui transiterait uniquement par le prix de la valeur ajoutée exercerait, par le biais de l'amélioration de la compétitivité-prix favorisant des gains de parts de marché extérieurs, *a priori* un impact positif sur l'emploi puis le pouvoir d'achat du salaire net.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 30

Termes de l'échange (pva-pc) - (1 + taux) base 100 en 1978T1.

Source : Comptes nationaux trimestriels, Insee.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1.4. La durée effective du travail.

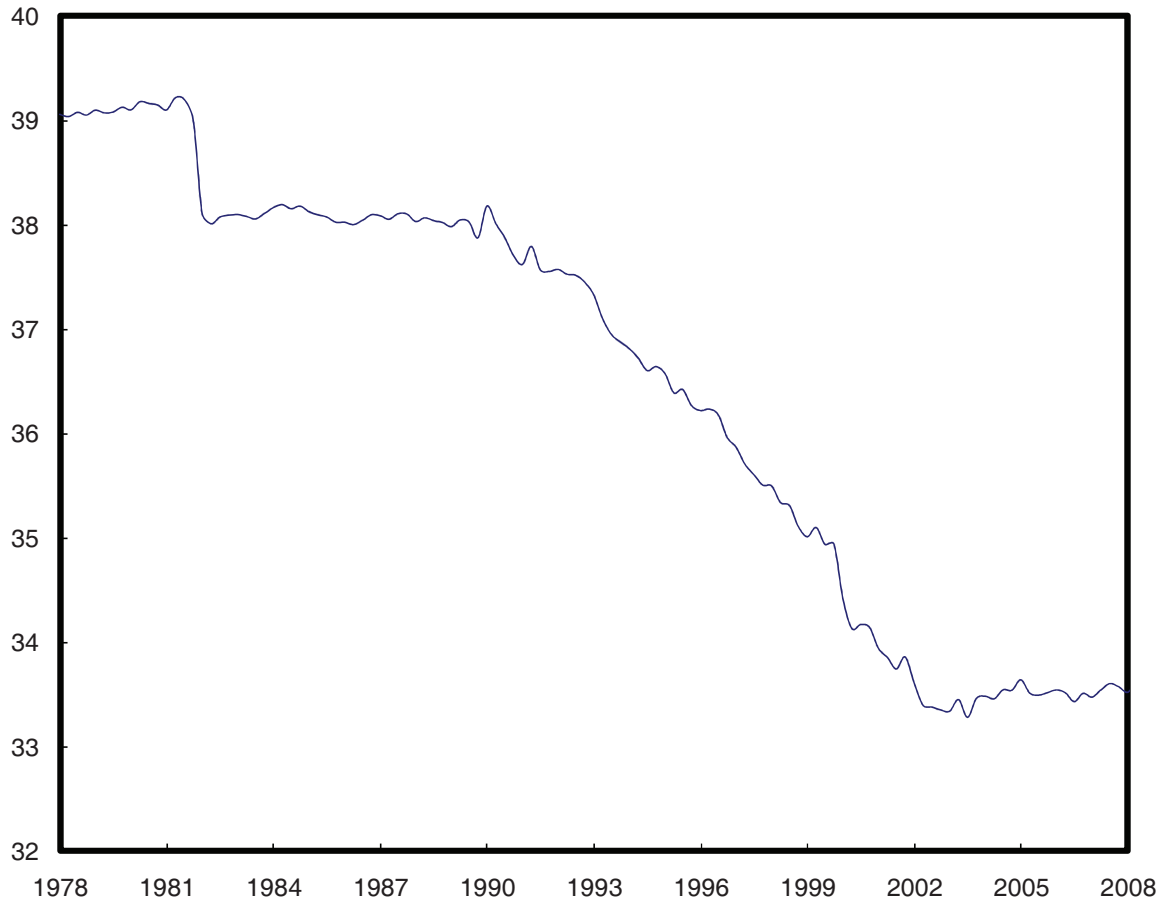
Le nombre total des heures travaillées du secteur marchand non agricole découle de l'exploitation par l'Insee des principales sources de données de la Dares (enquête trimestrielle Acemo sur les entreprises de plus de dix salariés, enquête annuelle de moins de dix salariés, et enquête 35 heures). Cette série ne remonte pas au-delà de 1990. Pour cela, une série rétropolée du volume horaire total est construite par la Dares. Cette série englobe le temps complet, le temps partiel, les heures supplémentaires et le recours au chômage partiel (cf. Chouvel (1996), L'Horty-Rault [2002]). Mais l'indicateur de la Dares n'enregistre que la variation légale de la durée du travail des entreprises (passage à 39 heures en 1983 et au début 1984), sans correction de champ, et présente une allure relativement plate. Pour obtenir les heures travaillées, on rétropole suivant la démarche de la Dares, en effectuant cette fois une correction de champ. Ainsi, on procède au produit entre le nombre des emplois équivalents temps plein (comptes nationaux, secteur EB-EP) et le temps de travail légal (cf. Beffy et al. [2004]).

La durée moyenne hebdomadaire effective de travail est obtenue en exprimant les heures trimestrielles en fonction du nombre de salariés et de semaines travaillées. Ce nombre d'heures travaillées par semaine, corrigées des variations saisonnières et des jours ouvrables, est l'indicateur trimestriel synthétique de la durée du travail.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 31

Durée moyenne effective du travail (CVS-CJO).

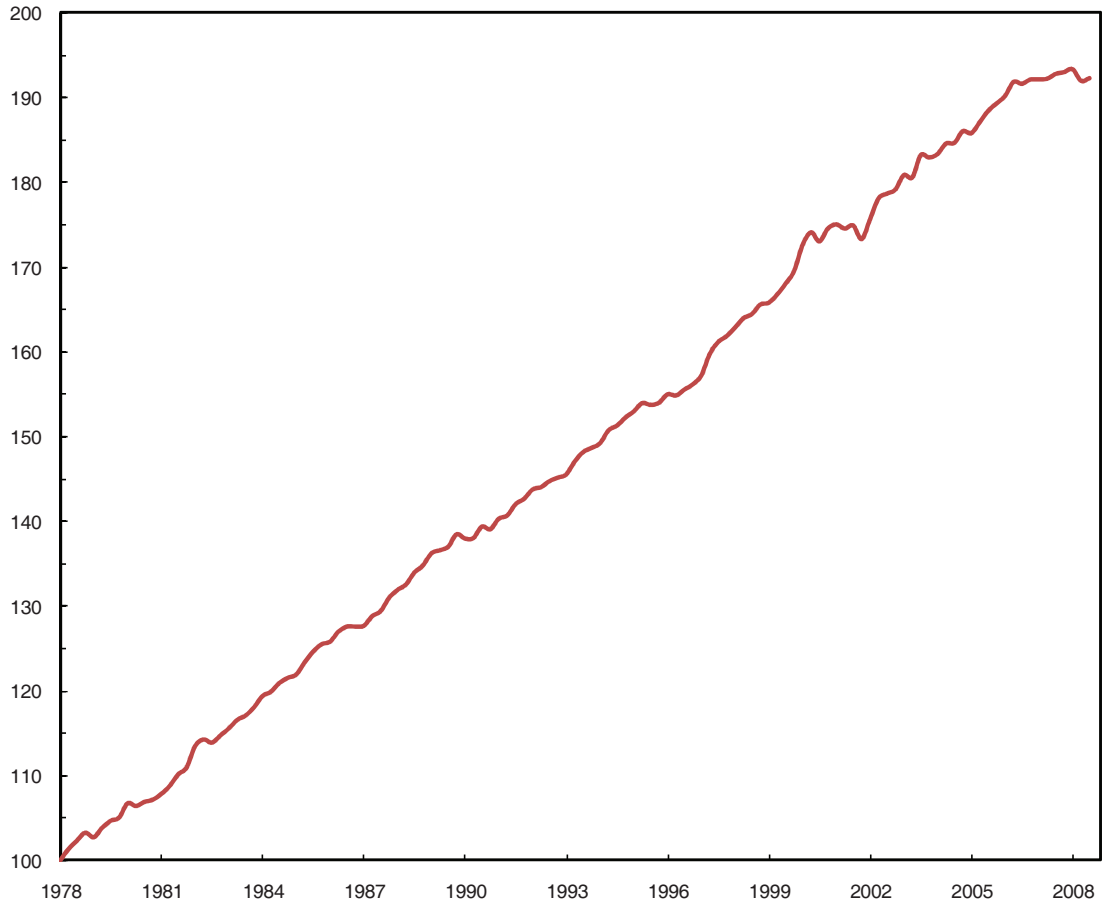


Source : Comptes nationaux trimestriels, Insee, Dares (séries rétropolées), calcul auteur.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1.5. La productivité horaire ou efficience moyenne du travail.

Graphique 32
Productivité horaire du travail (VA en volume par heures travaillées CVS CJO), base 100 en 1978T1.



Source : Comptes nationaux trimestriels, Insee, calcul auteur

La productivité horaire du travail rapporte la valeur ajoutée en volume au nombre d'heures travaillées. L'évolution de cet indicateur retrace le phénomène du ralentissement des gains de productivité.

On indique souvent le fléchissement continu des gains de productivité apparente du travail (par tête) depuis le premier choc pétrolier : 4,4 % par an (1963-1973) ; 2,2 % par an (1973-1990) ; 1,5 % par an (1990-1995), 1,3 % par an (1995-2002). Il importe

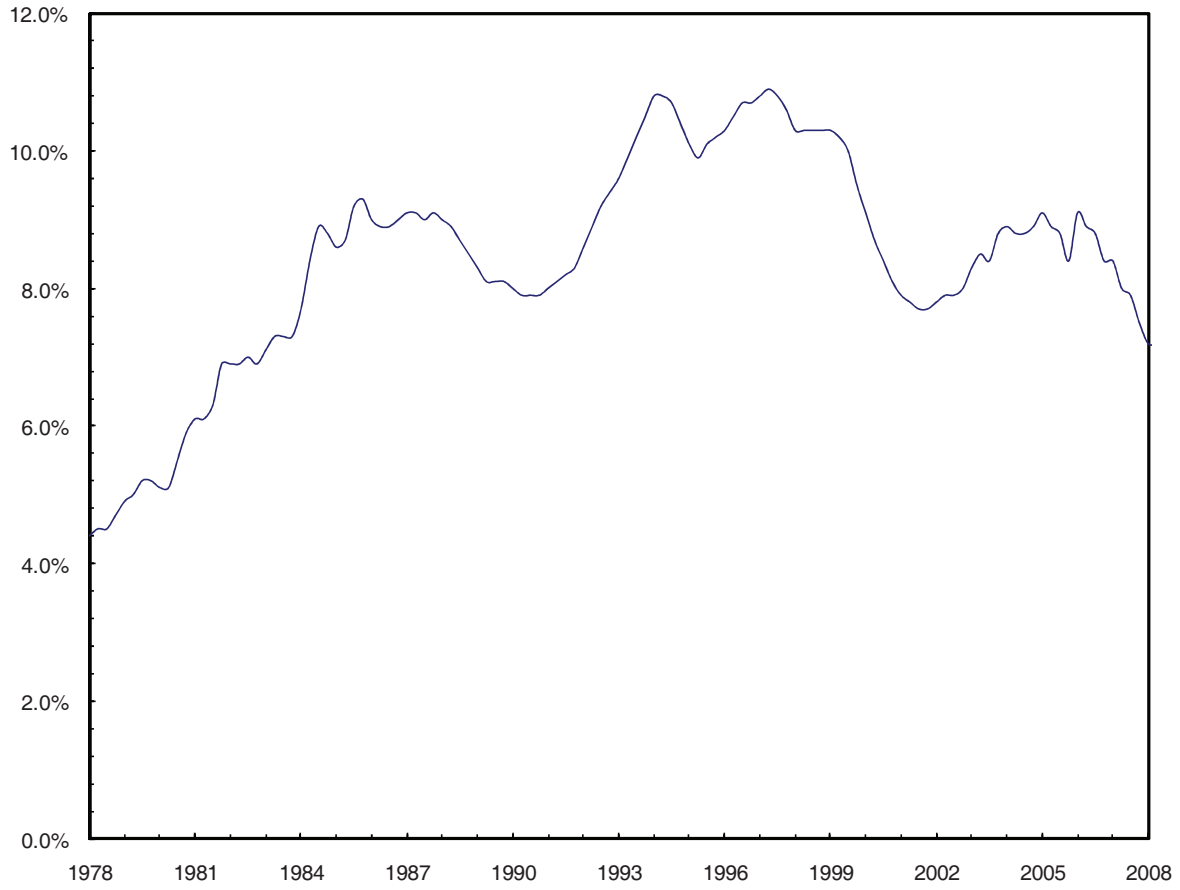
© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

de souligner que le phénomène du ralentissement de la productivité horaire du travail (efficience moyenne) est également bien réel malgré la légère reprise du rythme de croissance des dernières années : 3,2% par an (1978-1982) ; 2,2 % par an (1982-2000) ; 0,9 % par an (2000-2002) ; et 1,6% par an (2002-2008).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1.6. Le taux de chômage.

Graphique 33
Taux de chômage au sens du BIT (CVS).



Source : Insee.

A travers l'évolution du taux de chômage, on retrouve les différentes périodes de déséquilibre macroéconomique ou de relative embellie économique qui ont marqué l'économie française de ces trente dernières années : l'augmentation du chômage (4,4% en 1978 à 9,2 % en 1986) sous l'effet conjugué du brutal processus de ralentissement des gains de productivité et de l'inflation galopante de la fin des années soixante-dix jusqu'au milieu des années quatre-vingts, période marquée par la forte indexation des revenus aux prix d'où la « résistance salariale » (Bean (1989),

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

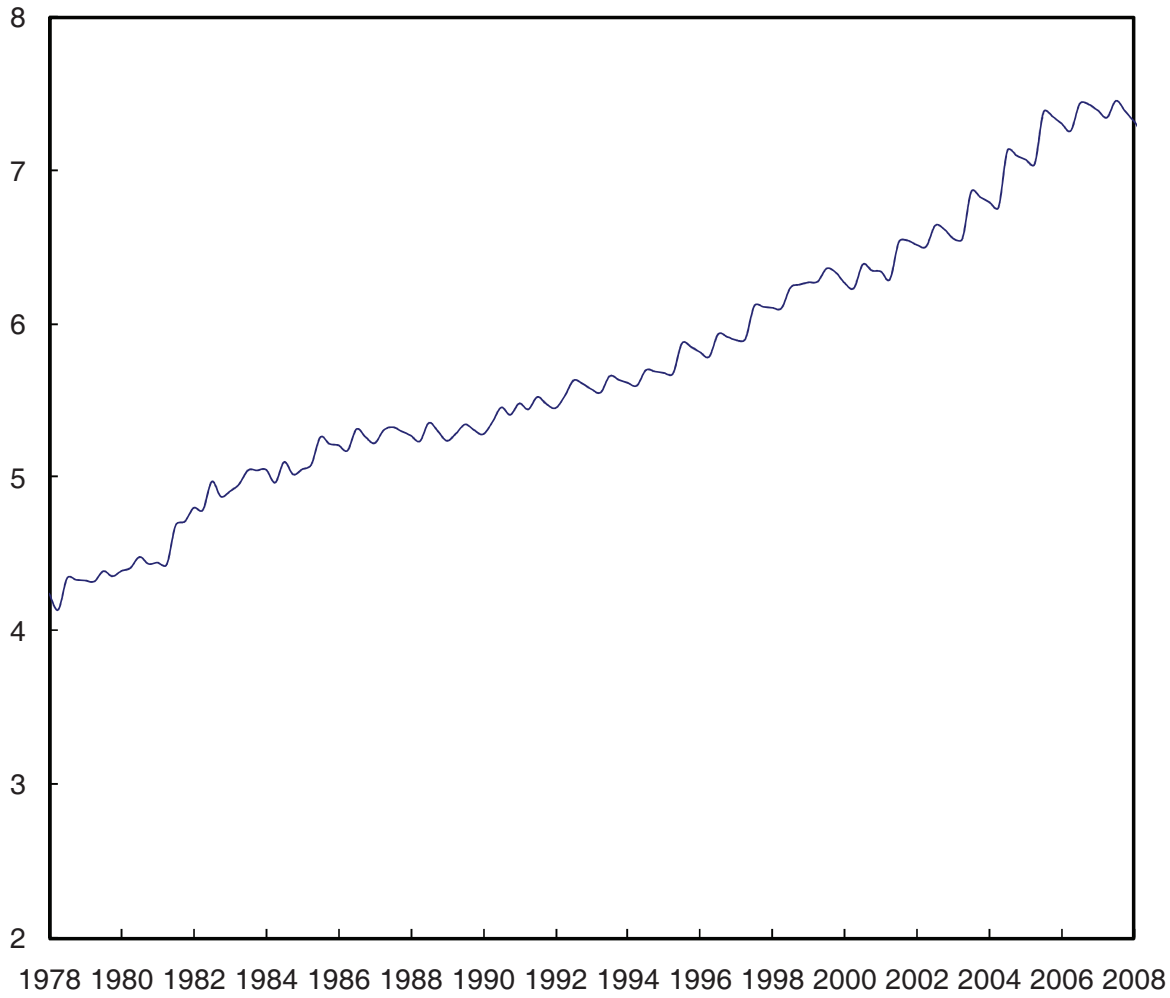
Cotis et Rignols (1998)) ; la moindre progression relative des prix de consommation et une amélioration des termes de l'échange favorisant, entre autres facteurs, une décrue du chômage entre le milieu des années quatre-vingts (1986-9,2%-) et le début des années quatre vingt-dix (1991-7,9%-) malgré la hausse des taux d'intérêt réels (Malinvaud [1998]) ; l'aggravation du chômage est observée entre 1991 et 1994 (10,8%) sous la double influence dépressive d'une politique monétaire et budgétaire anormalement restrictives, et d'un désir de désendettement du secteur privé (ménages et entreprises) provoquant un net ralentissement de la demande globale ; une nouvelle phase de décrue puis de stabilisation du taux de chômage depuis 2001 (7,7 %) qui coïncide avec une relative amélioration des termes de l'échange.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.1.7. Le salaire minimum horaire réel.

Graphique 34

SMIC horaire en euros constants (base 100 en 2000).



Source: Insee Revenus salaires.

Les « coups de pouce » du SMIC du début des années quatre-vingts apparaissent assez forts car ils ont introduit une rupture dans l'évolution du SMIC réel malgré le niveau important de l'inflation durant ces années. Globalement, on observe une croissance régulière du pouvoir d'achat du SMIC avec une augmentation globale de 75 % sur la période 1978-2008.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

1.2. Les arguments théoriques concernant les signes attendus des coefficients des différents déterminants du salaire.

On tente ici de présenter les raisons théoriques qui justifient les signes attendus des coefficients des différentes variables explicatives de la formation des salaires :

- L'effet du niveau du coin social sur les salaires à court terme est interprété comme le degré de perception des cotisations par les salariés. Si le degré de perception des cotisations est nul alors les cotisations sont perçues comme des taxes par les salariés. Les salaires nets restent rigides. Par contre, si le degré de perception est non nul alors les salariés français percevraient les cotisations comme des revenus du travail totalement ou partiellement substituables à leurs salaires nets. L'ampleur de la baisse spécifique des salaires mesure la « *prime sociale* » que les salariés ont accepté de verser pour bénéficier d'une assurance sociale individualisée, et pour participer au financement des prestations redistributives de solidarité nationale. Plus le taux d'escompte psychologique des salariés est faible, cas d'une forte aversion au risque, plus l'effet *ex ante* sur les salaires de la variation des cotisations (le degré de perception des cotisations) est élevé. Reste à savoir s'il existe des ''effets de dilution'' entre les prélèvements contributifs d'assurance sociale individualisée et les prélèvements redistributifs de solidarité nationale. Les premiers auraient *a priori,* comme le supposent certains économistes, un impact négatif sur les salaires plus fort que les seconds.
- L'effet sur les salaires de la modification de la structure des taux de cotisations renvoie à l'impact sur les salaires de la progressivité ou la moindre dégressivité des cotisations. Une plus grande progressivité des taux de cotisations, assimilée comme ''*une réduction du pouvoir de marché du syndicat dans la négociation*'', entraînerait un fléchissement des salaires nets (Lockwood-Manning [1993], Koskela-Vilmunem [1994], Cahuc-Zylberberg [2004]). D'où le moindre impact des variations de taux de cotisations sur le coût du travail attendu dans les régimes de prélèvements progressifs. À l'inverse, une plus grande dégressivité impliquerait une plus grande résistance des salaires en France.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

- Le SMIC horaire réel constitue un indicateur intéressant pour évaluer à la fois les effets de la rigidité institutionnelle des salaires au bas de l'échelle salariale, et le pouvoir de négociation des salariés. Car la hausse du SMIC provoque mécaniquement un phénomène de rattrapage des salaires favorable aux non qualifiés, mais cela devrait entraîner un effet de diffusion ou d'entraînement en faveur des salaires des qualifiés. Le SMIC horaire réel apparaît ainsi comme une proxy-indirecte du pouvoir de négociation salariale des salariés (L'Horty-Rault [2002]). Il permet également de neutraliser approximativement la composante inflationniste de l'évolution du SMIC, indexée sur celle de l'indice des prix à la consommation et à moitié sur celle de l'indice du pouvoir d'achat du salaire horaire de base ouvrier.
- Le lien théorique entre la durée du travail et la formation des salaires dépend de la forme des fonctions d'utilité individuelle et syndicale, et des modalités de réduction du temps de travail (imposée ou négociée) (Cahuc, d'Autume (1997), op. cit. L'Horty-Rault [2002]). Une baisse du volume horaire, à coût horaire inchangé, peut provoquer une hausse de la productivité du travail et du salaire en cas de facteurs de production substituables (L'Horty-Rault [2002]).
- Les indicateurs du degré de résistance des salaires sont traditionnellement les coefficients du chômage et des termes de l'échange intérieur. Le signe attendu du premier est négatif alors que celui du second coefficient est *a priori* positif. Ces deux coefficients se rapprocheraient significativement de zéro en cas de forte résistance des salaires. Ils sont souvent définis comme les variables appropriées de tension sur le marché du travail (le taux de chômage) et des biens (les termes de l'échange et le taux d'utilisation des capacités de production).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2. La question de la flexibilité spécifique des salaires nets aux chocs de cotisations : un premier regard économétrique.

2.1. Le choix des différentes spécifications d'équations de salaires de court terme.

Les équations de salaires horaires nets réels, retenues ici, tentent de mesurer les élasticités des taux de cotisations, de la productivité, de la progressivité globale (etc.), à l'aide d'un modèle à correction d'erreur traditionnel.

- Coin global agrégé : $\Delta lnsnhr = \alpha_1 \Delta lnsnhr_{-1} + \alpha_2 \Delta lncgn + \alpha_3 \Delta lnSMIChr + \alpha_4 \Delta lnph + \alpha_5 \Delta lnpc + \alpha_6 \Delta cho + \alpha_7 \Delta lnvhh + \alpha_8 \Delta ln\ (1+pg) + cte$
  , avec $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_5, \alpha_6, \alpha_7, \alpha_8 < 0$ $(-1 \leq \alpha_2 \leq 0)$; $\alpha_3, \alpha_4 > 0$.
- Coin global différencié : $\Delta lnsnhr = \alpha'_1 \Delta lnsnhr_{-1} + \alpha'_2 \Delta lncgan + \alpha'_3 \Delta lncgrn + \alpha'_4 \Delta lnSMIChr + \alpha'_5 \Delta lnph + \alpha'_6 \Delta lnpc + \alpha'_7 \Delta lncho + \alpha'_8 \Delta lnvhh + \alpha'_9 \Delta ln\ (1+pg) + cte$; avec $\alpha'_1, \alpha'_2, \alpha'_3, \alpha'_6, \alpha'_7, \alpha'_8 < 0$
  $(-1 \leq \alpha'_2 \leq 0, -1 \leq \alpha'_3 \leq 0)$; $\alpha'_5, \alpha'_4 > 0$.

  $\Delta lnsnhr$: Croissance du salaire horaire net réel ;
  $\Delta lnsnhr_{-1}$: Croissance retardée du salaire horaire net réel ;
  $\Delta lncgn$: Croissance du coin social agrégé ;
  $\Delta lnSMIChr$: Croissance du pouvoir d'achat du SMIC ;
  $\Delta lnph$: Croissance de la productivité horaire du travail ;
  $\Delta lnpc$: Croissance des prix à la consommation ;
  Δcho : Croissance du chômage ;
  $\Delta lnvhh$: Croissance de la durée du travail ;
  $\Delta ln\ (1+pg)$: Croissance de la progressivité ;
  $\Delta lncgan$: Croissance du coin social contributif ;
  $\Delta lncgrn$: Croissance du coin social redistributif.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Les facteurs explicatifs de l'évolution des salaires retenus ici sont principalement ceux des modèles macroéconométriques traditionnels (la productivité, les prix à la consommation, le taux de chômage, les termes de l'échange, le SMIC), auxquels on ajoute d'autres variables présentes dans la littérature empirique plus récente (le coin social, la durée du travail, la progressivité).

Les différentes spécifications retenues reposent sur une démarche pragmatique visant uniquement à faire « parler les données » sans *a priori*. Aucune hypothèse sur la forme des relations entre les différentes variables n'est imposée.

Notre première spécification reprend de manière *ad hoc* comme variables explicatives le coin (global ou différencié), la productivité, le SMIC horaire réel, les prix à la consommation. Au terme de ce long et minutieux processus de recherche d'une équation de salaire aux coefficients tous significatifs, on introduit ensuite progressivement les autres variables dans les spécifications pour tester la significativité et la robustesse de leurs coefficients. ***Chaque spécification tente d'apporter des éléments de réponse sur les relations supposées dans la littérature économique entre le salaire et les variables influençant la formation du salaire, principalement la productivité, le SMIC et les composantes du coin social.***

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2.2. Les principaux résultats économétriques des estimations d'équations de salaire net de court terme - cas du coin social agrégé -.

Les principaux résultats économétriques concernant la formation du salaire net, avec le coin agrégé, sont résumés dans le tableau suivant. Les propriétés statistiques des différentes estimations linéaires retenues sont satisfaisantes (résidu normal et non autocorrélé, pas de problème d'hétéroscédasticité, un bon pouvoir prédictif, cf. tableau suivant).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Tableau 17

La croissance du salaire net horaire réel de court terme : les résultats économétriques des principales spécifications avec le coin global (1978-2008).

Variables explicatives	Spécification 1	Spécification 2	Spécification 3	Spécification 4
Croissance du coin social agrégé : Δlncgn	-0.808 (-5.04)	-0.811 (-4.99)	-0.907 (-5.63)	-0.694 (-4.25)
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC: ΔlnSMIChr	1.034 (20.65)	1.033 (20.13)	1.027 (20.26)	1.001 (18.82)
Croissance de la productivité horaire du travail : Δlnph	0.349 (2.13)	0.35 (2.11)		0.413 (2.52)
Croissance des prix à la consommation : Δlnpc	-0.171 (-1.99)	-0.177 (-1.93)		-0.221 (-2.43)
Croissance du chômage : Δcho		ns	ns	ns
Croissance de la durée du travail : Δlnvhh			-0.653 (-2.9)	
Croissance de la progressivité : Δln (1+pg)				-1.405 (-3.01)
Croissance retardée du salaire horaire net réel : $\Delta lnsnhr_{-1}$				ns
Constante	-0.001 (-1.04)	-0.001 (-0.99)	-0.002 (-2.03)	-0.001 (-0.41)
R^2	0.80	0.80	0.80	0.81
RMSE (%)	0.87	0.88	0.87	0.85
DW	2.05	2.05	2.02	2
Heteroskedasticity	0.86	0.98	0.95	0.07
Skewness	0.16	0.26	0.18	0.24
Kurtosis	0.10	0.10	0.08	0.11
Pouvoir prédictif	0.93	0.92	0.89	0.74

Les nombres entre parenthèses sont les coefficients estimés correspondant aux valeurs du *t* de Student. Les tests de restriction et de qualité des ajustements dynamiques sont déterminés par la p-value des tests de « mauvaise spécification » (sept dernières lignes).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Voici les principaux enseignements tirés de la première investigation économétrique de court terme réalisée sur la formation des salaires nets (cf. tableau 17- annexe 14).

Première observation : la théorie de la perception des cotisations apparaît robuste.

La première observation est que l'hypothèse de base de la théorie de la perception des cotisations qui suppose un degré de perception des cotisations sociales compris entre zéro (inclus) et l'unité semble robuste. Dans toutes les spécifications effectuées, cette hypothèse est validée par des tests concernant l'intervalle de confiance du degré de perception (voir annexe 14) [113]. Cela met en évidence la robustesse de la théorie de la perception des cotisations selon laquelle les cotisations font l'objet d'une perception totale, partielle ou nulle. Une telle hypothèse rejette tout effet positif à court terme sur les salaires d'une variation des cotisations sociales comme l'affirment la plupart des économistes

Deuxième observation : le degré de perception des cotisations sociales ne semble pas significativement différent de l'unité (thèse de la compensation parafiscale).

La deuxième observation est que les cotisations sociales semblent être perçues en France comme des revenus fortement substituables aux salaires nets, et non comme des taxes pures. Elles font l'objet d'une perception totale de la part des salariés français. Le degré de perception du coin social agrégé, compris entre -0,7 et - 0,9, est également significativement proche en valeur absolue de un. Les tests de validation de cette hypothèse sont tous concluants (cf. annexe 14). L'effet de la perception des cotisations en France aurait donc intrinsèquement une incidence spontanée négative importante sur les salaires nets réels. Car les cotisations sont apparemment perçues comme une forme de revenus différés.

[113] La vérification de la stabilité de la flexibilté spécifique des salaires nets réels aux variations du taux de coisations, nous a conduit à tester la stabilité de la perception des cotisations pour les sous-périodes 1978.1-1997.4 et 1978.1-2002.2. Les résultats découlant de ces estimations montrent une stabilité du degré de perception du coin social agrégé mais sont moins robustes (nombre d'observations plus petit).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Troisième observation : l'effet apparemment négatif de la progressivité sur les salaires nets.

La troisième observation en matière d'incidence parafiscale est que la nature du système des cotisations sociales semble impacter négativement et de manière significative, mais moins robuste que le coin social agrégé, les salaires nets à court terme. Le résultat usuel des modèles de négociation salariale indiquant que la « *progressivité réduit l'enjeu effectif d'une hausse de salaire et modère ainsi les revendications salariales* » semble vérifié (Lockwood-Manning [1993], Koskela-Vilmunem [1994], Cornéo [1994], Cahuc-Zylberberg [2004]). La progressivité apparaît bonne pour l'emploi car elle réduirait les salaires nets réels d'un coefficient dépressif de court terme de -1,41.

Quatrième observation : le lien positif apparent entre la productivité horaire (ou efficience moyenne du travail) et le salaire net réel.

L'accroissement de la productivité horaire du travail semble impacter de manière significativement positive les salaires avec un coefficient d'environ 0,4, soit une hausse en moyenne d'environ 0,4 % des salaires pour une hausse de la productivité de 1 % (cf. tableau précédent).

Cinquième observation : la répercussion apparemment totale et positive de la hausse du SMIC réel sur le pouvoir d'achat des salaires nets.

Le coefficient du SMIC horaire réel indique un effet positif significatif et total sur les salaires d'environ 1,03 à court terme. L'intégralité des coups de pouce sur le SMIC se répercuterait totalement et spontanément sur le salaire net moyen horaire réel.

Sixième observation : l'inflation jouerait un rôle dépressif sur le pouvoir d'achat du salaire net horaire.

La hausse des prix à la consommation entraînerait une perte de pouvoir d'achat du salaire net. Par exemple, la hausse des prix de 1 % induirait une baisse du salaire horaire net réel de près de 0,2 %.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Septième observation : la réduction du temps de travail apparaît comme un facteur d'alourdissement du coût du travail.

La baisse tendancielle du nombre hebdomadaire d'heures de travail effectives aurait provoqué une hausse du salaire horaire net réel d'environ 0,7 %.

Notons, enfin que les coefficients des deux variables qui tentent de mesurer les tensions sur les marchés du travail et des biens (le chômage, les termes de l'échange intérieur) sont statistiquement non significatifs.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2.3. Le degré de perception des cotisations selon leur nature redistributive ou contributive : « effet de dilution » ou « effet pot-commun » ?

Le modèle français de prélèvements assis sur les salaires est hybride. Nous allons revenir ici brièvement sur la *nature économique* de ces prélèvements. D'un côté, il existe des régimes de cotisations contributives qui respectent le principe des prestations modulées selon les contributions des uns et des autres. Il s'agit des régimes de cotisations à droits individualisables, tels que les régimes d'assurances chômage et vieillesse. De l'autre côté, on retrouve des régimes de cotisations redistributives qui ouvrent des droits collectifs. Il s'agit des régimes de cotisations maladie, famille et autres contributions et taxes qui financent des prestations de solidarité nationale telles que la santé (hors mutuelle complémentaire), les allocations familiales, l'apprentissage, la formation professionnelle (…). Les premiers ouvrent des droits proportionnels aux cotisations acquittées pour le compte exclusif de l'assuré suivant la logique du modèle conservateur bismarckien d'assurance sociale professionnelle individualisée. Les seconds financent des prestations souvent forfaitaires destinées à tous les citoyens conformément à la logique du modèle redistributif beveridgien.

On suppose souvent théoriquement que le lien entre les cotisations sociales et les salaires nets est d'autant plus important que la corrélation entre les droits ouverts et les cotisations prélevées est forte. D'où les « effets de dilution » qui suggèrent une baisse des salaires nets réels face aux variations de cotisations contributives d'assurance sociale individualisée supérieure à celle des cotisations redistributives de solidarité nationale. Qu'en-est-il concrètement ?

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Tableau 18

La croissance du salaire net réel avec un coin contributif et redistributif : les résultats économétriques des principales spécifications avec le coin social différencié (1978-2008).

Variables explicatives	Spécification 5	Spécification 6	Spécification 7
Croissance du coin social contributif : Δlncgan	-0.646 (-2.66)	-0.654 (-2.65)	-0.635 (-2.59)
Croissance du coin social redistributif : Δlncgrn	-0.630 (-2.61)	-0.629 (-2.59)	-0.794 (-3.19)
Croissance du pouvoir d'achat du SMIC: ΔlnSMIChr	1.033 (19.73)	1.032 (19.21)	1.033 (19.43)
Croissance de la productivité horaire du travail : Δlnph	0.345 (2.07)	0.345 (2.05)	
Croissance des prix à la consommation : Δlnpc	-0.172 (-1.98)	-0.179 (-1.94)	
Croissance du chômage : Δcho		ns	ns
Croissance de la durée du travail : Δlnvhh			-0.656 (-2.8)
Constante	-0.001 (-0.97)	-0.001 (-0.9)	-0.002 (-1.98)
R^2	0.80	0.80	0.80
RMSE (%)	0.88	0.88	0.87
DW	2.06	2.06	2.03
Heteroskedasticity	0.81	0.96	0.99
Skewness	0.22	0.33	0.17
Kurtosis	0.10	0.10	0.07
Pouvoir prédictif	0.93	0.93	0.89

Les nombres entre parenthèses sont les coefficients estimés correspondant aux valeurs du t de Student. Les tests de restriction et de qualité des ajustements dynamiques sont déterminés par la p-value des tests de « mauvaise spécification » (sept dernières lignes).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Les principaux enseignements tirés des premières estimations d'équations de salaires avec un coin global unique sont globalement vérifiés (cf. tableau 18). **Les effets observés pour les autres variables, notamment la durée moyenne du travail, apparaissent significatifs avec des ordres de grandeur proches de ceux obtenus précédemment** (cf. tableau 17). **En outre, la thèse de la compensation parafiscale reste encore de mise : les cotisations contributives et redistributives ne sont pas apparemment des impôts purs mais des revenus différés aux yeux des salariés français.**

La principale nouvelle observation qui se dégage des spécifications avec un coin social désagrégé est **l'absence d'« effet de dilution » entre les cotisations contributives et redistributives.**

Huitième observation : l'existence *a priori* d'un « effet pot-commun ».

Le degré de perception des cotisations contributives apparaît ici souvent plus élevé que celui des cotisations redistributives (cf. tableau 18). La confirmation économétrique de cette intuition économique dominante, apparemment solide, n'est cependant pas réalisée. Les tests de validité effectués révèlent que les coefficients de ces deux variables sont significativement proches, et ne sont pas aussi significativement différents de -1(cf. Annexe 15). Il n'existe donc pas ''d'effet de dilution'' entre les cotisations assurantielles, dites contributives, et les cotisations redistributives, dites de solidarité nationale. C'est plutôt l'« effet pot-commun » qui prédomine. Ce résultat économétrique montre une certaine indifférence des salariés à l'égard de la nature redistributive ou contributive des cotisations sociales.

À ce stade de notre démarche, notre objectif est de passer au crible d'une analyse économétrique plus sophistiquée les principales observations qui découlent du premier regard économétrique proposé, notamment l'hypothèse de perception des cotisations. Certes les coefficients des principales variables de nos spécifications ressortent significatifs d'une batterie de tests économétriques exigeants, et sont du coup bien robustes, mais nous essayerons tout de même d'ancrer surtout l'estimation du degré de perception des cotisations dans une dynamique de long terme pour nous assurer de sa stabilité. Pour cela, nous ferons appel au modèle à correction d'erreur de type

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Engle-Granger.

3. Le processus d'ajustement de court terme des salaires corrigé de l'écart à la cible d'équilibre de « long terme économétrique » : les modèles à correction d'erreur de type Engle-Granger.

Nous avons pris le parti de reprendre toutes les variables explicatives de l'évolution du salaire net de la section précédente. La première étape de l'analyse a consisté à établir les propriétés univariées des séries et à déterminer leur degré d'intégration. Les séries semblent intégrées d'ordre 1 suite aux procédures séquentielles de tests de racine unitaire effectués[114]. Une condition nécessaire de cointégration est que les séries doivent être intégrées de même ordre. Ainsi une étude des co-mouvements de long terme entre ces variables, pour expliquer l'évolution de long terme des salaires nets, nécessite une analyse dite de cointégration. Pour tester la présence d'une relation de co-intégration, on régresse les salaires sur ses éventuels déterminants de long terme en niveau. Puis, on procède au test de racine unitaire sur le résidu de cette régression. Si on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité du résidu, l'équation estimée des salaires et de ses régresseurs est stationnaire. Alors on accepte la présence d'une relation de co-intégration.

Pour réaliser ce travail, nous avons adopté la démarche d'Engle-Granger :

« *La méthodologie d'Engle et Granger (1987) est une procédure univariée d'estimation des coefficients de long terme et de test de la cointégration qui se scinde en deux étapes.*

- *La première étape consiste à estimer le vecteur de cointégration par moindres carrés linéaires et à tester l'hypothèse de cointégration sur les résidus de cette relation au moyen de tests classiques de type Dickey-Fuller. Cependant en [cas de] biais de simultanéité et d'autocorrélation des erreurs en échantillon fini du fait de*

[114] Nous avons adopté les tests ADF (Augmented Dickey fuller) suivant la démarche séquentielle (Trend regress, regress, noconstant regress). Sans équivoque toutes les variables mobilisées dans la relation statique suivent un processus I (1), même si le nombre de retards pour blanchir les résidus peut diverger d'une série à une autre. Les résultats de ces tests ne sont pas exposés ici. Il existe d'autres tests de racine unitiare, notamment les tests de KPSS (Kwiatkowsky, Phillips et Shin-1992).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

l'omission de termes dynamiques (Phillips et Durlauf (1986), Phillips et Hansen (1990)), plusieurs auteurs ont proposé des corrections visant à supprimer ces deux types de problèmes par l'ajout de régresseurs supplémentaires (Phillips et Hansen (1990), Saikkonnen (1991), Phillips et Loretan (1991), Stock et Watson (1993)). Nous nous intéresserons à la correction de type Saikkonnen-Stock-Watson qui consiste à corriger le biais en rajoutant des régresseurs supplémentaires formés par des retards et des avances de la différence première de chacune des variables explicatives de l'équation statique.

- *La seconde étape réside en une spécification de la dynamique de court terme sous forme de modèle à correction d'erreur puisqu'une telle formulation du processus d'ajustement existe (théorème de représentation de Granger).*» (Mustapha Baghli, Gilbert Cette et Arnaud Sylvain [2003], p. 40, Économie et Prévision 2003/2 - n°158).

Nous allons d'abord présenter la modélisation à correction d'erreur que nous avons finalement retenue (3.1), avant de décliner les résultats de long terme (3.2) et de court terme obtenus (3.3).

3.1. Les spécifications de long et court terme retenues.

À la suite d'un long et minutieux processus *ad hoc* de recherche de relations co-intégrées, nous avons abouti à une relation statique de long terme qui relie le salaire net horaire réel avec le coin social (agrégé ou différencié), le SMIC horaire réel, la productivité horaire et éventuellement la durée du travail (cf. annexe 8 bis). Cette relation est par la suite intégrée dans un processus dynamique d'ajustement de court terme. Cette spécification a surtout donné lieu à des tests de spécification satisfaisants (normalité et blancheur des résidus des ECM, linéarité et homoscédasticité), et a fourni des simulations dynamiques de bonne qualité réalisées au terme des estimations économétriques (le test de Ramsey - Ramsey Reset test using powers of the fitted values- concluant).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

* **Les spécifications de long terme.**

En raison des résultats non satisfaisants obtenus (absence de cointégration, problème d'hétéroscédasticité, et/ou coefficients non significatifs), la prise en compte à long terme du taux de chômage, des termes de l'échange, de la progressivité n'a pas été possible. Les répercussions de chacune de ces quatre variables sur les mouvements du salaire horaire net réel ont été finalement écartées.

Ainsi, les deux relations de long terme économétrique estimées sont les suivantes :

- Coin social agrégé : $lnsnhr = \beta_1\ lncgn + \beta_2\ lnSMIChr + \beta_3\ lnph + (\beta_4\ lnvhh) + cte$; avec $\beta_1, \beta_4 < 0$, $\beta_2, \beta_3 > 0$.
- Coin social différencié : $lnsnhr = \beta'_1\ lncgan + \beta'_2\ lncgrn + \beta'_3\ lnSMIChr + \beta'_4\ lnph + (\beta'_5\ lnvhh) + cte$; avec $\beta'_1, \beta'_2, \beta'_5 < 0$, $\beta'_3, \beta'_4 > 0$.

lnsnhr : Le logarithme du salaire horaire net réel ;

lncgn : Le logarithme du coin social agrégé ;

lnSMIChr : Le logarithme du pouvoir d'achat du SMIC ;

lnph : Le logarithme de la productivité horaire du travail ;

lnvhh : Le logarithme de la durée du travail ;

lncgan : Le logarithme du coin social contributif ;

lncgrn : Le logarithme du coin social redistributif.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

* **Les spécifications de court terme.**

L'ajustement dynamique du salaire réel à son niveau d'équilibre est représenté par un modèle à correction d'erreur (cf. équations ci-dessous). Cette relation de court terme a été estimée à nouveau après l'introduction de certaines variables additionnelles (taux de chômage, termes de l'échange, progressivité) qui devrait en principe avoir une influence transitoire sur le salaire réel. Parmi ces variables, la progressivité a été finalement écartée pour cause de mauvaises spécifications.

Les deux relations types (sans les variables additionnelles) de court terme estimées sont les suivantes :

- Coin social agrégé : $\Delta lnsnhr = \lambda_1 ec_{-1} + \lambda_2 \Delta lncgn + \lambda_3 \Delta lnSMIChr + \lambda_4 \Delta lnph + \lambda_5 \Delta lnvhh + cte$, avec $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_5 < 0$ ($-1 < \lambda_1 < 0$; $-1 \leq \lambda_2 \leq 0$) ; $\lambda_3, \lambda_4 > 0$.
- Coin social différencié : $\Delta lnsnhr = \lambda'_1 ec_{-1} + \lambda'_2 \Delta lncgan + \lambda'_2 \Delta lncgrn + \lambda'_3 \Delta lnSMIChr + \lambda'_4 \Delta lnph + \lambda'_5 \Delta lnvhh + cte$, avec $\lambda'_1, \lambda'_2, \lambda'_5 < 0$ ($-1 < \lambda'_1 < 0$; $-1 \leq \lambda'_2 \leq 0$) ; $\lambda'_3, \lambda'_4 > 0$.

ec_{-1} : Terme de rappel coorige en partie l'écart à la cible ou variable ajstée ;
$\Delta lnsnhr$: Croissance du salaire horaire net réel ;
$\Delta lncgn$: Croissance du coin social agrégé ;
$\Delta lnSMIChr$: Croissance du pouvoir d'achat du SMIC ;
$\Delta lnph$: Croissance de la productivité horaire du travail ;
$\Delta lnvhh$: Croissance de la durée du travail ;
$\Delta lncgan$: Croissance du coin social contributif ;
$\Delta lncgrn$: Croissance du coin social redistributif.

Les relations entre les variables ici ont la même signification que dans les autres équations de long terme précédentes retenues.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

3.2. La croissance de long terme du salaire net horaire réel : les principaux résultats économétriques.

L'équation de salaire de long terme est estimée soit sans aucune correction (aucun biais de simultanéité et d'autocorrélation des erreurs), ou bien selon la méthode de correction des biais éventuels de Stock-Watson [1993] (cf. supra). Cette correction permet d'appliquer les tests économétriques suivant les lois standards pour valider la significativité des estimateurs des coefficients des variables explicatives (les statistiques de student suivant asymptotiquement une loi normale centrée réduite).

On procède ensuite aux tests de stationnarité des résidus basés ici sur le calcul de la statistique Augmented Engle-Granger qui permet de tester l'hypothèse nulle de non stationnarité des résidus de la relation statique, et dont la valeur est comparée à la statistique de Dickey Fuller augmentée.

« Les variables influençant la formation du salaire sont principalement la productivité et les composantes du coin social. Un choc négatif (positif) de productivité ou une hausse (baisse) du coin social doit, toutes choses égales par ailleurs, s'accompagner d'une contraction (augmentation) équivalente du salaire net afin que l'égalité marginale entre rémunération et productivité du travail n'aboutisse pas à une baisse (augmentation) de l'équilibre macro-économique de moyen terme, avec un niveau de chômage plus (moins) élevé. En outre, le niveau du salaire minimum réglementé réel peut éventuellement prétendre à jouer en France un rôle dans la formation du salaire transitoire et de moyen terme. » (Baghli, Cette et Sylvain [2003]).

Nous avons dans une spécification notée 8 bis introduit comme variable supplémentaire la durée du travail (cf. Annexe 16). Une telle spécification ne modifie pas beaucoup la valeur des coefficients estimés avant, mais apporte toutefois des éléments de réponse supplémentaires intéressants à intégrer dans l'analyse (cf. Annexe 16, les spécifications 8 bis).

Les résultats issus de la dynamique de long terme du salaire du tableau suivant découlent d'une estimation sans correction (sans terme de retards ou d'avances - méthodes de Hall ou de Hendry-).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Tableau 19

L'estimation de l'équation statique des salaires nets réels trimestriels : la dynamique de long terme (1978-2008).

Variables explicatives	Spécification 8
Coin social agrégé : lncgn	-1.221 (-7.84)
Pouvoir d'achat du SMIC : lnSMIChr	-
Productivité horaire du travail : lnph	0.969 (3.83)
Constante	-0.176 (-1.47)
AEG * (p)	-3.83 *[1]

**AEG (p)-Augmented Engel Granger- la régression de test de p (entre crochets) retards de la différence première des résidus de long terme- est la valeur de la statistique de Engle et Granger (1987) qui teste l'hypothèse nulle de non stationnarité des résidus de la relation statique. Les résidus sont stationnaires. L'hypothèse de cointégration des variables (stationnarité des résidus) est acceptée au seuil de 1 %.*

On constate que le coefficient de « long terme » du coin social agrégé est significativement négatif (environ - 1,2). Le rôle positif du pouvoir d'achat du SMIC apparaît ici à « long terme » non robuste. Avec la spécification 8 bis retenant la durée du travail, l'effet significatif positif du SMIC réel est d'environ 0,18 % de croissance des salaires en cas d'augmentation de 1% de son niveau.

L'impact positif de la productivité horaire sur le salaire réel de « long terme » est significativement proche de l'unité. On observe, par ailleurs, que l'influence positive de la réduction du temps travail sur le salaire net apparaît à moyen terme robuste (coefficient d'environ -0,89, spécification 8 bis).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.3. La dynamique de court terme des salaires : les principaux résultats économétriques.

Les coefficients résultant de l'estimation de la relation de courte période sont résumés dans les tableaux suivants (cf. 3.3.1 et 3.3.2).

3.3.1. Le cas du coin agrégé.

On constate que le terme de rappel à la cible d'équilibre de long terme statistique, et non théorique, dans les équations de salaire horaire net réel de court terme est significativement négatif et supérieur à - 100 %, avec une élasticité d'ajustement entre - 0,1 % (cf. tableau suivant). On observe en outre que le signe et l'ordre de grandeur des coefficients des variables explicatives, retenues ici, sont souvent conformes aux premières estimations relevant de notre premier regard économétrique. ***Par exemple, les évolutions du coin social et du SMIC réel apportent les plus fortes contributions aux fluctuations du pouvoir d'achat du salaire net d'équilibre de « court terme »***. Ce premier regard a toutefois mis en évidence quelques observations qui ont du mal à être confirmées pour cause de mauvaises spécifications ou d'absence de significativité. Il s'agit de l'influence dépressive de la progressivité globale des cotisations (Troisième observation) et de l'effet d'indexation des salaires aux prix (Sixième observation). Il ne parvenait pas, contrairement aux spécifications plus robustes obtenues ici, à exhiber un lien significatif entre les salaires et le chômage. La variation du taux de chômage aurait un impact très faible à court terme sur la croissance du pouvoir d'achat du salaire net réel (environ - 0,01 % cf. tableau suivant).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Tableau 20

Les résultats du modèle à correction d'erreur de la croissance des salaires nets réels trimestriels : la dynamique de court terme (1978-2008) -coin global-.

Variables explicatives	Spécification 8
Terme de rappel : ec_{-1}	-0.126 (-2.90)
Coin social agrégé : Δlncgn	-0.97 (-6.00)
Pouvoir d'achat du SMIC : ΔlnSMIChr	0.633 (12.33)
Chômage : Δcho	-0.01 (-2.05)
Productivité horaire du travail : Δlnph	0.422 (2.73)
Constante	-0.001 (-0.84)
R^2 ajusté	0.7
DW	2.03
RMSE (%)	0.82
Mean VIF (multicolinéarité)	1.06
Heteroskedasticity	0.06
Skewness	0.30
Kurtosis	0.27
Linéarité ECM	0.39

Les t de Student des différents paramètres sont exprimés entre parenthèses. Les tests LM de restriction et de qualité des ajustements dynamiques sont déterminés par les p-value des tests de « mauvaise spécification » (cinq dernières lignes).

Notons que la spécification 8 de court terme intègre comme variable supplémentaire

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

le taux de chômage, qui aurait un rôle transitoire dans la formation des salaires (Baghli et alii [2003]). Soulignons en outre que la spécification 8 bis, intégralement présentée dans l'annexe 16, reprend les mêmes variables de long terme de la spécification 8, auxquelles on ajoute la durée du travail. Une telle initiative a eu pour intérêt de trouver d'autres relations de court terme notamment entre les salaires, la durée du travail et les termes de l'échange (cf. Annexe 16). Les résultats de ces spécifications seront repris dans nos commentaires.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.3.2. Le cas du coin social désagrégé.

Tableau 21

Les résultats du modèle à correction d'erreur de la croissance des salaires nets réels trimestriels : la dynamique de court terme (1978-2008) - coin différencié-.

Variables explicatives	Spécification 9	Spécification 10
Terme de rappel : ec_{-1}	-0.121 (-2.09)	-0.20 (-2.35)
Coin social contributif : Δlncgan	-0.643 (-2.42)	-0.618 (-2.34)
Coin social redistributif : Δlncgrn	-0.835 (-3.13)	-0.950 (-3.49)
Pouvoir d'achat du SMIC: ΔlnSMIChr	0.775 (12.67)	0 .80 (13.13)
Productivité horaire du travail : Δlnph	ns	ns
Durée de travail : Δlnvhh		-0.597 (-1.98)
Constante	-0.0004 (-0.29)	- 0.0001 (-0.07)
R^2 ajusté	0.65	0.65
DW	2.21	2.21
RMSE (%)	0.94	0.93
Heteroskedasticity	0.54	0.54
Skewness	0.18	0.11
Kurtosis	0.11	0.10
linéarité ECM	0.10	0.10

Les t de Student des différents paramètres sont exprimés entre paranthèses. Ils sont corrigés par la méthode de Stock-Watson (1993)[115]*. Les tests LM de restriction et de qualité des ajustements*

[115] « Le *nombre de retards et d'avances des termes différenciés introduits dans la régression peut être déterminée de manière optimale au moyen de la stratégie séquentielle de Hall (général au*

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

dynamiques sont déterminés par les p-value des tests de « mauvaise spécification » (quatre dernières lignes).

Le terme de rappel à la cible d'équilibre de long terme dans l'équation de salaire horaire net réel de court terme est significativement négatif et supérieur à - 100 %, avec une élasticité d'ajustement comprise entre - 0,1 % et - 0,2 %. On observe que le signe et l'ordre de grandeur des coefficients des variables explicatives, retenues ici, sont également conformes aux premières estimations relevant de notre premier regard économétrique (cf. tableau suivant). L'idée principale ici est de comparer les élasticités des cotisations contributives et redistributives de court terme. *Les effets du coin social contributif (entre -0,62 et -0,64) et redistributif (entre -0,84 et -0,95) ne sont significativement pas différents de -1. Ces deux variables ne semblent pas avoir une ampleur significativement différente* (cf. annexe 16 pour les différents tests).

---

particulier).Cette méthode consiste à partir d'un nombre « relativement élevé » de retards (et avances), puis à progressivement supprimer à l'aide de tests LM de restrictions, les variables non significatives ou économiquement contre-intuitives. »

Il existe une autre stratégie de modélisation de la dynamique d'ajustement qui se rapporte à la méthodologie de Hendry (également du général au particulier). La recherche de la spécification adéquate consiste à introduire un nombre, relativement élevé de retards (au moins deux) de chacune des séries introduites dans la relation de long terme et à progressivement supprimer au moyen de tests économétriques les variables jugées statistiquement non significatives ou économiquement contre-intuitives.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Au regard des différents résultats économétriques de court terme obtenus ici, indiscutablement plus robustes que ceux de la première version, on peut en conclusion formuler six leçons concernant la dynamique des salaires et l'incidence parafiscale en France.

Première leçon : la robustesse de la théorie de la perception des cotisations sociales est confirmée.

La théorie de la perception des cotisations qui suppose que le degré de perception des cotisations sociales à court terme est soit nul (cotisations-taxes), soit inférieur ou égal à l'unité (cotisations-revenus différés), semble robuste (cf. tests de validité de ce résultat en annexe 16). **Cette théorie avance l'hypothèse d'un lien nul ou négatif entre les salaires et les cotisations. Elle rejette tout effet positif sur les salaires d'une hausse des cotisations sociales comme l'affirment certains économistes (cf. Cornéo [1994], p. 114).**

Deuxième leçon : le degré de perception globale des cotisations sociales serait significativement proche de l'unité (thèse de la compensation parafiscale).

Le degré de perception du coin social agrégé est significativement proche de un. Les tests de validation de cette hypothèse sont tous concluants (cf. annexe 16). Les cotisations sociales semblent être perçues en France comme des revenus parfaitement substituables aux salaires nets. Elles ne constituent vraisemblablement pas des impôts purs aux yeux des salariés français. Elles font l'objet d'une perception immédiate car les salariés accepteraient (exigeraient) une baisse (hausse) compensatrice de leurs salaires nets lorsque l'on augmente (baisse) les cotisations. Les cotisations sont donc parfaitement substituables aux salaires nets et sont apparemment perçues comme une forme de revenus différés à court et moyen terme.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Troisième leçon : les salariés perçoivent comme des revenus différés les cotisations contributives, d'assurance sociale individualisée, et les cotisations redistributives, de solidarité nationale (l'« effet pot-commun »).

Les coefficients de perception des cotisations contributives et redistributives sont significativement proches. Il n'existe donc pas ''d'effet de dilution'' entre les cotisations assurantielles (chômage vieillesse), dites contributives, et les cotisations redistributives (famille, santé et autres), dites de solidarité nationale. C'est plutôt l'« effet pot-commun » qui prédomine. Il existerait une certaine indifférence des salariés à l'égard de la nature redistributive ou contributive des cotisations sociales. En outre, les coefficients de ces deux variables sont significativement proches de l'unité (tests de validité de ce résultat cf. annexe 16).

En somme, les ajustements à la hausse du coin social (agrégé ou différencié) ont un impact négatif transitoire considérable sur le salaire net réel. Cet effet n'est significativement pas différent à court terme de 1 point en valeur absolue (tests de validité de ce résultat cf. annexe 16). Ce résultat suggère que la variation du coin social serait en grande partie immédiatement considérée comme une variation de revenu différé par les salariés. Peu importe la nature contributive ou redistributive de la cotisation.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Quatrième leçon : la productivité horaire du travail impacterait significativement le salaire net réel.

La variation de la productivité horaire du travail aurait apparemment un impact sur la dynamique des salaires. Ce lien est très significativement proche de 0,4 (court terme).

Cinquième leçon : la variation du SMIC réel se répercuterait fortement sur le pouvoir d'achat du salaire net.

La hausse du pouvoir d'achat du SMIC, par son effet direct et indirect (via son report sur l'échelle salariale), impacterait positivement la dynamique de court terme du taux de salaire horaire. Et ce, de manière très sensible : une hausse (baisse) de 1 % du pouvoir d'achat du SMIC relèverait (abaisse) transitoirement le salaire net moyen de d'environ 0,6 point. Mais ce lien, rappelons-le (cf. annexe 16, spécification 8 bis), est nettement moins important à « long terme », environ 0,1 point[116].

[116]Les effets mécaniques de la hausse du SMIC sur les salaires sont admis de tous. Mais les résultats divergent. Dans une étude du CSERC (conseil supérieur de l'emploi, des revenus et des coûts), il est établi qu'un point de SMIC supplémentaire entraînerait une augmentation moyenne des salaires de 0,11 % (CSERC (1994)). Une autre étude plus récente de la Dares montre que la hausse d'un point de SMIC entraîne un point de salaire supplémentaire entre le SMIC et 1,1 SMIC ; 0,5 point de salaire supplémentaire entre 1,4 et 1,5 SMIC (Dares (2007)). Le délai de mise en œuvre complète de l'« effet diffusion », lié à l'impact de la hausse du SMIC dans les négociations salariales, est d'environ deux ans selon Demailly et Le Minez [1999]. Les résultats obtenus ici semblent indiquer que le mécanisme d'entraînement ou de diffusion s'enclencherait à court terme et que probablement une bonne partie de l'« *éventail des rémunérations* » se serait restaurée.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Sixième leçon : les termes de l'échange et le chômage joueraient un rôle faible sur le pouvoir d'achat du salaire net horaire.

Les variations du taux de chômage impacteraient négativement et significativement le salaire net réel de court terme mais de manière relativement peu sensible (-0,01%). L'ampleur de l'effet positif des termes de l'échange apparaît également faible (environ 0,02%, cf. annexe 16 -spécification 8 ter-). Cela indiquerait une « forte résistance » des salaires nets en France

.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

CONCLUSION

Cette dernière partie de notre travail a donné lieu à une analyse approfondie du coin social (agrégé ou différencié) qui a permis d'apporter un certain nombre de contributions à la fois empirique, théorique et économétrique. Nous allons tenter de revenir brièvement sur les principaux résultats de ce travail.

Les caractéristiques du coin social : état des lieux des trente dernières années.

L'analyse descriptive et quantitative du coin social en France, que nous avons réalisée entre 1978 et 2008, nous a amené à produire des séries longues de données inédites : les taux effectifs de cotisations (par niveau de salaire, selon le type de cotisations employeurs et salariés, selon la nature économique des cotisations -contributives ou redistributives-) ; les taux moyens trimestriels de cotisations ; l'indice de la progressivité effective globale et des différentes cotisations (salariale et patronale, contributive et redistributive, salariale contributive, salariale redistributive, patronale contributive, patronale redistributive).

Ce travail d'investigation empirique a en outre abouti à l'identification des facteurs explicatifs de l'évolution du coin socio-fiscal, et de ses conséquences sur la contribution respective des employeurs et des salariés.

Revenons brièvement sur les principales leçons en matière de prélèvement social qui ont été déclinées :

- De 1978 à nos jours, le coin social global en France a augmenté de 48,67 %, malgré les importantes réductions de charges sociales patronales d'environ 4% de la masse salariale nette en moyenne depuis 1993.
- Il apparaît clairement que la principale cause de l'explosion des cotisations sociales assises sur les salaires est la croissance des cotisations contributives (121 %), nettement plus forte que celle des cotisations redistributives (8,8 %). Les cotisations contributives représentent en moyenne 47 % du total du coin social global alors qu'elles ne pesaient que 36 % en 1978. Cela résulte de la prise en charge prioritaire des dépenses liées au vieillissement de la population, et à l'indemnisation du chômage.
- Le fardeau des lourdes charges sociales est largement supporté, en terme de prélèvement social, par les "employeurs" (65 % du coin global en 2008). Mais les

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

salariés contribuent de plus en plus, et supportent près des deux tiers de la hausse du coin social global entre 1978 et 2008.

Par ailleurs, d'autres observations non moins importantes ont été faites sur la structure des taux de cotisations sociales et la nature du système de prélèvement :

- On constate que la modification de la structure des cotisations contributives et redistributives est observée à tous les échelons de la hiérarchie des salaires. Il est en est de même de la structure des cotisations sociales patronales et salariales. Il ressort de ce constat que les cotisations salariales contributives ont été les plus sollicitées avec une hausse de 166 % entre 1978 et 2008.
- Le système des cotisations sociales obligatoires initialement dégressif est devenu progressif depuis le début des années quatre-vingt-dix sous l'impulsion à la fois de la politique de réduction des cotisations sociales patronales dans le bas de l'échelle salariale, et de l'augmentation de la pression sociale sur les salaires situés au-delà du plafond. La progressivité globale des cotisations résulterait principalement de la progressivité des cotisations patronales et redistributives. Les prépondérantes cotisations patronales et redistributives, 41 % en moyenne du coin social global, impriment leur allure à la courbe de progressivité globale. L'indice de progressivité globale a augmenté sur la période 1978-2008 d'environ 7,5 %.

La théorie de la perception des cotisations sociales.

La théorie de la perception des cotisations qui suppose que le degré de perception des cotisations sociales à court terme est soit nul (cotisations-taxes), soit inférieur ou égal à l'unité (cotisations-revenus différés), semble robuste (cf. annexe 16, toutes spécifications). Cette théorie avance l'hypothèse d'un lien nul ou négatif entre les salaires et les cotisations. Elle rejette tout effet positif sur les salaires d'une hausse des cotisations sociales.

Un bref rappel des autres résultats issus de l'estimation économétrique des équations de salaires.

L'étude des effets de la variation des cotisations, à partir des faits observés en France entre 1978 et 2008, montre que la montée en puissance des cotisations sociales ne semble pas avoir contribué de façon déterminante à l'aggravation du chômage. Car les salaires nets réels ont réagi avec immédiate flexibilité aux variations des cotisations sociales.

La dynamique de court terme des salaires en France semblent transitoirement être déterminée par les évolutions du coin social (agrégé ou différencié) et du SMIC réel.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Ces deux variables apportent les plus fortes contributions aux fluctuations du pouvoir d'achat du salaire net d'équilibre de « court terme ».

Le coin social (agrégé ou différencié) aurait un impact négatif immédiat et fortement significatif sur les salaires (proche de l'unité). Les contributions respectives de la durée du travail, négative, et du SMIC réel, positive, sont comparables (environ 0,6, en valeur absolue).

Par ailleurs, les cotisations contributives et redistributives seraient perçues de manière identique par les salariés. Il n'existe pas ''d'effet de dilution'' entre ces deux types de cotisations. C'est l'''effet pot-commun'' qui prédomine. En d'autres termes, le taux d'escompte ou d'actualisation psychologique des revenus contributifs d'assurance sociale, et des revenus sociaux de solidarité nationale est le même pour les salariés. Il semble relativement faible car le degré de perception globale des cotisations est relativement élevé. Ce qui a pour conséquence le ''*versement*'' de la part des salariés d'une ''*prime implicite d'assurance individuelle et collective*'' assez importante reflétant une forte aversion au risque des salariés, et leur attachement au modèle de la protection sociale à la française.

Le modèle des prélèvements assis sur les salaires français est sans effet sensible sur le coût du travail et l'emploi, et apparaît en outre comme un « amortisseur social » qui permet une mutualisation des risques sociaux entre les citoyens. Notons enfin, que les variations de cotisations sociales en se répercutant quasi-intégralement sur les salaires nets n'impacteraient pas la part du travail dans la valeur ajoutée.

Pour conclure, soulignons que les relations purement théoriques entre les variables, solidement validées dans les modélisations réalisées, se trouvent renforcées du fait de la « faiblesse » des contraintes imposées lors des estimations « sans a priori ». Mais « u*ne limite inhérente à toute étude économétrique de cointégration : le long terme de l'analyse économique ou long terme théorique dépassent largement celui que les données permettront de tester statistiquement.* » (Mustapha Baghli, Gilbert Cette et Arnaud Sylvain [2003]). Celui-ci renvoie au moyen terme économique (cf. annexe 11).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

CONCLUSION GÉNÉRALE

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Les prélèvements assis sur les salaires sont très rarement intégrés dans un processus unique d'analyse et de réflexion économique. Cette observation constitue le point de départ qui motive cette présente thèse qui s'est en effet attelée à proposer une analyse descriptive et économique approfondie des prélèvements assis sur les salaires. Nous nous proposons au terme de ce travail de revenir sur les principaux résultats auxquels nous avons abouti. Naturellement, cette *conclusion générale* comportera quelques éléments de réflexion qui mèneront vers d'autres pistes de recherche.

Rappel des principaux résultats issus de l'étude descriptive des cotisations.

L'étude descriptive des cotisations proposée dans cette thèse est originale du double point de vue de la source utilisée (législation sociale en vigueur), et de ses conclusions dont les principales leçons sont déclinées ici.

Les deux phénomènes empiriques majeurs : la forte progression à la fois du niveau et de la progressivité globale des cotisations sociales.

Le taux effectif moyen des cotisations a augmenté de près de 50 % entre 1978 et 2008, malgré les importantes réductions de charges sociales patronales d'environ 4% de la masse salariale nette en moyenne depuis 1993. Cette hausse globale des cotisations découle principalement du mouvement de déplafonnement accompagné de l'accroissement des taux de cotisations édictés pour les moyens et hauts niveaux de salaire. Cette situation s'est traduite par une modification de la nature du système des cotisations qui voit augmenter son indice de progressivité de 7,5 % entre 1978 et 2008.

Les cotisations sociales salariales apparaissent dégressives alors que les cotisations patronales, nettement plus dégressives que les cotisations salariales durant les années soixante-dix et quatre-vingts, sont devenues progressives depuis le début des années quatre-vingt-dix.

Les cotisations sociales contributives sont restées dégressives sur toute la période 1978-2008. Par contre, les cotisations sociales redistributives, nettement dégressives durant les années soixante-dix et quatre-vingts, sont devenues progressives depuis le début des années quatre-vingt-dix.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

La forte disparité dans la distribution des taux de cotisations selon le niveau de salaire.

L'évolution du taux de cotisations au voisinage du SMIC a connu deux grandes phases d'évolution régulières nettement différentes. Une première phase de croissance des cotisations, d'environ 33 %, qui va de 1978 à 1993. Une seconde phase de baisse du coin social, d'environ 32%, s'étalant de 1993 à nos jours.
À l'autre extrémité de l'échelle salariale, soit environ sept fois le SMIC, le taux de cotisations a augmenté de manière quasi-continue de 173 % entre 1978 et 2008.
La pression sociale au niveau du salaire médian et moyen a augmenté de manière régulière au rythme identique de 48 %.
Globalement, on a constaté que le taux de cotisations sociales sur le bas de l'échelle salariale a nettement baissé alors que la pression sociale sur les salaires moyens et supérieurs n'a pas cessé de croître.

Le modèle des prélèvements sociaux français est devenu moins redistributif et plus assurantiel.

Le facteur explicatif de la forte pression sociale est la prise en charge de plus en plus accrue des prestations sociales individualisées. On constate en effet une croissance de 121 % des cotisations contributives d'assurance sociale individualisée (chômage, vieillesse), légèrement dégressives, alors que les cotisations redistributives (santé, famille, et ''autres''), nettement plus progressives, n'ont crû que de 8,8 %. Le système des cotisations est devenu ainsi relativement plus contributif.

La forte hausse du coin social moyen est principalement supportée par les salariés.

Il ressort en outre de l'étude de l'évolution des cotisations, une forte contribution salariale à la hausse du ''coin social global'' entre 1978 et 2008, près des deux tiers. Mais le poids social salarial reste encore plus faible que celui des employeurs. Le poids social des employeurs est en effet deux fois plus élevé que celui des salariés.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

La flexibilité spécifique des salaires nets aux chocs de cotisations, une conclusion de plus en plus robuste mais souvent passée sous silence.

La littérature économique empirique s'est souvent attaquée à l'étude de l'incidence des variations du coin social. Mais les résultats de l'impact des ajustements de cotisations sociales sur les salaires, le coût du travail et l'emploi sont souvent conditionnels aux outils d'évaluation mobilisés. Mais au-delà des incertitudes théoriques et empiriques, attachées surtout à la complexité de l'étude de l'incidence des cotisations, il se dégage des études étrangères et nationales une conclusion convergente qui gagne chaque jour en robustesse : la flexibilité spécifique des salaires nets aux chocs de cotisations[117].

La flexibilité des salaires nets aux variations de cotisations est en effet mise en évidence dans certains travaux économétriques mobilisant des séries macroéconomiques, microéconomiques et sectorielles. Certes ces trois générations de travaux ne confirment pas une relation claire et univoque entre les cotisations, le coût du travail et l'emploi. Mais elles révèlent de manière indifférenciée une flexibilité spécifique des salaires aux variations du taux de cotisations. On peut à ce propos citer les exemples suivants : l'étude de Hamermesh [1979] qui conclut en une baisse des salaires de 0,3 % suite à une hausse des cotisations de 1% ; le travail de Tyrvaïnen qui montre, dans le cadre de l'étude "Emploi et chômage" proposée par l'OCDE [1994], que la forte hausse des prélèvements sociaux et fiscaux en France sur la période 1975-1992 aurait provoqué un ajustement à la baisse des salaires nets (environ 40 francs pour 100 francs d'accroissement des cotisations) ; et l'étude de Gruber [1997] qui montre l'absence d'effet sur le coût du travail de la privatisation du

[117] Ce résultat économétrique disqualifie l'hypothèse de salaire net rigide implicitement admise dans les modèles de demande de travail de l'entreprise représentative "standard néoclassique" ou ceux, plus récents, de demande de travail à correcteur d'erreur. Il suggère également pour la même raison le rejet des modèles macroéconomiques traditionnels schizophréniques issus de la "synthèse néo-keynésienne" retenant aussi l'hypothèse de salaire net rigide et l'existence de forces de rappel.
D'ailleurs dans le débat des années 80 en France sur l'impact du "coin social", Le Cacheux et Spziro [1984], tout en soulignant la prépondérance des cotisations sociales et la nécessité de distinguer l'évolution du chômage de celle de l'emploi, n'ont pas économétriquement observé un lien significativement négatif entre la part salariale, entendue comme la part des revenus du travail, et l'emploi à partir des données macroéconomiques de la France pour la période 1960-1981 (Le Cacheux et al. [1984], p. 130).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

régime de protection sociale chilien en 1981 avec la hausse compensatrice et intégrale des salaires nets en réaction à l'annulation des cotisations assises sur les salaires.

Les exemples les plus connus tirés de travaux principalement français sont ceux de Cotis-Loufir [1990], Gafsi et alii [2005], et Bunel et alii [2009]. Ces deux derniers travaux portent sur les allégements de charges sociales et indiquent une flexibilité partielle des salaires nets aux variations du taux de cotisations. Cotis et Loufir [1990] abordent par contre la question de l'incidence de la hausse du coin social moyen sur la formation du salaire net réel horaire entre 1970 et 1987 à l'aide de modèles à correction d'erreur. Ils concluent, à partir d'estimations d'équations de salaire sur données trimestrielles, en une compensation de la hausse des cotisations par la baisse totale et immédiate des salaires nets réels. Mais ce travail, au-delà de ses limites économétriques (l'hypothèse de cointégration des variables dans le long terme (stationnarité des résidus) n'est pas testée), couvre une période uniforme de hausse généralisée des cotisations sociales. Ce qui peut susciter quelques réserves sur la nature du lien exhibée entre les cotisations sociales et les salaires nets.

Notre travail d'estimation économétrique d'équations de salaire net horaire réel, sur données trimestrielles françaises et à correction d'erreur, ne prête pas le flanc à ces critiques. Et ce, pour au moins trois raisons. D'abord, il couvre la longue période allant de 1978 à 2008 (hausse, relative baisse puis stabilisation du taux moyen de cotisations). Ensuite, la question de la cointégration des variables mobilisées, reléguée au second plan par Cotis-Loufir [1990], est traitée ici de manière satisfaisante. Enfin, notre travail intègre des variables, non retenues dans le travail de Cotis-Loufir [1990] et jugées aujourd'hui pertinentes telles que le SMIC horaire réel, la durée du travail (etc.).

Nous ne revenons ici que sur les trois principales leçons en matière d'incidence parafiscale issues de ce travail.

Rappel des principales leçons en matière d'incidence parafiscale issues de l'estimation des salaires nets en France au cours des trente dernières années.

Au terme de notre étude économétrique, portant sur les données trimestrielles françaises (1978-2008), nous avons formulé quatre principales leçons en matière d'incidence parafiscale.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Première leçon : la théorie de la perception des cotisations sociales apparaît robuste.

La théorie de la perception des cotisations, que nous avons développée et selon laquelle il existerait une relation inverse ou neutre entre la variation des cotisations et celle des salaires, est confirmée par les différentes spécifications économétriques réalisées. Il apparaît alors que la hausse du coin social global en France n'aurait pas entraîné des revendications et concessions salariales excessives, via l'augmentation du salaire de réserve, comme l'affirment certains économistes (cf. Cornéo [1994]).

Deuxième leçon : le degré de perception globale des cotisations sociales est significativement proche de l'unité (Thèse de la compensation parafiscale confirmée).

Les cotisations sociales ne sont pas assimilées à des impôts purs par les salariés français. Le coefficient du coin social se situerait à court terme aux alentours de -0,97, et ne serait pas significativement différent en valeur absolue de l'unité[118]. Il serait égal à l'unité à moyen terme. Les cotisations sociales sont donc perçues comme des revenus différés parfaitement substituables aux salaires nets. Elles font en effet l'objet d'une perception quasi-totale et immédiate. Ainsi, les salariés accepteraient (exigeraient) une baisse (hausse) compensatrice de leurs salaires nets lorsque l'on augmente (baisse) les cotisations assises sur les salaires.

[118] Ce résultat à court terme rejoint celui de Baghli, Cette et Sylvain qui observent, sur la période 1970-2000 concernant la France, que « l*es modifications du coin social ont un impact transitoire dont l'ampleur [théoriquement comprise entre - 3 et 0] est faible sur le taux de marge : un point d'augmentation (de baisse) du coin social entraîne une baisse (hausse) transitoire du taux de marge d'environ 0,03 point. Ce résultat suggère que la plus grande part des variations du coin social seraient immédiatement considérées comme une même variation de revenu différé.*» (Baghli-Cette-Sylvain [2003], p. 18). Contrairement à ces auteurs, qui finissent par négliger dans leur conclusion ce résultat du fait de sa supposée "faible fiabilité", nous observons que la perception des cotisations apparaît ici bien robuste. Et, ce d'autant plus qu'à moyen terme, le coefficient serait égal siginificativement à moins un.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Troisième leçon : les cotisations contributives, d'assurance sociale individualisée, et les cotisations redistributives, de solidarité nationale sont perçues comme des revenus différés (l'« effet pot-commun »).

Les cotisations assurantielles (chômage, vieillesse), dites contributives, et les cotisations redistributives (famille, santé et autres), dites de solidarité nationale font l'objet d'une perception indifférenciée, forte et immédiate. Il existerait alors en France un « effet pot-commun » qui suggère une certaine indifférence des salariés à l'égard de la nature redistributive ou contributive des cotisations sociales.

Les enseignements tirés de l'expérience française montrent que la grande part du coût de la protection sociale en France, près des trois-quarts financés par les prélèvements assis sur les salaires, est supportée par les salariés via le fléchissement de leurs salaires nets. En France, les cotisations sociales sont des éléments de la rémunération ressentie et ne sont pas un ennemi de l'emploi. Par ailleurs, les cotisations n'impactent pas non plus, en tant qu'instrument de la redistribution directe, positivement la part du travail dans la valeur ajoutée.

En somme, les salariés français accepteraient en cas de hausse des cotisations le ''versement volontaire d'une prime d'assurance sociale individuelle et collective'', relativement importante. Ceci indique implicitement la forte aversion au risque des salariés (degré de perception élevé et taux d'escompte psychologique faible), et leur attachement au modèle des prélèvements assis sur les salaires. Celui-ci apparaît comme un ''amortisseur social'' qui mutualise les risques sociaux entre les citoyens qui ne vivent généralement que de leurs revenus salariaux (plus de 80 % de la population active). Les cotisations apparaissent ainsi comme l'un des éléments essentiels du lien social en France.

Quatrième leçon : La progressivité semble avoir un impact, dont l'effet est moins robuste que l'effet perception du coin, négatif et significatif. La progressivité semble ainsi modérer les revendications salariales, et apparaît comme un élément améliorant la situation de l'emploi.

Il découle des leçons en matière d'incidence parafiscale retenues deux indications majeures sur l'efficacité des politiques publiques de l'emploi

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

entreprises depuis quinze ans en France, et reposant sur l'activation du financement de la protection sociale.

Premièrement, une réduction indifférenciée des charges sociales n'aurait aucun impact sur le coût du travail et l'emploi car le degré de perception des cotisations est robustement proche de l'unité.

Deuxièmement, les allègements généralisés de charges sociales ciblées sur les bas salaires pourraient être favorables à l'emploi global via le mécanisme de l'accroissement de la progressivité globale, qui jouerait un rôle modérateur sur le coût moyen du travail.

Autres pistes de réflexion sur les sources alternatives de financement de la protection sociale.

De telles conclusions tempèrent sérieusement les critiques stigmatisant les effets pervers du mode de prélèvements sociaux directs sur les salaires, souvent désigné comme un facteur aggravant le chômage de masse (cf. annexe 10). Cette idée-là, fondée sur le rôle supposé nocif du poids important des cotisations sociales, est totalement rejetée par l'analyse approfondie des faits observés en France. À l'aune de cet élément d'appréciation, les propositions de sources alternatives de financement de la protection sociale (TVA sociale, relèvement du faible taux de taxation des niches sociales telles que l'intéressement, la participation et les plans d'épargne retraite, cf. annexe 7), peuvent apparaître guère nécessaires. Or, elles ne sont pas sans intérêts car elles posent une autre problématique qui est celle de trouver une meilleure répartition de l'effort de contribution au financement de la protection sociale entre le travail et le capital, entre les hauts revenus et les revenus moyens. Elles apparaissent même dans certains cas (élargissement de l'assiette des cotisations sociales vers la valeur ajoutée, taxe sociale accrue des revenus du capital et des valeurs mobilières) comme des leviers susceptibles de modifier transitoirement le partage de la valeur ajoutée en faveur du travail. Toutefois, l'analyse économique de ces propositions devrait être abordée dans le cadre d'une économie ouverte au risque de sous-estimer la portée de telles mesures.

La prise en compte du degré de perception des cotisations sociales dans la réflexion économique : quelles perspectives ?

Au fond, la question de la perception des cotisations sociales par les ménages

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

devrait être intégrée dans l'évaluation des politiques d'activation du financement de la protection sociale. Une telle initiative serait susceptible de modifier sensiblement les résultats généralement attendus de ces mesures, onéreuses (plus d'un point de PIB, soit 23,8 miliards en 2006) et devenues prioritaires en France depuis plus de quinze années.

À ce titre, il y a lieu de douter de l'efficacité en termes de création nette d'emplois des politiques de réduction de charges sociales. Certes l'effet global pratiquement neutre de la hausse (baisse) des cotisations sur le coût du travail, mis en évidence ici, n'implique pas l'absence d'effet réel des allégements sociaux sur les bas salaires. Mais, bien rares sont les études d'évaluation des politiques publiques de réduction des cotisations qui intègrent la question de l'effet *ex ante* sur les salaires de la variation des cotisations. Une telle option de recherche nous semble aujourd'hui une nécessité pour mieux rendre compte des répercussions concrètes de ces politiques.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

ANNEXES

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 1

Les principales étapes de la mise en place de la protection sociale : Un bref rappel historique.

Le système français de Sécurité sociale trouve ses origines à la fois dans la conception du système des assurances sociales instauré en Allemagne par Bismarck entre 1883 et 1889, financé par des cotisations patronales et salariales assises sur les salaires, et dans la conception mis en place en Angleterre dans le rapport de Lord Beveridge en 1942, ouvrant le droit à la protection sociale individualisé. La protection sociale des salariés en France s'est opérée de manière progressive et suivant cinq étapes :

1. - La mise en place dès le milieu du 17ème siècle de régimes de prévoyance obligatoire dans le secteur public et parapublic portant essentiellement sur les retraites : les marins (1673-pension en cas de blessures occasionnant un arrêt définitif de travail- ; 1709-véritable régime de retraite-) ; les fonctionnaires de la banque de France (1806) ; les membres de la Comédie française (1812) ; les militaires (1831) ; les fonctionnaires civils (1853), les agents des chemins de fer (1855) et les mineurs (1894). Certains de ces salariés étaient également couverts par une prévoyance collective volontaire contre le risque maladie (prise en charge de leurs frais médicaux et versement d'indemnités journalières en cas d'arrêt maladie par les mutuelles). L'État ne leur versait que de faibles pensions.

2. - L'adoption de la loi du 9 avril 1898 sur les accidents du travail considérée comme la première grande loi d'assurance sociale en France. Elle a eu le mérite de mettre fin à une situation qui contraignait la victime à prouver la responsabilité de son employeur pour bénéficier d'une indemnisation. Elle a été, à ce titre, considérée comme le premier « noyau » de la Sécurité sociale. Le législateur n'exigeait pas pour autant une réparation totale du préjudice subi par l'employé mais établissait la responsabilité juridique de l'employeur.

3. - L'élaboration de la loi du 05 avril 1910 relative au financement des retraites ouvrières et paysannes qui instaurait des cotisations obligatoires prélevées sur les salaires et supportées par les salariés et les employeurs - L'État s'engageait à verser ultérieurement des allocations viagères-.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

4. - L'adoption d'une série de lois dites "d'assurances sociales" autour des années 30 :

* 5 avril 1928, loi instituant les assurances sociales ;119

* 30 avril 1930, loi définitive sur les assurances sociales (maladie, maternité, invalidité, vieillesse et décès) en faveur surtout des salariés les moins bien payés ;

* 11 mars 1932, législation obligatoire pour les allocations familiales.

Ces lois exclusivement réservées aux salariés du privé ne garantissaient à ces derniers que des indemnités souvent maigres en cas d'inactivité due à la maladie, de faibles revenus de remplacement en cas de vieillesse.

5. – La généralisation du système de Sécurité sociale à l'ensemble de la population française après la seconde guerre mondiale :

* 1er mars 1944, adoption du programme du Conseil national de la Résistance recommandant un plan complet de Sécurité sociale ;

* 4 octobre 1945, ordonnance instituant la Sécurité sociale et prônant une « unité administrative » ;

* 19 octobre 1945, ordonnance instaurant les assurances maladie, maternité, invalidité, vieillesse et décès de la Sécurité sociale ;

* 22 août 1946, loi étendant les allocations familiales à toute la quasi-totalité de la population sans condition de ressources ;

* 30 octobre 1946, loi introduisant les accidents du travail dans la Sécurité sociale ;

* 22 mai 1946, loi posant le principe d'une généralisation de la Sécurité sociale à l'ensemble de la population ;

* Inscription dans la Constitution de 1946 (IVe République), puis dans celle de 1958 (Ve République), de la reconnaissance du droit à la Sécurité sociale et à la protection des citoyens face aux risques sociaux120 ;

* la loi du 24 décembre 1974 renforçant la généralisation de la Sécurité sociale.

Après les balbutiements en matière de protection sociale à la fin du 19ème siècle, ayant donné naissance à des lois très embryonnaires et totalement parcellaires en

---

[119] Un régime spécial a été par la suite introduit en faveur des agriculteurs par la loi du 30 avril 1928.

[120] La notion de risque social peut être définie de différentes manières. Mais du fait que les réponses collectives apportées aux problèmes posés sont de nature purement économique, il est d'usage de retenir la définition suivante officiellement établie par les instances de la Sécurité sociale : « *Les risques sociaux sont des événements qui ont une incidence directe sur la situation économique des individus, que celle-ci se caractérise par une baisse des revenus ou par une augmentation des dépenses* ». (Ucanss-DFP [2003], p. 3).

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

faveur des salariés du privé, l'idée de "débarrasser les travailleurs de la hantise du lendemain", pour reprendre les termes de Pierre Laroque (1974) directeur général de la Sécurité sociale en octobre 1944, s'est finalement imposée en France (Asselain [1984]).

Le système de la Sécurité sociale a donc pour objectif premier de pallier les difficultés rencontrées lorsque les revenus du travail sont amputés par la maladie, la maternité, l'invalidité, la retraite, le décès, ou lorsque les charges du travailleur sont alourdies par l'arrivée d'enfants. Cette aspiration a été partiellement réalisée grâce à la législation sur les assurances sociales de 1928-1930, puis parachevée et étendue pour l'ensemble des travailleurs français depuis 1945.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 2

Les principales mesures de réduction des charges sociales : les quatre catégories de mesures en faveur de l'emploi.

Montant total des exonérations en milliards d'euros : 19,5 (2003)- colonne 2 - ; et 23,8 (2006) - colonne 3-.

Tableau 1. Les exonérations de cotisations sociales en 2003 : 19,5 milliards d'euros en 28 dispositifs

(en millions d'euros)

Dispositifs	Montant	
Encouragement à la création d'emplois et à la RTT (9 dispositifs)	**15 500**	**18 550**
- réduction dégressive des cotisations sur les bas salaires (RBS) **,	*2 381*	
- exonérations liées à la réduction du temps de travail : lois « Robien » (467), « Aubry 1 » (1887) et « Aubry 2 » (4796) **	*7 150*	
- dispositif «Fillon » (depuis le 2nd semestre 2003)**,	*5 508*	
- exonérations des cotisations patronales pour l'embauche d'un premier salarié *, - abattement en faveur de l'embauche à temps partiel *, - exonération des cotisations patronales sur l'avantage en nature « repas » dans les hôtels cafés restaurants, - aide aux chômeurs créateurs d'entreprise *.	*461*	
Mesures en faveur de publics particuliers (12 dispositifs)	**2083**	**2 328**
- contrat initiative emploi (CIE), contrat de retour à l'emploi (CRE)	*241*	
- contrat d'orientation *, contrat d'apprentissage, contrat de qualification,	*974*	
- contrat d'accès à l'emploi dans les Dom, - contrat d'insertion par l'activité *, - exonérations pour la création d'emplois par les associations intermédiaires *, - exonérations dans le cadre de l'insertion économique accordées aux entreprises d'insertion - exonérations dans le cadre de l'insertion économique accordées aux structures agréées au titre de l'aide sociale	*138*	
- contrat emploi solidarité * (CES),	*290*	
- contrat emploi (solidarité) consolidé * (CEC)	*441*	
Mesures en faveur de l'emploi dans certaines zones géographiques (5 dispositifs)	**958**	
- exonérations dans les Dom : loi Perben jusqu'en 2000, puis loi d'orientation pour l'Outre-mer (du 13 décembre 2000), puis loi de programme pour l'Outre-mer (du 21 juillet 2003),	*672*	**1 334**
- exonérations en zone franche urbaine,	*237*	
- exonérations en zone franche Corse, - exonérations pour la création d'emplois en zone de revitalisation rurale, - exonérations pour la création d'emplois en zone de redynamisation urbaine.	*49*	
Mesures en faveur de l'emploi à domicile (2 dispositifs)	**986**	
- exonérations de cotisations pour l'emploi à domicile par des particuliers *,	*676*	
- exonérations de cotisations pour l'emploi à domicile par des associations sociales agréées *.	*311*	**1606**

* Mesures non compensées (depuis la loi du 25 juillet 1994, toute nouvelle mesure d'exonération de cotisations de Sécurité sociale est intégralement compensée).
** Mesures prises en charges par le Fonds de réforme des cotisations patronales de Sécurité sociale (Forec) mis en place fin 2001.
Source : ACOSS-URSSAF

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 3

La législation sociale en vigueur sur les salaires : quelques tableaux illustratifs.

Les charges sociales et fiscales sur les salaires en 2002

Charges	Taux		Plafond
	Employeur en %	Salarié en %	Mensuel à compter du 1.1.2002 en €uros
Sécurité sociale			
..Assurances maladie,maternité,invalidité,décés **(a)**	12,80	0,75	Sur totalité salaire
.Assurance vieillesse	8,20	6,55	Sur plafond 2.352 €
.Assurance vieillesse	1,60	-	Sur totalité salaire
.Assurance veuvage	-	0,10	Sur totalité salaire
.Accidents du travail	taux variable	-	Sur totalité salaire
.Allocations familiales	5,40	-	Sur totalité salaire
.Fonds national d'aide au logement :			
-Toutes les entreprises	0,10	-	Sur plafond 2.352 €
-Entreprises de plus de 9 salariés	0,40	-	Sur totalité salaire
Chômage-emploi (*) modification au 1/7/2002			
-ASSEDIC (non cadres et cadres)	3,70 (*)	2,10 (*)	plafonnée à 9.408 €
-APEC (d) (cadres art. 4 et 4 bis)	0,036	0,024	de 2.352 € à 9.408 €
-Forfait annuel (prelevé en mars) (cadres)	*10,158 €*	*6,772 €*	
-Fonds de garantie (AGS) (non cadres et cadres)	0,30 (*)	-	plafonnée à 9.408 €
Retraite complémentaire			
Non cadres (régime unique ARRCO) (b) :	(taux appel 25% inclus)		
-Toutes les entreprises	4,50	3,00	Sur plafond 2.352 €
-Entreprises existantes au 1.1.97	*9,00*	*6,00*	de 2.352 € à 7.056 €
-Entreprises créées depuis le 1.1.97	*12,00*	*8,00*	de 2.352 € à 7.056 €
Cadres (régime AGIRC) (c) :			
-Prévoyance minimum	*1,50*	-	Sur plafond 2.352 €
- Tranche A (cotisation ARRCO)	4,50	3,00	Sur plafond 2.352 €
-Tranche B (taux appel 25% inclus)	12,50	7,50	de 2.352 € à 9.408 €
-Tranche C (taux appel 25% inclus)	12,50	7,50	de 9.408 € à 18.816 €
-*Garantie minimale de points (GMP)* ***(c)(h)***	*32,43 €*	*19,45 €*	*Salaire mensuel charnière en deça duquel joue la GMP : 2.611,42 €*
-Contribution exceptionnelle et temporaire (CET)	0,22	0,13	plafonnée à 18.816 €
-Cotisation AGFF (i) :			
-non cadres	1,20	0,80	Sur plafond 2.352 €

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

	1,30	0,90	de 2.352 € à 7.056 €
-cadres	1,20	0,80	Sur plafond 2.352 €
	1,30	0,90	de 2.352 € à 9.408 €
Taxes			
Taxe sur cotisations de prévoyance (entr.>9 salariés)	8,00	-	Sur cotisations patronales de prévoyance
Participation construction **(e)**	0,45	-	Sur totalité salaire
Taxe d'apprentissage **(e)**	0,50	-	Sur totalité salaire
Formation professionnelle (e)			
-10 salariés et plus	1,50	-	Sur totalité salaire
-Moins de 10 salariés	0,15	-	Sur totalité salaire
-Moins de 10 salariés (entreprises soumises à la taxe d'apprentissage)	0,10	-	Sur totalité salaire
Taxe sur les salaires			
(employeurs non assujettis à la TVA)	4,25	-	de 6.563 € à 13.114 € (g)
	9,35	-	au-delà de 13.114 € (g)
	4,25	-	Sur totalité salaire (g)
.C.S.G.			
-non déductible	-	2,40	sur 95% du salaire brut total et de la cotisation patronale de prévoyance
-déductible	-	5,10	
.C.R.D.S.	-	0,50	
Versement transport (entr.>9 salariés)	variable		
(Région parisienne plus prise en charge de 50% des abonnements transports) **(f)**	2,50	-	Sur totalité salaire

(a)Alsace Moselle : plus une cotisation supplémentaire dont le taux est fixé à 1,65% (soit 2,40% au total)
(b)Taux obligatoire porté à 6% depuis le 1er Janvier 1999 hors taux d'appel.
(c)Taux contractuel minimum porté à 16% depuis le 1er janvier 1999 pour toutes les entreprises (tranche B et C) hors taux d'appel.
(d) la cotisation APEC est payée trimestriellement.
(e)Contribution payée en une fois par an. Le taux de la taxe d'apprentissage Alsace-Moselle est fixé à 0,20% sur la totalité du salaire.
(f)Taux à Paris et dans les Hauts-de-Seine.Pour les autres circonscriptions et province : taux particuliers.
(g)Montants annuels.
(h)Montants provisoires.
(i)AGFF -Association pour la Gestion du Fonds de Financement de l'Agirc et de l'Arrco-Depuis le 1er juillet 2001 se substitue à l'ASF.

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Les charges sociales et fiscales sur les salaires en 2008

Charges	Taux		Plafond mensuel
	Employeur en %	Salarié en %	Au 1er janvier 2008 en €uros
Sécurité sociale			
a Assurance maladie, maternité, invalidité, décés	12,80	0,75 + 1,60 Alsace-Moselle	Sur totalité salaire
Assurance vieillesse	8,30	6,65	Sur plafond 2.773
Assurance vieillesse	1,60	-	Sur totalité salaire
Assurance veuvage	-	0,10	Sur totalité salaire
Accidents du travail	variable	-	Sur totalité salaire
Allocations familiales	5,40	-	Sur totalité salaire
h Contribution solidarité autonomie	0,30	-	Sur totalité salaire
Fonds national d'aide au logement			
Toutes les entreprises	0,10	-	Sur plafond 2.773
Entreprises de 20 salariés et plus	0,40	-	Sur totalité salaire
Chômage-emploi			
ASSEDIC (non cadres et cadres)	4,00	2,40	plafonnée à 11.092
c APEC (cadres art. 4 et 4 bis)	0,036	0,024	de 2.773 à 11.092
Forfait annuel cadres (prelevé en mars)	11,98€	7,99€	
Fonds de garantie (AGS) (non cadres et cadres)	0,10 (*)	-	plafonnée à 11.092
Retraite complémentaire			
Non cadres (régime unique ARRCO)	(taux appel 25% inclus)		
d Toutes les entreprises	4,50	3,00	Sur plafond 2.773
e Toutes les entreprises	12,00	8,00	de 2.773 à 8.319
Cadres (régime AGIRC)			
Prévoyance minimum	1,50	-	Sur plafond 2.773
Tranche A (cotisation ARRCO)	4,50	3,00	Sur plafond 2.773
f Tranche B (taux appel 125% inclus)	12,60	7,70	de 2.773 à 11.092
f Tranche C (taux appel 125% inclus)	12,60	7,70	de 11.092 à 22.184
f g Garantie minimale de points (GMP)	12,60	7,70	Salaire mensuel charnière en deça duquel joue la GMP : 3.069
Contribution exceptionnelle et temporaire (CET)	0,22	0,13	plafonnée à 22.184
h **Cotisation AGFF**			
non cadres	1,20	0,80	Sur plafond 2.773

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

	1,30	0,90	de 2.773 à 8.319
cadres	1,20	0,80	Sur plafond 2.773
	1,30	0,90	de 2.773 à 11.092
Taxes			
Taxe sur cotisations de prévoyance (entr.>9 salariés)	8,00	-	Sur cotisations patronales de prévoyance
Participation construction	0,45	-	Sur totalité salaire
Taxe d'apprentissage payable en 1 fois Contribution additionnelle payable en 1 fois	0,50 0,18	- -	Sur totalité salaire
Formation professionnelle			
10 salariés et plus	1,60	-	Sur totalité salaire
Moins de 10 salariés	0,55	-	Sur totalité salaire
entreprises soumises à la taxe d'apprentissage Moins de 10 salariés	0,55	-	Sur totalité salaire
Entreprise avec CDD / CIF + entreprise de 10 à moins de 20 salariés.	1,05	-	Sur totalité salaire CDD
Taxe sur les salaires			
(employeurs non assujettis à la TVA)	4,25	-	de 7.250à 14.481
	9,35	-	au-delà de 14.481
L'abattement dont bénéficient les associations est porté à 5.362 E pour 2004.	4,25	-	Sur totalité salaire
C.S.G.			
non déductible	-	2,40	sur 97% du salaire brut total et de la cotisation patronale de prévoyance
déductible	-	5,10	
C.R.D.S.	-	0,50	
Versement transport (entr.>9 salariés)	variable	-	Sur totalité salaire
(Région parisienne Paris et 92 plus prise en charge de 50% des abonnements transports)	2,60	-	Sur totalité salaire

Source : Législation sociale.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 4
La mesure de l'indice de progressivité globale des cotisations.

Dans la théorie de la réforme fiscale on distingue différentes notions de progressivité. La progressivité moyenne, marginale, résiduelle et effective. L'indice de progressivité résiduelle (Padao-Schioppa [1990], Giacomo Cornéo [1994]) et l'indice de progressivité effective (L'Horty et alii [1994]) sont souvent utilisés pour procéder à l'évaluation de l'incidence de la fiscalité du travail. Notre propos est de discuter la démarche adoptée pour mesurer l'indice de progressivité globale effective des prélèvements assis sur les salaires. Il s'agit de la démarche de Jackobsson [1976] mobilisée par Yannick L'Horty, Renaud Méary et Nicolas Sobczak [1994].

L'Horty et alii [1994] posent deux hypothèses : la proportion des salariés en dessous et au-delà du plafond est stable ; le système des cotisations sociales est en ''Biseaux'' c'est-à-dire qu'il existe un taux marginal de prélèvement unique en dessous du plafond, différent de celui existant au-dessus de ce plafond. Nous nous attellerons ici à reproduire leur démarche dans ses grandes lignes. Ils partent de la formule de la progressivité globale effective : $\varepsilon = 1 - RP = \frac{t_m - t_M}{1 - t_M}$.

Pour améliorer cet indicateur, souvent mesuré uniquement au niveau du salaire moyen, ces auteurs considèrent que le salaire moyen (w*) est égal à la somme pondérée des salaires inférieurs au plafond (w_1) et supérieurs au plafond (w_2). Le coefficient de pondération est respectivement la part des salariés payés en dessous du plafond α , et celle des salariés rémunérés au-delà $(1-\alpha)$, soit :

$w^* = \alpha w_1 + (1-\alpha) w_2$ .En supposant que la distribution des salaires reste inchangée entre 1970 et 1993, ils admettent que : $\frac{w_1}{w_2} = cste$. Ils trouvent ainsi une constante a tel que $dw_2 = (1+a)\, dw^*$.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Ils expriment les cotisations versées de manière linéaire : $T = \alpha t'(w_1 - p) + t'p + (1-\alpha)\, t''(w_2 - p)$, où t' et t'' sont respectivement les pentes ou taux marginaux en dessous et au-dessus du plafond (p).

En reprenant les définitions du taux marginal et du taux moyen, et en remplaçant dw_1 et dw_2, ils aboutissent aux résultats ci-dessous :

$$t_m = \frac{dT}{dw^*} = t' - (t' - t'')(1-\alpha)(1+a) \ ;$$

$$t_M = \frac{T}{w^*} = t' - (t' - t'')(1-\alpha)(1+a) + (1-\alpha)(t' - t'')\frac{p}{w^*} .$$

Ils déterminent enfin les indices de progressivité employeurs (ε_e) et salariés (ε_s) :

$$\varepsilon_e = \frac{-(1-\alpha)(t_e' - t_e'')\frac{p}{w^*}}{1 + t_e' - \frac{(1-\alpha)(t_e' - t_e'')(w_2 - p)}{w^*}} \ ; \ \varepsilon_s = \frac{-(1-\alpha)(t_s' - t_s'')\frac{p}{w^*}}{1 - t_s' + \frac{(1-\alpha)(t_s' - t_s'')(w_2 - p)}{w^*}} .$$

En indiquant que la proportion de salariés rémunérés en dessous du plafond avoisine de manière stable les 69% de la population salariée, ils simplifient les expressions des indices de progressivité salariés et employeurs :

$$\varepsilon_s = \frac{-(1-\alpha)(t_s' - t_s'')\frac{p}{w^*}}{1 - t_s'} \quad (1) \ ; \quad \varepsilon_e = \frac{-(1-\alpha)(t_e' - t_e'')\frac{p}{w^*}}{1 + t_e'} \ (2).$$

En procédant aux dérivées de ces deux expressions en fonction de t', t'' et p, on constate que : la progressivité augmente avec t'' ; si t'>t'' (système dégressif) alors la progressivité est une fonction décroissante de t' et p (cf. équations 1 et 2). Mais *comme le déplafonnement induit mécaniquement une hausse de t'', qui croît plus vite que le taux moyen (t''+ (t'- t'') p/w*), on aboutit en fait à une plus grande progressivité.*

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 5

Le lien positif entre l'offre de travail et les cotisations-revenus différés : une tentative d'illustration microéconomique simplifiée.

Dans le modèle de base de la microéconomie traditionnelle du consommateur tout semble indiquer que les cotisations, traduites en prestations sociales, ne contribuent qu'à accroître le salaire de réserve et à réduire l'offre de travail. Cette lecture traditionnelle intègre toutes les cotisations dans la rubrique des revenus non salariaux. Elles sont toutes perçues comme des taxes. Mais ici on suppose que les travailleurs intègrent dans le programme de maximisation de leur utilité les cotisations comme des revenus peu ou prou substituables au salaire net (effet-revenu). Même au cas où la déconnexion entre activité et prestations est avérée, le sentiment qui dominerait chez les salariés serait plutôt l'indifférence, c'est-à-dire une perception nulle ou « neutre » des cotisations. L'idée centrale est d'accorder une place importante au degré de perception des cotisations par les salariés pour mieux appréhender les relais en œuvre sur l'offre de travail en cas de modification de la fiscalité du travail. Il s'agira d'intégrer les effets de l'ajustement des cotisations dans l'analyse théorique des décisions des ménages.

On tentera justement d'exprimer de manière formelle les déterminants du partage du temps total de chaque individu, entre travail salarié et loisir, tout en prenant en compte leur degré de perception des cotisations. Reste maintenant à intégrer la correspondance cotisations- revenu différés dans la problématique de l'arbitrage entre consommation et loisir.

Pour ce faire, on représente les préférences du travailleur salarié par une fonction d'utilité U (C, L), où C et L indiquent respectivement la consommation de biens et celle de loisir. On retient les propriétés traditionnelles de la fonction d'utilité, notamment celle de sa croissance par rapport à ses arguments (voir Guerrien [2002], Mas-Colell et al. [1995]). On procédera à l'exécution du programme de maximisation de l'utilité du travailleur qui dispose d'une dotation totale en temps T et qui vise à déterminer son offre optimale de travail (*Théorie des préférences*). Celle-ci est fortement influencée par les aspects financiers matérialisés par la contrainte budgétaire dont l'expression est la suivante :

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

$C = \omega (T - l) + R = w (1+t)^{\alpha} L + R$

C : le bien de consommation dont le prix est normalisé à 1 ;

ω : la rémunération ressentie par le travailleur ;

l : le bien particulier représentant le loisir ;

R : le revenu non salarial[121] ;

w : le salaire net réel avant prélèvements ;

t : le taux de cotisation assise sur le salaire, $0< t <1$;

α : le degré de perception des cotisations par le travailleur;

L : le temps affecté au travail et qui correspond à la différence entre T et l.

Le choix du couple optimal (C*, L*) est définie par l'égalité ci-dessous :

$$\frac{U_{mL}}{U_{mC}} = w (1+t)^{\alpha}$$

Cela signifie que le rapport des utilités marginales, respectivement du loisir et de la consommation, correspond à la rémunération horaire ressentie. Ce rapport renvoie au concept du taux marginal de substitution entre consommation et loisir qui, rappelons-le, est décroissant le long d'une courbe d'indifférence. C'est-à-dire que l'individu serait prêt à sacrifier de moins en moins de consommation contre une heure supplémentaire de loisir lorsqu'il accorde davantage de temps au loisir.

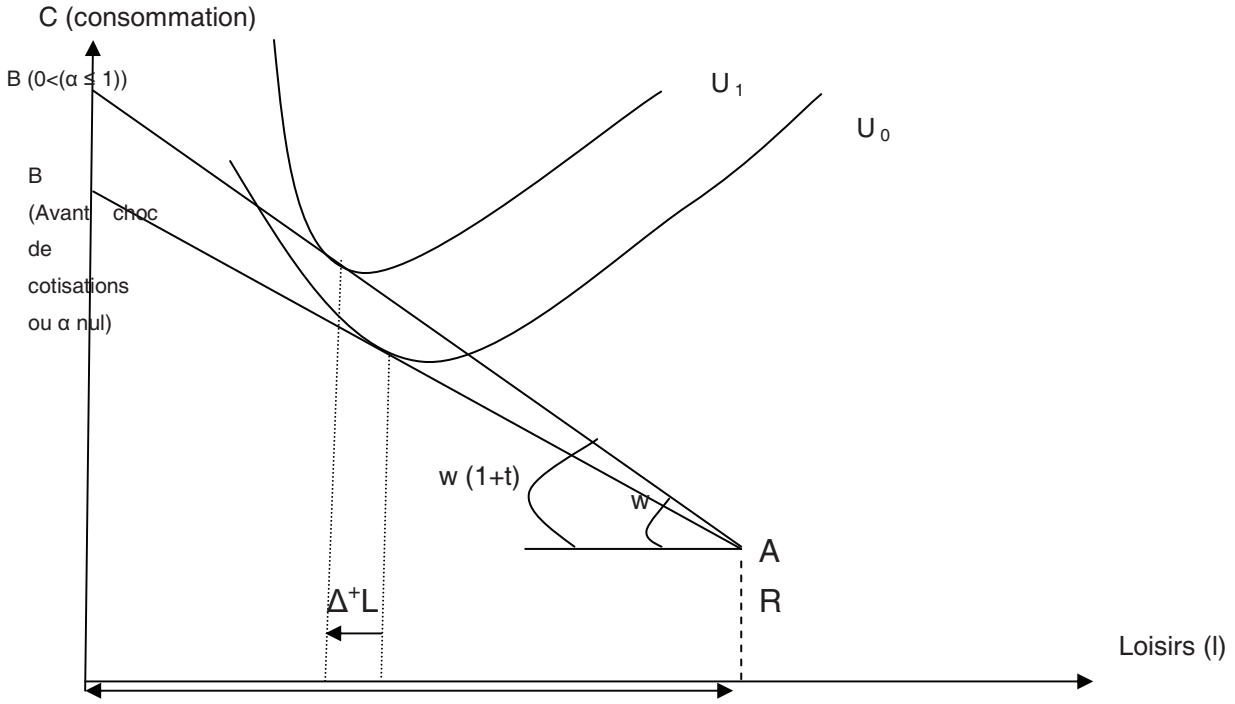
On constate que le degré de perception des cotisations intervient dans le choix optimal du travailleur pour un niveau du taux de cotisation donné.

[121] Le revenu non salarial concernerait l'ensemble des ressources non tirées directement ou indirectement du travail. Toutes les prestations et revenus redistribués, dont le financement n'est pas assuré par des cotisations assises sur les salaires, sont donc intégrés dans le calcul de ce revenu.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Figure 12

L'effet de l'introduction des cotisations-revenus différés sur l'offre de travail : illustration graphique simplifiée.



Notons bien que les courbes d'indifférence ne se coupent pas puisque l'individu se trouverait avec une combinaison de consommation-loisir qui lui procure deux niveaux de satisfaction différents.

Le salaire de réservation est déterminé par le taux marginal de substitution entre la consommation et le loisir au point A (cf. figure ci-dessus). Il peut-être formulé de la manière suivante : $S_r = \frac{U_{mL}(R,T)}{U_{mC}(R,T)}$ (cf. Cahuc-Zylberberg [2003]).

Théoriquement, l'individu offre une quantité d'heures de travail non nulle dès lors que le taux marginal au point A est inférieur au salaire courant ressenti. Pour un temps total disponible établi, le salaire de réservation dépend de la forme de la fonction d'utilité et du niveau des revenus non salariaux.

Notre propos est de mettre en lumière l'impact des cotisations sur les préférences du travailleur.

Par exemple on constate que lorsque α est nul, seul le salaire direct courant (salaire

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

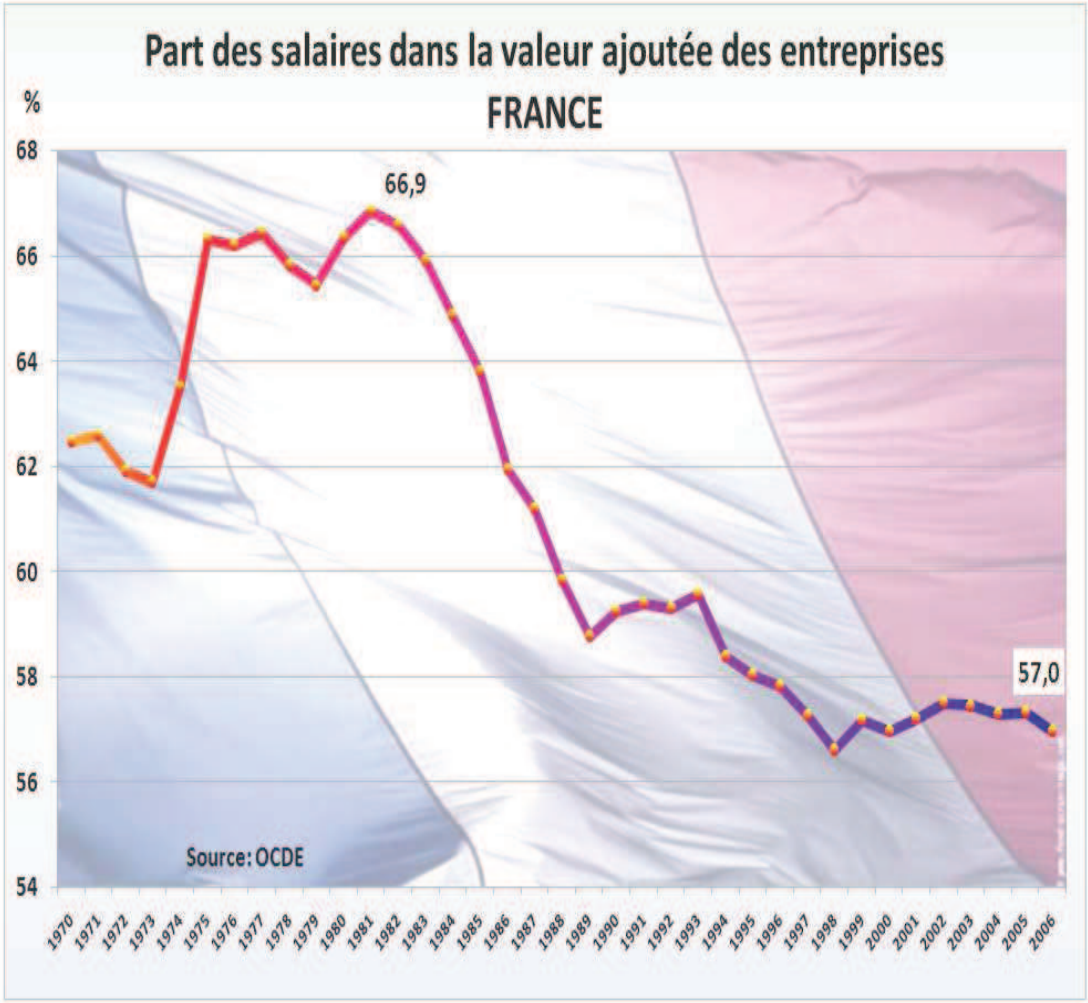
net) importe pour le travailleur. On suppose que le travailleur est alors indifférent aux cotisations. Une modification du taux de cotisation n'affecterait pas ses choix et laisserait intact leur niveau de salaire de réserve. L'étude de l'incidence fiscale des cotisations gagnerait en pertinence en s'orientant vers les ajustements internes au sein des entreprises.

À l'opposé, si α est égal à l'unité ou différent de zéro, alors les préférences du travailleur sont telles qu'il serait prêt à substituer du travail au loisir. Tout se passe comme si les cotisations exerceraient une pression à la baisse sur le salaire de réserve. Cela se traduit par un effet incitatif positif sur la volonté des salariés de participer au marché du travail. Cette perspective modifie l'ampleur du lien en amont entre les cotisations et le coût du travail. Celle-ci est nulle dans le cas d'une parfaite substituabilité les cotisations et le salaire net.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 6

L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France.



© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 7

Les sources alternatives de financement de la protection sociale : portées et limites.

1. La prépondérance des cotisations sociales dans la structure des prélèvements obligatoires en France : la voie de la privatisation des dépenses sociales.

Le taux des prélèvements obligatoires en France est, au-delà des fluctuations conjoncturelles, égal en point de PIB à 35,1 % en 1970, 42 % en 1980, 44,9 % en 1999, 45,1 % en 2000, 44 % en 2005. Parmi les prélèvements obligatoires, les cotisations sociales consolidées, hors cotisations que se versent les administrations publiques, constituent 12 % du PIB en 1970, 14 % PIB en 1995, pour se stabiliser à hauteur de 16 % depuis 2000 avec par exemple 16,2% du PIB en 2005, soit 278 milliards d'euros. Ces prélèvements sociaux représentent de manière assez stable les trois-quarts des ressources de la protection sociale malgré l'introduction de sources alternatives de financement telles que les impôts et taxes, les contributions publiques et non salariés. Le poids et la structure des sources de financement de la protection sociale). Ils pèsent en moyenne plus d'un tiers du poids des prélèvements obligatoires, soit trois fois plus lourd que les impôts directs et deux fois plus que la TVA. Dans les travaux de comparaison internationale, on note souvent que le travail en France est trop taxé par rapport aux pays occidentaux car la part des cotisations sociales dans le produit intérieur brut y est relativement élevé (16,2% contre 14,2 % en Allemagne et 6,7 % du Royaume-Uni en 2004). Alors que la part des impôts sur les revenus et les sociétés est relativement faible 10,2 % du PIB en 2004 contre 19,5 % en Allemagne et 20,9 % en Danemark. Ces chiffres alimentent le débat récurrent sur la privatisation des dépenses sociales et culturelles en France, environ soixante pour cent des dépenses publiques estimées à 53,5% PIB en 2005, d'autant plus que les dépenses régaliennes et éducatives restent dans la moyenne des pays européens environ 16,6% PIB. Mais la mise en place d'assurances privées obligatoires comme en Suisse et Finlande suscitent de nombreuses réticences. Au fond, la privatisation des dépenses pour réduire les cotisations sociales n'est rien d'autre qu'un « tour de passe-passe » car « on continuera à subir un prélèvement obligatoire ».

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2. L'élargissement de l'assiette des cotisations sociales à la valeur ajoutée.

La mise en place de cotisations sociales assises sur les salaires est rétrospectivement jugée économiquement rationnelle (équipe Mimosa [1996]). Car durant la période 1945-1965, la rareté du facteur travail exigeait assez logiquement de le « surtaxer » pour encourager certaines entreprises à substituer le capital au travail. Depuis bien longtemps, au moins trente ans, la donne a changé. Le travail est devenu « surabondant ». La rationalité économique dans un tel contexte appellerait à mettre tout au moins en place un système neutre voire même favorable à l'embauche. Des réformes portant sur l'élargissement de l'assiette des cotisations sociales à la totalité de la valeur ajoutée ont été proposées dès la moitié des années soixante-dix. Le but principal était de réduire la substitution capital-travail c'est-à-dire augmenter le contenu en emplois de la croissance. L'idée défendue dans les rapports de cette période était de soulager les entreprises de main d'œuvre, dont la part des salaires dans la valeur ajoutée est supérieure à la moyenne, lourdement pénalisées en transférant une partie des charges vers les autres entreprises plus capitalistiques grâce à une introduction de la cotisation valeur ajoutée. Celle-ci semble « *mettre à contribution de façon plus équilibrée le capital* » (voir Alain Gubian [1997] (a et b) pour une présentation plus détaillée).

Le rapport Chadelet (1997) préconisait une telle réforme, défendue par une bonne partie du mouvement syndical, en arguant que « *l'aléa défavorable sur le profit serait compensé par une baisse des charges* ». Il semble donc que « *l'assiette valeur ajoutée serait économiquement plus neutre du point de vue de la substitution capital/travail et qu'elle tendrait à amortir la déformation du partage de la valeur ajoutée entre les salaires et les profits induite, soit par la dynamique des salaires lorsque la situation du marché du travail est favorable aux salariés, soit par l'austérité salariale lorsque le niveau du chômage inhibe leurs revendications* » (Équipe Mimosa [1996]). Mais selon Edmond Malinvaud [1998], ce débat fort complexe est difficile à trancher car « *les économistes savent mal évaluer les effets que cela aurait* ». Il juge cependant qu'une telle initiative est trop risquée car elle implique de taxer le « profit pur ». Or, le « *profit pur* » rémunère l'innovateur (prime de risque) et l'investisseur (rendement des capitaux propres). Il admet que « *nous manquons malheureusement de base pour avoir une idée grossière de l'importance de cet effet* » mais il considère qu'il n'est guère utile de socialiser en partie le risque lié à l'esprit

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

d'entreprise et à l'innovation. L'effet attendu sur l'emploi d'un élargissement de l'assiette à la valeur ajoutée peut s'avérer trop faible puisqu'il peut brider la croissance économique via le recul du dynamisme des innovateurs et des investisseurs.

3. Le transfert des charges sociales sur les bénéfices des entreprises ou sur les profits distribués aux ménages : redistribution fiscale versus redistribution directe.

Selon Thomas Piketty, la redistribution directe en exigeant que les entreprises contribuent proportionnellement au nombre de salariés qu'elles emploient n'est pas efficace économiquement. Il affirme que la redistribution fiscale est supérieure à la redistribution directe lorsque l'on se situe dans le cadre d'une économie de marché où il existe de fortes poches de substituabilité entre le capital et le travail. Il considère que « *par exemple, augmenter les cotisations sociales payées par les entreprises pour chaque travailleur employé revient à augmenter le prix du travail, à moins que les entreprises ne baissent les salaires et compensent ainsi l'augmentation des cotisations, ce qui réduirait à néant la redistribution capital/travail, alors qu'augmenter les impôts sur les bénéfices des entreprises ou sur les profits distribués aux ménages n'augmente pas le prix du travail pour les entreprises, et permet donc de financer les mêmes dépenses et transferts sociaux que les cotisations sociales de façon plus efficace.* » (Piketty [1997], p. 31). Le modèle de la fiscalité redistributive offre des droits à tous et n'interfère pas dans les choix des entreprises en matière d'affectation des ressources productives. L'idée sous-jacente est la suivante : lorsqu'un prélèvement sur le salaire est obligatoire, il a de facto un caractère d'impôt sur le travail, il risque de ce fait de pénaliser le travail et l'emploi. Une telle initiative renforce l'inégalité face à l'emploi. Le fait essentiel consisterait alors à mettre en place une « *solidarité plus équitablement financée* » et surtout de "libérer" le marché du travail. Pour appuyer ce point de vue, les partisans d'une forte redistribution fiscale évoquent souvent en exemple le cas danois où le système de protection sociale est généreux et le taux d'emploi élevé. Ils soutiennent qu'à l'instar de ce pays, l'offre de biens sociaux en France, à pression fiscale égale à celle appliquée actuellement sur les salaires, pourrait s'adresser à plus de personnes avec

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

nettement moins de chômeurs[122]. Cet exemple vient en quelque sorte conforter l'idée qu'à partir du moment où une entreprise française facture ses clients le double ou le triple qu'une entreprise concurrente pour créer ou sauvegarder un poste, il est difficile de ne pas percevoir le niveau des prélèvements sociaux comme un facteur potentiel de perte de compétitivité et une source de délocalisation. Mais l'inconvénient de la réforme fiscale est qu'elle comporte les mêmes effets pervers en impactant la rentabilité des entreprises, et en détériorant le pouvoir d'achat des ménages. Leurs conséquences potentiellement néfastes sur l'emploi et la croissance économique restent encore vives.

[122] En Danemark, les charges des employeurs représentent 10 % des charges supportées par les employeurs français. L'assurance chômage est financée par l'État à hauteur de 42 %, les assurés prennent en charge 58 % des allocations. Les entreprises ne sont pas sollicitées. Les recettes fiscales garantissent 94 % des dépenses maladie et 70 % des retraites. « *À pression fiscale égale, le Danemark propose plus de biens sociaux à plus de personnes, avec moitié moins de chômeurs qu'en France. L'idée serait donc de repenser toutes les réformes en France autour d'une refonte du système de financement de toutes les dépenses sociales* ».

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 8

La réduction des charges sociales : bilan des travaux d'évaluation existants.

a) Les travaux prospectifs.

Source	Données	Mesure évaluée	Méthode utilisée	Résultats (pour 5 milliards d'euros ex ante)	Limites
Direction de la prévision (1995)	Comptes trimestriels.	Effets à l'horizon de 5 ans d'une baisse de cotisations de 10 milliards de FF (0,16 point de PIB).	Macro-simulation du **modèle Métric**.	180 000 emplois dont : Non qualifiés : +135 000 ; Qualifiés : + 45 000.	Élasticités critiques non estimées Modèle **à qualifications homogènes.**
CSERC [1996] *L'allégement des charges sociales sur les bas salaires*. La documentation française. Collection des rapports au Premier Ministre.	**Calibrage** avec les distributions des salaires DADS 1996 et **choix raisonné de paramètres**.	Effets de long terme de la ristourne fusionnée de 1996 (jusqu'à 1,33 SMIC).	**Maquette analytique de la demande de travail** (élasticité de la demande de travail comprise entre -0,3 et -0,7).	101 000 à 186 000 emplois dont : Bas salaires : + 115 000 à 250 000 ; **Hauts salaires : -14 000 à- 64 000.**	Pas de bouclage macro-économique.
Laffargue J-P. [1996], "Fiscalité, charges sociales, qualifications et emplois"	**Calibrage** sur les comptes nationaux base 1980 et Enquêtes emploi de 1982 à 1993.	Effets de court et de long terme d'une baisse de 1 point du taux de cotisations sociales des travailleurs peu qualifiés (22,6 % de la main-d'œuvre).	Modèle d'équilibre général calculable JULIEN à deux niveaux de qualification.	370 000 emplois dont : Non qualifiés : + 280 000 ; Qualifiés : + 90 000.	Les non qualifiés sont tous SMICards.
DARES [1997], La politique de l'emploi. Collection Repères. Paris.	**Calibrage** et recours à des variantes de **modèles macro-économétriques.**	Effets d'une baisse du coût du travail sous 1,33 fois le SMIC à l'horizon de 5 à 10 ans.	Maquettes analytiques et **macro-simulations**.	200 000 emplois.	Élasticités critiques non estimées, **modèle à qualifications homogènes.**
Malinvaud E. [1998], Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique. Rapport du conseil d'analyse économique.	**Calibrage** sur la base d'un choix raisonné de paramètres.	Effets à l'horizon de 10 ans d'une baisse de 10 % du coût du travail s'appliquant à 20 % des emplois (ceux rémunérés en dessous de 1,1 SMIC).	Maquette analytique simple. (**élasticité de la demande de travail à bas salaires supposée égale à – 1,2**).	Le maintien de la ristourne dégressive conduit « à la création probable de 300 à 400 000 emplois au bout de dix ans ».	Pas de bouclage salarial (les non qualifiés sont payés au SMIC). Les effets sur l'emploi qualifié non mesurés.
Salanié B. [1999], « Une maquette analytique de long terme du marché du travail », document de travail de l'INSEE, G 9912.	**Calibrage** sur la base d'un choix raisonné de paramètres et des données de l'enquête Emploi 1996.	Allégement de 10 points du taux des cotisations sociales sur les non qualifiés (pour un coût ex ante estimé à 18 milliards de FF, soit une baisse de 6,1 %).	**Maquette analytique macro-économique**.	De 100 000 à 390 000 emplois non qualifiés. Pas de création d'emplois qualifiés.	Les non qualifiés sont rémunérés au SMIC. Une hausse des salaires des qualifiés
Audric S., Givord P. et Prost C.	**Calibrage** d'une maquette analytique	Baisse de 10 points du taux de	Maquette analytique	De 120 000 à 410 000	

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

[2000], « Estimation de l'impact sur l'emploi non qualifié des mesures de baisse de charges ».Revue économique, vol.51, n °3.	à partir des séries d'emplois et de coût des enquêtes Emplois.	cotisations sociales des non qualifiés.	**macro-économique**. avec une élasticité de substitution de 0,7.	emplois.	
L'Horty Y. [2000], « Quand les hausses du SMIC réduisent le coût du travail ». Revue Economique, vol.51, n °3.	**Calibrage** avec les distributions des salaires DADS 1996 et choix raisonné de paramètres.	Effets à long terme de la **ristourne fusionnée de 1996 (jusqu'à 1,33 SMIC)**.	Maquette analytique de **demande de travail** (avec une élasticité de substitution entre bas et hauts salaires de 0,2 à 2).	Entre 164 000 et 328 000 emplois	Pas de bouclage macro-économique.
Laffargue J-P [2000], « Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires ». Revue économique, vol.51, n °3.	**Calibrage** avec données rétrospectives de 1974 à 1993 (comptes nationaux, enquêtes Emploi).	Baisse du taux de cotisations sur le travail non qualifié de 10 points (soit 23,8 milliards de FF 1993).	Modèle d'équilibre général calculable JULIEN 4 à deux niveaux de qualification.	Hausse de l'emploi non qualifié : + 560 000. **Baisse de l'emploi qualifié** : - 32 000.	Les non qualifiés : salariés au SMIC.
Laroque G. et Salanié B. [2000], « une décomposition du non emploi en France ».Économie et statistique, n ° 328, p. 3-19.	Enquête emploi 1997. Échantillon représentatif de 9,6 millions de personnes de 25 à 49 ans, hors temps partiels.	Effets à long terme de la ristourne fusionnée de 1996 (jusqu'à 1,33). Coût ex ante : 13 milliards de FF.	**Micro-simulation** d'équations individuelles de salaire et de participation estimées en coupe.	490 000 emplois dont : 60 000 liés à la hausse des salaires (baisse du non-emploi volontaire) ; 430 000 liés à la baisse du coût du travail (baisse du non-emploi classique).	Absence de continuum (**aucune ventilation par grandes catégories de qualification**).

Source

Document de travail de Gafsi et alii [2004], séminaire ERH laboratoire CLERSÉ Lille 1.

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

b) Les travaux rétrospectifs.

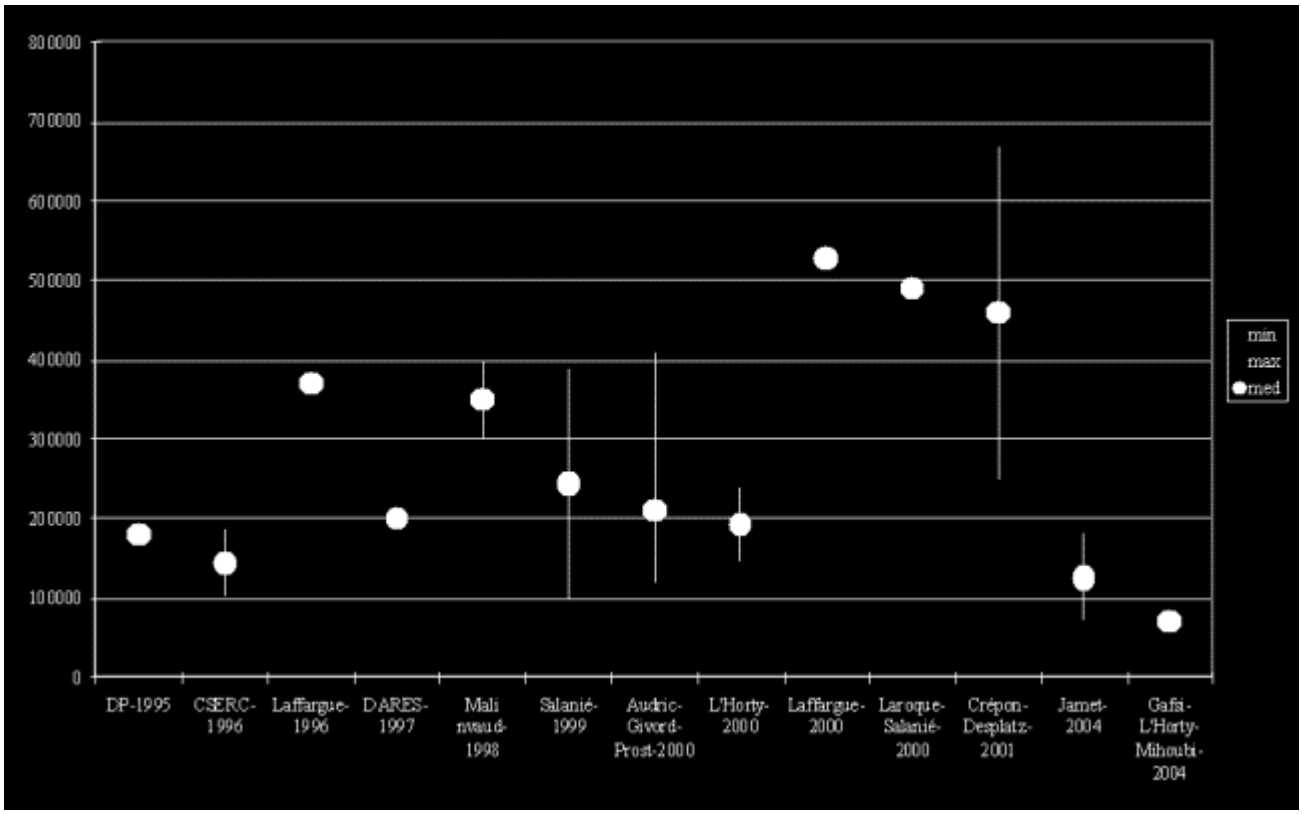
Source	Données	Mesure évaluée	Méthode utilisée	Résultats (pour 5 milliards d'euros ex ante)	Limites
Crépon B., Desplatz R., [2001]. « une nouvelle évaluation des effets des allégements de charges sociales sur les bas salaires ». Économie et Statistique, n °348-2001-08, pp 3-25.	fichiers BRN et des DADS des entreprises présentes de 1993 à 1997.	Effets cumulés de 1994 à 1997 de l'extension des dispositifs de 1995 et 1996, soit une réduction de 1,7 point du coût du travail (environ moins de 5 milliards d'euros pour réaliser l'extension).	Méthodes de l'estimation non paramétriques (Panel cylindré d'entreprises) applicable sur des mesures de politiques de l'emploi continues (initiées par Rubin et Heckman)	Entre **1994 et 1997** : Ce profil d'allégement décroissant en dents de scies aurait créé ou permis de maintenir 460 000 emplois dont 220 000 emplois non qualifiés et 240 000 emplois qualifiés.	Évaluations incomplètes car les effets du financement de ces mesures sont ignorés ainsi que ceux observables de manière indirecte sur le plan macroéconomique. **Biais conjoncturel important**.
Jamet S. [2003], « Allégements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifiés : de l'impact sectoriel à l'effet macroéconomique », miméo Dares.	Données des enquêtes Emploi 1992 et 1997 (méthode du calibrage et de l'estimation).	Effets cumulés de la baisse du coût du travail des emplois peu qualifiés sur un panel de secteurs (baisse évaluée à 6 %).	Simulation des fiches de paie (enquêtes emploi 1992 et 1997); maquette analytique de l'hétérogénéité sectorielle. **Sensibilité de la demande de travail estimée à partir du panel de secteurs**; élasticité de substitution entre travail peu qualifié et capital évaluée entre -0,3 et -1	Fourchette d'emplois créés ou sauvegardés : entre 70 000 et 180 000 emplois peu qualifiés.	Le chômage des qualifiés est ignoré. Absence du capital ; Négociations des salaires des non qualifiés absentes.
Gafsi I., L'Horty Y. et Mihoubi F. [2004], « Allégement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation ». Document de recherche du centre d'Étude des Politiques Économiques de l'Université d'Evry (EPEE) présenté au CLERSÉ Lille 1 en 2005)	Données des enquêtes Emploi (1982-2002) et comptes nationaux annuels.	Simulation des fiches de paie sur la base des enquêtes emploi 1992 et 1997; puis évaluation des effets cumulés de la baisse du coût du travail non qualifié (environ 6 %) observée entre 1992 à 1997.	Estimation sur un **panel sectoriel : - de la demande de travail ; - d'équations de prix et de salaires**.	Création ou sauvegarde d'emplois non qualifiés : entre 118 000 et 140 000 ; ***Destruction d'emplois qualifiés* :** entre 41 000 et 76 000.	Pas de bouclage macroéconomique. Erreurs de mesure du coût du capital.

Source

Document de travail de Gafsi et alii [2004], séminaire ERH laboratoire CLERSÉ Lille 1.

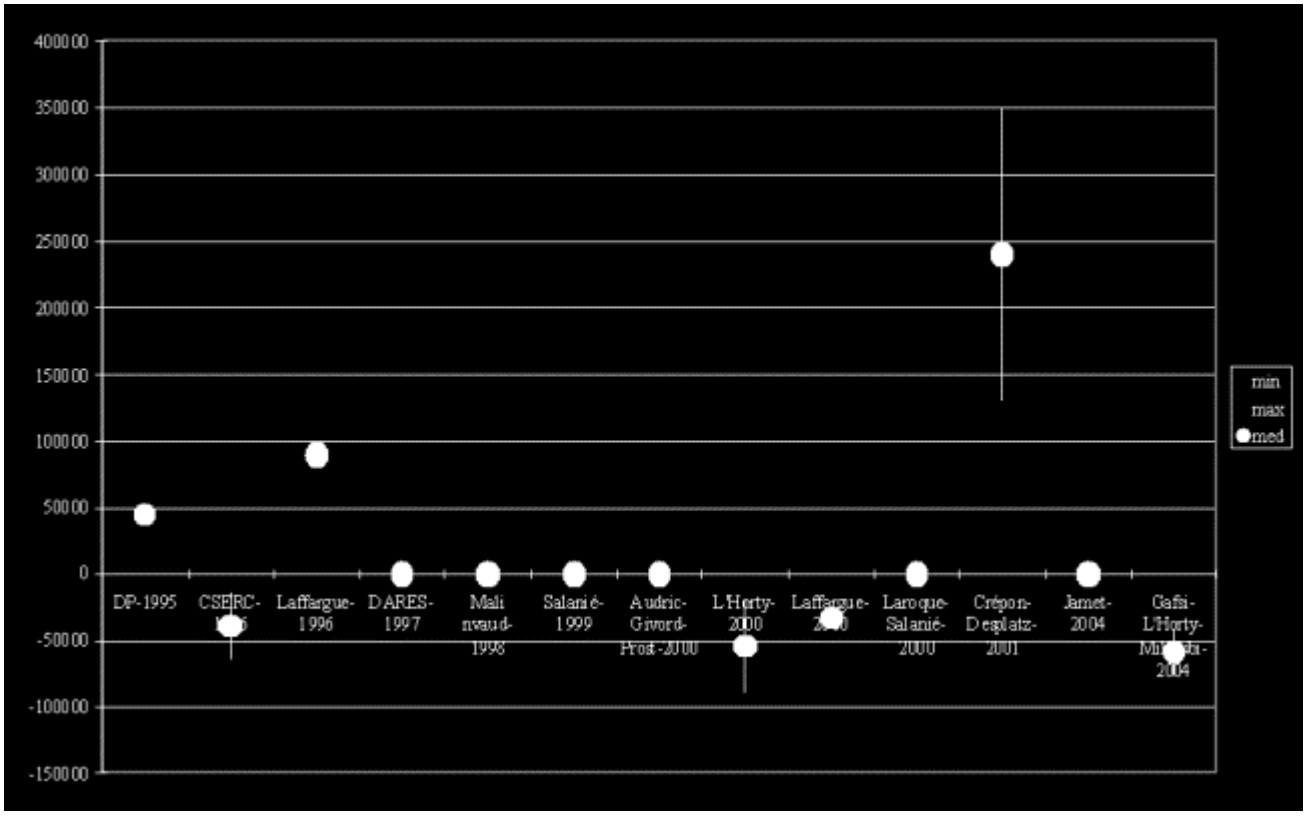
© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

c) Effet sur l'emploi total des mesures d'allégement de charges sociales sur le bas salaires.



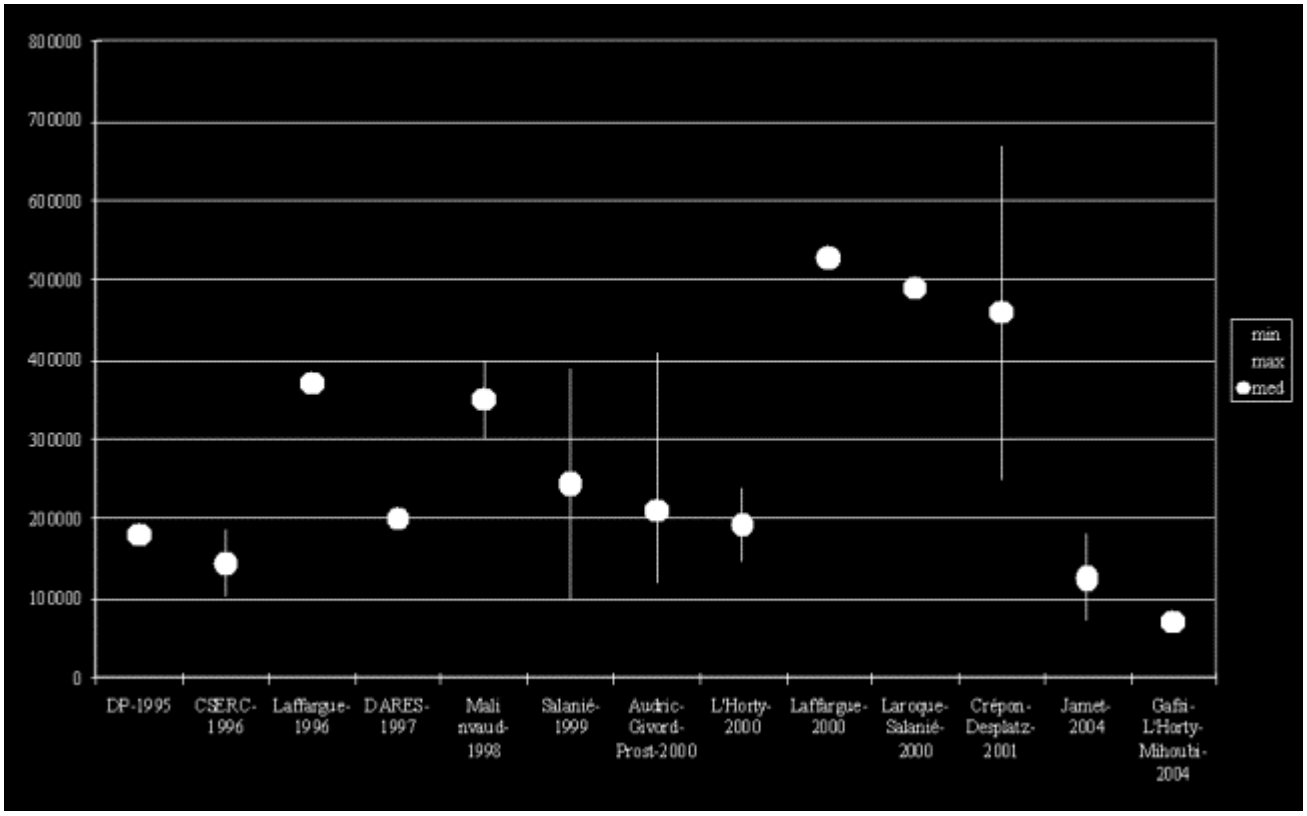
© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

d) Effet sur l'emploi qualifié des mesures d'allégement de charges sociales sur les bas salaires.



© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

e) Effet sur l'emploi non qualifié des mesures d'allégement de charges sociales sur les bas salaires.



Source

Document de travail de Gafsi et alii [2004], séminaire ERH laboratoire CLERSÉ Lille 1.

(Voir aussi in *Les perspectives économiques 2005-2009 : les voies d'une croissance autonome et soutenu,* Rapport d'information n ° 70 (2004-2005), de Joël BOURDIN, fait au nom de la délégation du Sénat pour la planification, déposé le 28 novembre 2004).

NB : La liste des travaux portant sur les effets de la reduction des cotisations sur l'emploi des travailleurs faiblement qualifiés n'arrête pas de s'élargir. Au-delà des travaux cités dans le tableau ci-dessus, on peut rajouter ceux de Fitoussi [2000], Kramaz et al. [2005], Marx [2005], Bunel et alii [2009]). La liste des travaux est loin d'être limitative.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 9

Les critiques qualitatives des mesures de réduction de cotisations sociales ciblées sur les bas salaires.

On observe que les salariés embauchés au régime de l'abattement temps partiel en 1998 représentent près du quart des salariés du secteur concurrentiel « *embauchés depuis moins d'un an ou passés de temps complet à temps partiel dans la même entreprise depuis moins d'un an* » (Klein [2004]). Près de 41 % des embauches à temps partiel en CDI se justifierait par le dispositif d'abattement à mi-temps en 1998. Ce dispositif a atteint son maximum en 1999 avec plus de 550 000 emplois créés (stock). L'emploi salarié aurait été réduit d'environ 300 000 si le poids des travailleurs à temps partiel dans l'ensemble des salariés et leur durée de travail étaient maintenus à leurs niveaux de 1992 (Frédéric Lerais [2001]). Les contrats à durée indéterminée à temps partiel, dont la durée est comprise entre 18 et 32 heures, ont été multipliés par deux entre 1992 et 1999 soit une hausse de 1,2 million (Tristan Klein [2004]). Plus de la moitié de cette hausse est souvent imputée de manière péremptoire au dispositif de l'abattement temps partiel (Klein [2004]). Ce dispositif a semble-t-il permis de favoriser le développement des emplois à temps partiel ?

Il serait cependant hasardeux de considérer que le développement du temps partiel est grandement lié aux diverses aides accordées aux emplois à temps partiel. Car le dispositif de l'abattement temps partiel, instauré le 31 décembre 1992, est cumulable aux réductions de cotisations bas salaires (cf. tableau suivant).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Tableau 22

Le cumul de la ristourne Bas salaires (RBS) pour l'emploi d'un salarié à temps partiel : l'évaluation de l'avantage financier (en pourcentage du salaire brut).

	En fonction du SMIC			
Salaire horaire.....	1,0	1,5	2,0	2,5
Salaire mensuel…….	0,5	0,75	1,0	1,25
Cas « proratisation avec plafonnement » (septembre 95 à septembre 96)……..	18,2	12,1	9,1	1,2
Cas « sans proratisation » (octobre 96 à décembre 97) …….....	18,2	18,2	18,2	2,4
Cas « proratisation sans plafonnement » (janvier 98 à juin 03)……..	9,1	9,1	9,1	1,2

Source : Calculs Dares (2004).

Le calcul de l'allégement bas salaires sur la base du salaire mensuel conduit naturellement à faire entrer une grande partie des travailleurs à temps partiel dans le « champ de la ristourne bas salaires ». Parmi les salariés embauchés à temps partiel avec le dispositif d'abattement entre 1992 et 2001, environ 90 % sont rémunérés en dessous de 1,3 SMIC et offrent parfois à leurs employeurs la *possibilité* d'un cumul (Klein [2004]). La majeure partie des entreprises utilisatrices du dispositif de l'abattement déclarent que le cumul avec la ristourne constitue un avantage financier certain mais elles ne parviennent pas à le chiffrer correctement (Gaye [2000]). Les recours au dispositif de l'abattement temps partiel et aux réductions bas salaires sont apparemment fortement corrélés. Cela s'explique en outre par le fait que les emplois non qualifiés, cœur de cible des réductions bas salaires, sont les plus concernés par le développement du temps partiel. Entre 1994 et 2000, les emplois non qualifiés à temps partiel ont connu une croissance annuelle moyenne de 5,2 % contre 4,8 %

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

pour les autres emplois[123] (Gubian et Ponthieux [2000]). Selon Audric-Lerenard et Tanay [2000], 44 % des employés non qualifiés travaillent à temps partiel en 2000, la proportion de temps partiel dans les employés qualifiés est deux fois plus faible.

Mais l'analyse des statistiques sur les embauches dans le cadre du dispositif d'allégement temps partiel ne fait pas état d'une forte corrélation entre les réductions bas salaires et l'abattement temps partiel. Entre 1993 et 1997, période durant laquelle le champ et l'ampleur des allégements bas salaires ont été élargis, les embauches au titre du dispositif d'abattement partiel stagne (Gubian et al. [1999], Klein [2004]). Cela résulte du fait que l'abattement temps partiel comporte des conditions contraignantes, notamment l'embauche ou le maintien des salariés en CDI. D'après Gaye [2000], les employeurs, composant un échantillon de 60 entreprises ayant embauché des salariés à temps partiel en 1997, trouvent en effet que l'obligation de créer des postes en CDI est extrêmement restrictive. Seule la moitié de ces entreprises ont décidé de recourir au dispositif public d'incitation à l'embauche de travailleurs à mi-temps. Cette enquête révèle en outre qu'un employeur sur deux ayant bénéficié du dispositif de l'abattement temps partiel soutient que les embauches auraient eu lieu en l'absence de l'exonération temps partiel (Gaye [2000]). Ce résultat est non négligeable en dépit de toutes les précautions d'usage qu'il convient de prendre concernant de telles déclarations. Il minimise le rôle du dispositif de l'abattement en termes de création d'emplois car seul le quart des entreprises de l'échantillon sont séduites. Il importe donc de relativiser l'argument fréquent selon lequel le dispositif d'abattement a le plus favorisé la création d'emplois à temps partiel. L'abattement est un *dispositif « défensif »* car **plus de la moitié des bénéficiaires** durant la période 1992 et 2002 étaient déjà sous contrat de travail (Klein [2004]). En outre, les bénéficiaires du dispositif temps partiel en 1999 ne représentent que « *moins de quatre emplois à temps partiel sur dix* » (Klein [2004], p. 6). L'idée que les effets sur l'emploi des réductions bas salaires sont parasités par l'impact des réductions temps partiel ne semble pas être corroborée par les faits. Car, les réductions temps partiel ne sont guère efficaces en termes de création nette d'emplois.

123 Ce constat est aussi vérifié pour les emplois à durée déterminée. Les emplois non qualifiés pourvus avec des contrats à durée limitée ont augmenté en moyenne par an de 11,4 % contre 9,8 % pour les autres emplois (Gubian et Ponthieux [2000]).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Par ailleurs, la progression de la part des Bas salaires, dont les salaires sont inférieurs ou égaux aux deux tiers du salaire médian, dans l'emploi total s'est effectuée au moment où la part du temps partiel dans les Bas salaires ne cesse d'augmenter. Celle-ci s'élève à environ 65 % en 1990, et a progressivement augmenté pour se stabiliser aux alentours de 77 % depuis 1997 (Rapport du projet de loi sur les allégements de charges n ° 656, Enqu êtes emplois-Insee). Notre propos n'est pas d'imputer la croissance des emplois créés à temps partiel aux seules mesures d'exonération de charges sur les Bas salaires[124]. On sait, comme le rappelle avec justesse Tristan Klein [2004], que « *le développement du temps partiel s'inscrit dans des évolutions longues : croissance du secteur tertiaire, fortement utilisateur de temps partiel ; recherche de flexibilité* … » (Klein [2004], p. 6). Il s'agit plutôt de reconnaître qu'une corrélation entre les allégements de charges sociales bas salaires et le développement du temps partiel semble très plausible. Cette corrélation est envisageable pour deux raisons. D'une part, les exonérations de charges sociales bas salaires sont toujours évaluées sur le salaire mensuel et non sur le salaire horaire. D'autre part, la réduction bas salaires est un allégement inconditionnel qui concerne tous les salariés situés en dessous du seuil d'exonération fixé par les autorités publiques. Comme le souligne Françoise Turquet « *le caractère plus "flexible" des emplois non qualifiés [est lié, pour une large part] au développement du temps partiel, que les mesures d'allégement de cotisations bas salaires ont favorisé, au moins jusqu'en 1998.* » (Turquet [2002], p. 82). Mais il est difficile de mesurer le rôle des allégements de charges bas salaires dans la précarisation des emplois peu qualifiés via par exemple l'accroissement des contrats à temps partiel. Les mesures à prendre pour anéantir une telle possibilité consisteraient à réserver les allégements bas salaires aux emplois à temps complet, et à déterminer le montant de ces réductions en fonction du salaire minimum horaire (forme de proratisation la plus exigeante).

124 Le temps partiel concernait en 1991, 12 % des salariés, 18 % en 1998 (Tristan Klein [2004]) et 18,5 % en 2000 (Atkinson et alii [2001]). On observe un léger recul de la proportion de salariés à temps partiel dû à la politique de réduction collective du temps de travail. En 2003, 16,5 % des salariés travaillent à temps partiel. Par ailleurs, il ne faudrait pas ignorer le fait que la part du temps partiel «subi», proportion de salariés à mi-temps déclarant vouloir travailler plus, a également augmenté : 37 % en 1990 et 43,5 % en 1997 (Rapport du projet de loi sur les allégements de charges n ° 656). Selon G ubian et Ponthieux [2000], le temps partiel subi est plus fréquent pour les salariés occupant un poste non qualifié : 13,8 % contre seulement 3 % pour les autres. La logique du « travail à temps réduit » à l'initiative du salarié désireux de bénéficier d'un aménagement réversible de son temps de travail en fonction de ses contraintes du moment est devenue largement minoritaire.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 10

Le système intégré de prélèvements et transferts sociaux français produirait-il des effets désincitatifs sur l'offre de travail ?

Le système social français est souvent est perçu comme la cause principale de la grande rigidité du marché du travail et du niveau élevé du coût du travail, notamment celui de la catégorie de main d'œuvre peu qualifiée. De telles considérations font échos aux deux propositions libérales suivantes :

- éliminer le SMIC ou le réduire drastiquement pour une plus grande flexibilité du marché du travail favorable à l'emploi. La validité de cette proposition est souvent revendiquée en comparant le coût du smicard français à celui d'un salarié payé au salaire minimum aux États-Unis. Mais une telle comparaison est-elle pertinente ? (1)
- réduire les cotisations et les prestations pour éliminer les effets néfastes du système social sur l'offre de travail, notamment sur celle des bas salaires. L'étude de la réalité concrète du système des prélèvements et des transferts socio-fiscaux de la législation française nous révèlent-elle des effets désincitatifs sur l'offre de travail ? (2)

1. L'annulation des cotisations salariales au niveau du salaire minimum et la question de l'attractivité des emplois « Bas salaires » : une comparaison franco-américaine.

Dès le début des années soixante-dix, le salaire minimum aux États-Unis a été progressivement abaissé et a fini par être largement inférieur à celui de la France. Mais les mesures de redressement du salaire minimum fédéral américain entrepris depuis 1996 ont considérablement réduit l'écart entre les salaires minima nets français et américain. En 1997, le salaire minimal net américain était de 26,5 francs par heure contre 29,7 francs en France (cf. Piketty [1997], p. 105). En fait la situation française n'est pas caractérisée par un revenu net relativement élevé des non qualifiés. Proposer d'éliminer le SMIC ou de le réduire drastiquement ne conduirait qu'à accroître l'écart existant entre les revenus d'activité et les minima sociaux. Ce qui accentue le risque de voir soit l'offre de travail diminuer au profit d'une demande

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

accrue d'assistance, soit l'émergence de travailleurs pauvres[125].

En réalité, la différence entre le très bas salaire américain et le smicard français porte sur le niveau des cotisations exigées en l'occasion de l'utilisation de ces travailleurs peu qualifiés. Ces cotisations représentent au niveau du salaire minimum aux États-Unis que 16,2 % du salaire net en 1997 (part salariale et part patronale quasi identiques) largement moins qu'en France malgré les annulations de charges sociales patronales au SMIC (trois points de plus). Compte tenu de ce constat et de l'expérience américaine en matière de création d'emplois dans les "*secteurs d'activité à bas salaires"* (restauration, hôtellerie, etc.), il peut paraître logique d'entreprendre de plus amples réductions de charges sur les bas salaires. Mais la situation de la France diffère fortement de celle des États-Unis car les offres d'emploi en outre atlantique sont potentiellement beaucoup plus importantes que celle de la France (Piketty [1997]).

2. Les réductions drastiques des charges et prestations sociales : une façon de lutter contre le non emploi volontaire ?

Le système de redistribution français, largement financé par les prélèvements sur les salaires, est trop généreux. Cela entraîne-t-il l'existence de « trappes à inactivité » ?

À la différence de la courbe des taux moyens de prélèvements et transferts plate, la courbe des taux effectifs marginaux de prélèvements nets de transferts en France, retenue pour étudier les effets incitatifs d'un système fiscal, est en forme U. Les bas salaires supportent les taux marginaux les plus élevés entre 80 et 90 % contre 60 % pour le passage du neuvième au dernier décile. Le passage d'un salaire nul à un bas salaire, inférieur aux deux-tiers du SMIC, occasionne donc des prélèvements élevés mais aussi des transferts moins importants que ceux qui sont réservés aux inoccupés (Piketty [1997])[126]. La question de l'attractivité des emplois "à bas salaire"

[125]Ce phénomène est massif aux États-Unis avec près de vingt millions de personnes sans couverture maladie. Pourtant des revenus sont cependant distribués aux bas salaires américains au titre de l'Earned Income Tax Credit (EITC, "*crédit d'impôt sur les revenus d'activité*" créé en 1975). On peut noter au passage que ce dispositif, comparable à la "prime pour l'emploi" instaurée par le gouvernement de Jospin en 1999, a produit des résultats importants sur l'emploi et le revenu des populations visées. Ce dispositif a en effet permis d'accroître le revenu net disponible des bas salaires de plus de 30 %. Selon les évaluations effectuées, les élasticités étaient légèrement supérieures à 1, notamment pour les bas salaires en charge d'au moins deux enfants (Eissa et Liebman, 1996 ; Liebman, 1996, cités par Piketty [1997], p. 104). Parmi ces derniers rémunérés au salaire minimum (environ 9 000 dollars par an), le crédit d'impôt fixé au taux plein de 40 % s'élevait à 3 600 dollars.

[126]L'auteur donne l'exemple d'un Rmiste qui retrouve un emploi payé au SMIC pour illustrer ces propos. Il constate que si le salaire mensuel brut destiné à cet individu est 9 000 F par mois contre 3 500 F perçu au titre du RMI et d'allocation logement, la hausse de ses revenus nets n'est point égale à la différence entre ces deux montants. Il faut en effet déduire les charges sociales et fiscales sur les salaires pour déterminer le montant du

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

se pose indiscutablement en France. Reste à clarifier les termes objectifs de ce débat en indiquant dans quelles proportions ce phénomène se manifeste en France. Certains économistes affirment en effet qu'il existe de puissantes « trappes à inactivité »[127] liées à la « *générosité sociale* » des régimes de solidarité nationaux et locaux financés en partie par les cotisations prélevées sur le travail. Au fond, la protection sociale apparaît aux yeux des individus comme un « bien public ». Puisque les prestations sociales sont perçues comme un « dû » réservé à tout le monde, c'est à dire un revenu certain et non totalement lié à l'exercice préalable d'une activité salariée. Certains individus « passagers clandestins » chercheront à ne pas en supporter la charge. Cette situation a la fâcheuse tendance d'écarter du marché du travail les travailleurs peu qualifiés et à perspective salariale faible. Guy Laroque et Bernard Salanié montrent que l'incitation financière à reprendre un emploi rémunéré au SMIC est très faible en France. Ils indiquent que 57 % du non emploi est de nature volontaire dont 63 % d'inactifs et 37 % de chômeurs (Laroque et Salanié [1999]). Ce constat est confirmé dans d'autres études françaises (cf. François Bourguignon, Dominique Bureau (1999), Guy Laroque, Bernard Salanié [2000], Yannick L'Horty, Denis Anne [2002], etc.). Le remède consisterait à réduire les prestations, notamment celles déconnectées du travail telles que les prestations familiales, pour pousser ces individus « chômeurs et inactifs volontaires » à travailler. Il s'agit de la **variante dure** du **principe de l'activation des dépenses sociales** qui exige de **lier les prestations fournies à l'exercice préalable d'une activité salariale**. La portée de telles mesures est toutefois contestée. Pour trois raisons évidentes :

- l'augmentation de l'offre de travail non qualifié n'est cohérente que si la demande de travail peu qualifié non satisfaite est importante ;
- l'idée de « forcer » les personnes non qualifiées à effectuer des tâches qu'elles ne souhaitent pas faire peut s'avérer économiquement plus coûteux que leur verser des

salaire net versé à cet individu soit 5 000 F nets par mois. En réalité, cet individu ne perçoit en supplément de revenu qu'environ 17 % du salaire qui lui est versé, soit 1 500 F. Ceci se traduit par un taux marginal pour le premier décile de la distribution des salaires égal à 80 %. Il signale que la même conclusion est retenue pour les autres situations telles que la prise en charge d'enfants, le versement d'allocation chômage (etc.). Les taux marginaux trouvés se situent entre 80 et 90 % et parfois 100 %.

[127] Il importe de ne pas confondre la « **trappe à inactivité** » et la « **trappe à chômage** ». Dans le premier cas, on désigne les individus inactifs qui ne cherchent point à travailler. Dans le second cas, on fait allusion aux chômeurs désirant travailler et à la recherche de l'emploi mais qui refusent de s'engager pour des emplois faiblement rémunérés. Mais pour simplifier le discours, on confond souvent ces deux notions.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

allocations ;

- la baisse du chômage précède toujours la réduction du nombre de bénéficiaires des différentes prestations et allocations (RMI, ASS, etc.).

D'autres raisons, cette fois-ci fondées sur les lacunes des études mises en avant pour signaler l'existence d'effets pervers liés à la générosité du régime social français, peuvent être évoquées :

- Les études qui valident la variante dure des dépenses sociales actives se focalisent uniquement sur la dimension financière de l'activité salariale. Or, l'emploi constitue pour la plupart des gens un véritable facteur de reconnaissance sociale et de fierté. Les différentes enquêtes d'opinion tendent majoritairement à rejeter tout effet désincitatif de la redistribution sur l'offre de travail et de capital humain (cf. Piketty (1995), "*Social Mobility and Redistributive Politics*", QJE 110, 551-584).

- La critique la plus virulente adressée aux travaux de Laroque et Salanié est celle formulée par Michel Husson [2000]. Ce dernier montre clairement que ces deux auteurs confondent en réalité la population inactive et les non emplois volontaires car le non emploi volontaire représente certes 57 % du non emploi total en France, selon l'enquête emploi de mars 1997 mobilisée, mais il ne concerne que les inactifs « contraints » (retraités, femmes au foyer, etc.) et non des chômeurs et inactifs volontaires. Le non emploi classique concerne les chômeurs non qualifiés (19,6%), et l'autre non emploi renvoie aux chômeurs qualifiés (23,4%) - cf. eco-critique.free.fr-.

- Par ailleurs, la valeur de l'élasticité de l'offre de travail au revenu, paramètre essentiel pour déterminer l'ampleur de l'impact du système socio-fiscal de prélèvements et de transferts sur la quantité de travail offerte, est souvent faible. Les estimations empiriques traditionnelles se situent entre 0,1 et 0,2 (Blundell (1995), p. 60, *in* Piketty [1997], pp. 102-103).

- Enfin, on ignore souvent dans ces études un autre aspect non moins important, les effets de la fiscalité globale sur les choix des individus à acquérir plus de capital humain pour obtenir une rémunération plus élevée. Il faudrait alors mesurer l'élasticité de l'offre de capital humain au revenu net d'activité espéré. Pour cela, on peut tenter de mettre en lumière le lien entre le rendement du diplôme et la proportion d'individus prêts à poursuivre des études supérieures. Une telle initiative a été réalisée aux États-Unis mais les résultats, comme le rappelle Piketty [1997], ne permettent pas de mesurer de manière rigoureuse l'élasticité de l'offre de capital humain. Celle-ci, il faut bien l'avouer, est très difficile à mesurer.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

En somme le débat sur les effets pervers de la protection sociale reste complexe. Dans l'état actuel des choses en France, trois mesures sont souvent évoquées :

- Assurer des transferts plus substantiels pour les bas salaires et faire un geste pour les sans emploi « découragés » en les incitant à chercher un emploi grâce à des perspectives de revenus d'activité nettement supérieurs à ceux de remplacement dont ils bénéficient.
- Inciter une bonne partie des bas salaires, notamment les plus faiblement qualifiés, à acquérir plus de capital humain à l'aide d'une formation professionnelle continue assortie d'une meilleure rémunération. Cet objectif est généralement bien perçu car les attitudes individuelles à l'égard de la justice sociale et de la redistribution, révélées par les enquêtes d'opinion, indiquent que les individus admettent qu'une action vigoureuse doit être entreprise pour éradiquer toutes les formes d'inégalités subies. Celles-ci renvoient aux facteurs non contrôlables tels que le manque de moyens financiers pour se former (cf. Piketty [1997]).
- Annuler totalement les cotisations salariales au niveau du SMIC. Cette mesure consistera à traduire le SMIC brut en net et donc d'augmenter substantiellement les salaires nets des smicards, soit environ 15 % de la population salariée actuelle (effet rattrapage). Elle peut être financée par un *reprofilage p*ur : affectation des cotisations salariales des bas salaires vers les hauts salaires. Un tel choix présente l'avantage de relancer l'offre de travail de manière lisible et sans aucune ambiguïté à l'instar d'un crédit d'impôt d'activité (cf. Piketty [1997]).

Les trois stratégies déclinées ci-dessus constituent les modalités de la **variante douce** du ***workfare* ou *welfare to work politics,*** dont l'objectif est de relancer l'offre de travail bas salaires en rendant les postes moins qualifiés « plus attractifs ».

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 11
La théorie de la co-intégration.

L'économétrie a pour ambition de tester les « lois » économiques et de les chiffrer. Elle cherche également à analyser numériquement les évolutions économiques passées pour mieux prévoir celles qui devraient se produire.

Les modèles économétriques sont des systèmes d'équations fondées sur une théorie. Par exemple, la théorie avance que la demande de travail dépend de la conjoncture (production), du coût des facteurs de production et du progrès technique. L'économétrie tentera de vérifier si les variables explicatives retenues jouent bien le rôle prédit par la théorie et propose de mesurer leur impact respectif. Elle permet de juger si le nombre de variables retenues est exhaustif, et met en lumière les ruptures de comportements éventuels. Le principal motif de satisfaction de l'économètre est de trouver une conformité entre le modèle estimé et celui préconisé par la théorie qu'il a mobilisée. Les propriétés statistiques des variables (moyenne et variance) n'attiraient guère leur attention. Ainsi beaucoup de relations économétriques étaient **fallacieuses, on parle régressions fallacieuses ou spirious regressions**, car aucune analyse sur les propriétés de long terme des séries n'était entreprise. « *Les économètres appliquaient sans grande précaution des méthodes valables pour des séries stationnaires (moyenne et variance constantes) à des séries économiques généralement non stationnaires*. »

La question du renouvellement de la pratique s'est ainsi posée avec acuité au début des années 80. À ce propos Sims (1980) a plaidé « *pour une économétrie sans modèle à priori* » qui « *laisse parler les données* ». L'essentiel est de prendre en compte l'ensemble des interactions et anticipations en jeu afin de se libérer des contraintes imposées *a priori* par la théorie. Dans le sillage de ce débat, fut introduite par Clive Granger en 1983 et développée par Robert Engle (les deux prix Nobel en 2003) la théorie de la co-intégration.

La **théorie de la co-intégration** montre que :

- Les relations économétriques de long terme doivent lier des séries économiques qui possèdent des propriétés statistiques identiques. Celles-ci sont dites co-intégrées lorsque leurs résidus sont stationnaires. **Ainsi une étude des co-mouvements de long terme entre les variables, pour expliquer l'évolution**

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

de long terme, nécessite une analyse dite de cointégration. Pour tester la présence d'une relation de co-intégration, on régresse la variable dépendante sur ses éventuels déterminants de long terme en niveau. Puis, on procède au test de racine unitaire sur le résidu de cette régression. Si on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité du résidu, l'équation statique estimée de la variable dépendante et de ses régresseurs est stationnaire. Alors on accepte la présence d'une relation de co-intégration.

- Les ajustements de court terme découlent de facteurs purement transitoires. Mais il convient de proposer lorsque les variables sont intégrées d'ordre 1 un ajustement dynamique de court terme qui tient compte de son niveau d'équilibre de long terme. *Estimer le modèle seulement en différence première pourrait conduire à des estimateurs « biaisés » du fait de l'omission de la relation de long terme existant entre les variables*. **Selon le théorème de représentation de Granger une représentation à correction d'erreur (ECM) serait adaptée pour décrire à la fois la dynamique de court terme du modèle et l'équilibre de long terme vers lequel le modèle converge**. *Ce modèle ECM comporte des variables en niveau qui déterminent l'horizon de long terme, et les taux de croissance qui retracent le court terme. Il faut que le terme de rappel à la cible d'équilibre de long terme statistique (résidus retardés de la relation de long terme, variable en niveau) dans le modèle de court terme soit significativement négatif et supérieur à - 100 %.*

Toutefois le lien entre la théorie économique et l'économétrie s'est ainsi nettement distendu (Henri Sterdyniak) : « *Le long terme de l'analyse économétrique n'est plus le long terme de l'analyse économique* » (*Le Monde* du 28 octobre 2003). Ce que l'on a gagné en efficacité « technique » (tests économétriques à l'aide de méthodes économétriques sophistiquées), affirme-t-il, on l'a perdu en termes de pertinence théorique car ces nouvelles méthodes économétriques imposent une dynamique d'ajustement peu convaincante. Cette pratique-là a souvent conduit à la construction de modèles « boîtes noires » au fonctionnement opaque et inexplicable. Ce qui a rendu peu utilisables, en termes d'analyse ou de prévision économique, bon nombre de ces modèles. Mais il n'en demeure pas moins, admet-il, que lorsque ces modèles à correction d'erreur confirment une relation économique de court et moyen terme entre les variables, celle-ci se trouve nettement renforcée du fait de la rigueur économétrique et de la « faiblesse » des contraintes imposées lors de l'estimation.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 12

La « nécessaire » régulation publique des assurances fondamentales : les principaux arguments.

La problématique de la régulation publique ou privée des assurances sociales, abordée ici, diffère de celle de l'efficacité redistributive du système des prélèvements et transferts sociaux. Pour bon nombre d'économistes les compagnies d'assurances privées seraient incapables de prendre efficacement en charge les assurances fondamentales ouvertes à tous (maladie, famille, chômage, vieillesse, etc.). Ils prônent la « nécessaire » prise en charge publique (État et les partenaires sociaux) des couvertures sociales universelles. Quels sont les fondements et raisonnements théoriques qu'ils mobilisent pour justifier une telle proposition ?

- 1) Les sources potentielles d'inefficience d'une couverture privée de l'assurance maladie.

La couverture des risques fondamentaux naturellement étendue à tous les individus pose de manière aiguë la problématique du risque moral et de l'anti-sélection. De quoi s'agit-il ?

La situation d'asymétrie d'information est classiquement évoquée dans le cadre de la relation entre l'assureur et l'assuré. L'asymétrie d'information est en effet observée dès lors qu'un individu détient plus d'information qu'un autre sur un bien ou sur les "états de la nature". Or, il est aisément compréhensible que l'assuré détienne une "information privée" (ses propres caractéristiques) qu'il peut ne pas révéler – totalement ou même partiellement- à l'assureur pour en tirer meilleur parti. Devant une telle situation l'individu le moins informé, en l'occurrence l'assureur, risque de pâtir de la relation ou de l'échange. Finalement l'asymétrie d'information a pour conséquence fâcheuse de réduire ou tout simplement d'empêcher des transactions qui auraient été mutuellement avantageuses. Elle est à l'origine des *phénomènes de l'anti-sélection et du risque moral* qui constituent deux sources potentielles d'inefficience. Le phénomène de l'anti-sélection se pose lorsque les individus souscripteurs d'une assurance cachent une partie de l'information sur leur probabilité d'être exposés au risque contre lequel ils se protègent. Le phénomène du risque moral est redouté s'il est possible que l'une des parties du contrat ou de l'échange recoure à des actions cachées de façon à léser l'autre partie. Dans les deux

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

situations, celui qui est le moins informé subira les conséquences des intentions et actions de l'autre. Il existerait de fortes chances que la partie la moins informée refuse l'échange, ou la signature du contrat, car elle se méfie de l'autre. Par exemple, l'assureur peut supposer –peut être à tort- que la personne paraît trop imprudente ou qu'elle semble capable de provoquer le dommage contre lequel elle est assurée. Une telle perspective est encore plus probable lorsque le système d'assurance est "ouvert" à tous, c'est à dire non discriminant. Dans un tel cas de figure, les individus les plus à risques vont tenter en premiers de signer des contrats pour en tirer parti le plus possible. Aborderons la question de la gestion du risque moral et de l'anti-sélection dans le cas de l'assurance maladie (Santé).

- Pour éliminer ou limiter les effets liés au risque moral, il convient de rendre "visibles" les actions cachées. C'est en ce sens que les compagnies d'assurances privées effectuent des expertises pour en savoir davantage plus sur l'origine et la conséquence de l'avènement du risque assuré. Cela a un coût et rien ne garantit que le coût supporté en cas d'actions cachées non décelées soit plus exorbitant. Un tel pari est forcément trop hasardeux lorsque les dispositifs de surveillance portent sur l'assurance maladie (Santé). Il est clair que les coûts de surveillance dans ce cas risquent d'être très coûteux et de générer un surcoût supporté par les assurés. On comprend mieux pourquoi les dépenses de santé sont très élevées dans les pays où les assurances privées sont dominantes (cas des États-Unis, Arrow (1963)[128]). La solution efficiente consisterait à fusionner les parties contractantes pour aboutir à un compromis mis sous le contrôle de la puissance publique. Autrement dit, il serait plus efficace de mettre en place une assurance maladie publique.

- Pour atténuer les conséquences néfastes du phénomène de l'anti-sélection, les assureurs mettent en place des contrats leur permettant de repérer les clients à "haut risque" et d'attirer prioritairement les clients à "faible risque"[129]. Une telle pratique est

---

[128] " …*la santé est un bien dont seul le vendeur (le médecin) peut véritablement mesurer la valeur, ce qui peut résulter en des prix et des niveaux de consommation excessifs payés par les consommateurs* …" (Arrow, (1963) cité par Thomas Piketty [2001], p. 110).

[129] Le but des modèles mandant -mandataire, qui représentent une bonne partie de la théorie des contrats traitant des problèmes d'asymétrie d'information, est justement de déterminer les formes de contrats entre parties qui inciteraient celui qui détient l'information (**mandataire**) à la révéler au **mandant**. Pour le cas par exemple de l'assurance voiture, on peut produire deux types de contrats d'assurance : une option avec une prime faible et une franchise élevée et une autre option inverse. On considère que le conducteur prudent choisira le contrat d'assurance où la prime est faible et la franchise élevée. Par contre, le conducteur imprudent fera le choix inverse.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

particulièrement problématique dans le cas de l'assurance maladie[130]. Dans ce domaine l'information privée sur les risques individuels est primordiale. En instaurant une gestion privée concurrentielle, les compagnies d'assurance auront tendance à fixer des franchises très élevées ou à ne couvrir finalement que les "risques mineurs". Ce qui n'est guère efficient -au sens de Pareto-. Par exemple, les franchises très élevées ne suffisent pas à rentabiliser l'activité d'assurance puisque seuls les individus à très haut risque seraient prêts à signer de tels contrats car les individus à bas risque se verraient proposer des contrats inefficaces. Il y a anti-sélection car la "sélection" qui se fera parmi les assurés, s'effectuera dans un sens souvent défavorable à l'assureur. Ce dernier étant conscient de cet état de fait, il peut ne pas vouloir conclure de transactions alors qu'il est possible de nouer des relations mutuellement bénéfiques aux deux parties. Pour éviter cela, et surtout l'expulsion des individus les plus modestes, mieux vaut mettre en place une assurance obligatoire publique identique pour tous, et « … *imposer une assurance obligatoire qui serait la même pour tout le monde pourrait alors être dans l'avantage de tous, y compris des bas risques qui subventionneraient alors les risques élevés, mais qui ne paieraient plus le coût de la séparation »* (Rothschild et Stiglitz, 1976)[131].

-2) Les raisons d'une couverture publique efficiente des assurances fondamentales telles que l'assurance chômage et l'assurance vieillesse.

Revenons sur les justifications avancées pour valider la pertinence d'une régulation publique des assurances sociales fondamentales telles que l'assurance chômage et la retraite :

- Pour ce qui concerne l'assurance chômage, Thomas Piketty avance « …*qu'aucune compagnie d'assurances privée n'a jamais véritablement offert de contrat d'assurance permettant de couvrir le risque d'être temporairement privé d'emploi en garantissant en pareille situation un revenu de remplacement, bien qu'une telle assurance ait une utilité évidente et que de nombreux individus concernés soient prêts à en payer le prix pour l'obtenir. Une raison évidente expliquant cette lacune du*

[130] Pour limiter les effets de cette inefficience, une autre option est possible. Il s'agit d'établir des barèmes qui révèlent les caractéristiques des assurés (âge, sexe, lieu de résidence, etc.) afin d'en déduire leur "degré de risque". Cette option a ses limites car elle adopte implicitement l'hypothèse selon laquelle les individus d'une même sous - population ont forcément les mêmes comportements individuels.

[131] Rothschild M., Stiglitz J. [1976], « Equilibrium in competitive insurance markets : an essay on the economics of imperfect information », The QJE (Quarterly Journal of Economics), vol-90, n ° 4 (novembre 1976). Ces passages ont été cités par Thomas Piketty [1997] (pp. 108-110).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

marché est que le véritable revenu d'activité individuel peut être difficile à observer en chaque point du temps, et que l'individu concerné à toujours intérêt à le sous-évaluer. » (Piketty [1997] (pp.109-110)). Seule l'autorité publique peut assainir et contrôler les droits à l'assurance chômage. Elle dispose en fait d'une "*capacité administrative et juridique supérieure*" lui permettant de vérifier les cotisations d'assurance chômage versées à l'occasion de l'emploi d'une main d'œuvre salariée. Elle garantit ainsi la pérennité de ce système d'indemnisation.

- Le système de retraites fonctionne par le transfert de revenu entre l'âge d'activité et l'âge de la retraite. Là encore, les marchés financiers ne garantissent qu'imparfaitement la sécurité de ce transfert. Et que par ailleurs, les individus à bas et moyens revenus éprouveront nettement plus de difficultés à accéder aux placements financiers. Les marchés destinés à convertir l'épargne en rente viagère sont donc déficients et surtout injustices socialement (cas du Royaume-Uni, des États-Unis où de nombreux individus vivent sans retraite !)[132]. L'action de l'État ne peut alors plus se résumer à celle d'un "gendarme" dès lors que l'inégalité en question n'est pas "*une inégalité bienfaisante*". Elle doit être plus ferme en instaurant un système de retraite public plus efficace au sens de Pareto. Contrairement à une idée largement répandue, le système public de retraite par répartition prédomine aux États-Unis. Il a été instauré depuis les années trente à l'époque du New Deal par le président Roosevelt (1882-1945). Bien entendu, ce système américain (*Social security*) en adoptant une position « minimaliste » ne fournit que 30 % des revenus des retraités américains (cf. Gaël Dupont et Henri Sterdyniak (2000), *Quel avenir pour les retraites*, Découverte, coll. Repères in Guerrien [2002]).

En somme, l'imperfection du marché de l'assurance, liée aux problèmes incitatifs et informationnels, expliquerait pourquoi ce marché serait incapable de prendre en charge correctement les assurances fondamentales qui couvrent les biens et services que les citoyens valorisent le plus. Pour éviter de créer de fortes inégalités

[132] Contrairement aux idées reçues, il existe bel et bien un système américain de retraite par répartition. Il a été instauré durant les années trente à l'époque du New Deal -1933- par le président Roosevelt (1882-1945). Il est financé par un prélèvement direct sur le salaire (environ 12,4 % du salaire en 2000, plafonné à 90 000$). Le système américain n'est pas menacé de déséquilibre financier avant 2018. L'organisme public américain appelé PBGC (Pension Benefit Guaranty Corp) se substitue aux entreprises insolvables pour alimenter les fonds de la retraite de base. Il serait intéressant de voir comment les pouvoirs publics vont gérer la situation du système de retraite américain à partir de 2020, date au-delà de laquelle, l'État peut se désengager.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

entre les individus en matière de protection sociale, il faut instaurer un système public et obligatoire largement solidaire respectant le **principe du « *maximin*»** développé dans les théories modernes de la justice sociale (Serge-Christophe Kolm (1971), *Justice et équité*, éditions du CNRS, Paris ; et John Rawls (1972), *A theory of justice*, Oxford University Press). S'il existe des inégalités économiques et sociales, elles doivent exister au profit des plus défavorisés (**principe de différence**). D'où la nécessité d'un filet de sécurité assez haut pour protéger tous les citoyens sans exclusive (**principe d'égalité des chances**). Une telle ambition est mieux réalisée dans le cadre d'une régulation publique des assurances fondamentales.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 13

La détermination de la demande de travail de long terme.

Le programme du producteur *i* consiste à **maximiser ses profits** sous contrainte de sa fonction de production et de la demande qui lui est adressée (extraits de Beffy et al. [2004]) :

$$Max \quad P_i Y_i - W_q L_{q,i} - W_{nq} L_{nq,i} - C_K K_i$$

$$s.c. \begin{cases} Y_i = F(K_i, L_{q,i}, L_{nq,i}) \\ Y_i = \dfrac{Y}{n}\left(\dfrac{P_i}{P}\right)^{-\eta} \end{cases}$$

$$Y_i = [a_1 K_i^{1-1/\sigma} + a_2 (E_{q,i} L_{q,i} H_{q,i}^{\alpha})^{1-1/\sigma} + (1 - a_1 - a_2) \quad (E_{nq,i} L_{nq,i} H_{nq,i}^{\alpha})^{1-1/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

Les fonctions de production sont identiques, de type CES, avec trois facteurs de production : capital, travail qualifié (ou moyens et hauts salaires) et travail peu qualifié (bas salaires). Les rendements d'échelle sont supposés constants.

Y, *K*, L_q, L_{nq} représentent, respectivement, la valeur ajoutée, le stock de capital, l'emploi qualifié et peu qualifié. *H* représente la durée moyenne du travail et α mesure l'impact de la variation de cette durée sur la productivité du travail. Enfin, E représente *le progrès technique* associé aux deux types de travail (cette *productivité de long terme des heures travaillées* est encore appelée *efficience du travail*)[133].

a_1 et a_2 sont des coefficients positifs dont la somme est inférieure à 1.

σ caractérise l'élasticité de substitution entre facteurs de production, supposée identique entre chaque facteur. On peut aussi supposer que le travail peu qualifié est plus substituable que le travail qualifié au capital, mais cela ne change pas la forme théorique de l'équation d'emploi finale.

Les conditions du premier ordre conduisent aux équations suivantes (λ est un réel

[133] Il existe trois spécifications du progrès technique dans les fonctions de production agrégées : progrès technique neutre au sens de Harrod qui améliore l'efficacité du travail-hypothèse habituelle dans les théories de la croissance, retenue ici- ; la neutralité au sens de Hicks qui suppose que le progrès technique améliore de la même manière l'efficacité productive du capital et du travail-cette hypothèse implique une intensité capitalistique constante, contrairement à ce que l'on observe dans le processus de croissance économique- ; la neutralité au sens de Solow, rarement utilisée, considère que le progrès technique n'améliore pas l'efficacité du travail.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

positif non nul) :

$$P_i = \frac{\eta}{\eta - 1}\lambda \qquad \text{(A)}$$

$$\lambda = \frac{C_K}{a_1}\left(\frac{K_i}{Y_i}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \qquad \text{(B)}$$

$$\lambda = \frac{W_q}{a_2}\left(E_q H_q^{\alpha}\right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}\left(\frac{L_{q,i}}{Y_i}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \qquad \text{(C)}$$

$$\lambda = \frac{W_{nq}}{1 - a_1 - a_2}\left(E_{nq} H_{nq}^{\alpha}\right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}\left(\frac{L_{nq,i}}{Y_i}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \qquad \text{(D)}$$

$$Y_i = \frac{Y}{n}\left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\eta} \qquad \text{(E)}$$

$$Y_i = [a_1 K_i^{1-1/\sigma} + a_2(E_{q,i} L_{q,i} H_{q,i}^{\alpha})^{1-1/\sigma} + (1 - a_1 - a_2)(E_{nq,i} L_{nq,i} H_{q,i}^{\alpha})^{1-1/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)} \qquad \text{(F)}$$

(B), (C) et (D) permettent d'exprimer les ratios des facteurs en fonction de leurs coûts relatifs. Le calcul de s'effectue Y_i/K_i en introduisant ces ratios dans la relation (F). Ceci permet par l'intermédiaire de (B) de trouver l'équation définissant λ en fonction des coûts des facteurs. Dès lors, l'équation (A) fournit la frontière des prix des facteurs correspondant à **une équation de prix de valeur ajoutée**.

Les demandes de facteurs sont obtenues en remplaçant λ par son expression tirée de (A) dans les équations (B), (C) et (D). À l'équilibre symétrique, $P_i = P$ et $Y_i = Y/n$ avec n le nombre d'entreprises sur le marché. Les demandes agrégées de facteurs qui en découlent sont :

$$K = Y\left[\frac{a_1 P}{C_K}\left(1 - \frac{1}{\eta}\right)\right]^{\sigma}$$

$$L_q = \frac{Y}{E_q H_q^{\alpha}}\left[\frac{a_2 E_q H_q^{\alpha} P}{W_q}\left(1 - \frac{1}{\eta}\right)\right]^{\sigma}$$

$$L_{nq} = \frac{Y}{E_{nq} H_{nq}^{\alpha}}\left[\frac{(1 - a_1 - a_2) E_{nq} H_{nq}^{\alpha} P}{W_{nq}}\left(1 - \frac{1}{\eta}\right)\right]^{\sigma}$$

Sur le sentier de croissance équilibrée, les taux de croissance de l'efficience du travail des qualifiés et des peu qualifiés sont identiques. Il en est de même pour les heures travaillées. Afin de simplifier les notations, on suppose que cette propriété est conservée en dehors du sentier de croissance équilibrée. On note alors :

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

$$H_q = \mu H_{nq} = \mu H$$

et :

$$E_q = \theta E_{nq} = \theta E$$

d'où :

$$L = L_q + L_{nq} = Y\left(EH^{\alpha}\right)^{\sigma-1}\left(1-\frac{1}{\eta}\right)^{\sigma}\underbrace{\left[\left(\theta\mu^{\alpha}\right)^{\sigma-1}a_2^{\sigma}\left(\frac{W_q}{P}\right)^{-\sigma}+(1-a_1-a_2)^{\sigma}\left(\frac{W_{nq}}{P}\right)^{-\sigma}\right]}_{A}$$

Soit $x = \ln Wq / P$ et $y = \ln Wnq/P$, la log-linéarisation de l'expression A autour de l'état stationnaire donne :

$$\ln A(x,y) = \ln A(x^*,y^*) + \frac{\left(\theta\mu^{\alpha}\right)^{\sigma-1}a_2^{\sigma}(-\sigma)\left(\frac{W_q^*}{P^*}\right)^{-\sigma}}{\left(\theta\mu^{\alpha}\right)^{\sigma-1}a_2^{\sigma}\left(\frac{W_q^*}{P^*}\right)^{-\sigma}+(1-a_1-a_2)^{\sigma}\left(\frac{W_{nq}^*}{P^*}\right)^{-\sigma}}\left(x-x^*\right)$$

$$+\frac{(1-a_1-a_2)^{\sigma}(-\sigma)\left(\frac{W_{nq}^*}{P^*}\right)^{-\sigma}}{\left(\theta\mu^{\alpha}\right)^{\sigma-1}a_2^{\sigma}\left(\frac{W_q^*}{P^*}\right)^{-\sigma}+(1-a_1-a_2)^{\sigma}\left(\frac{W_{nq}^*}{P^*}\right)^{-\sigma}}\left(y-y^*\right)$$

$$\ln A(x,y) = \ln A(x^*,y^*) - \sigma\left[\psi(x-x^*)+(1-\psi)(y-y^*)\right]$$

D'où :

$$l = y-(1-\sigma)(e+\alpha h)-\sigma\underbrace{\left[\psi(w_q-p)+(1-\psi)(w_{nq}-p)\right]}_{B}$$

Il est alors possible d'exprimer le terme B en fonction du coût réel du travail et du coût relatif par qualification. Le coût moyen du travail horaire est défini par :

$$W = \frac{\mu L_q W_q + L_{nq}W_{nq}}{\mu L_q + L_{nq}}$$

La log-linéarisation de cette équation donne alors :

$$w = \frac{\mu L_q^* W_q^*}{\mu W_q L_q^* + W_{nq}L_{nq}^*}(w_q+l_q)+\frac{L_{nq}^* W_{nq}^*}{\mu W_q L_q^* + W_{nq}L_{nq}^*}(w_{nq}+l_{nq})-\frac{\mu L_q^*}{\mu L_q^* + L_{nq}^*}l_q-\frac{L_{nq}^*}{\mu L_q^* + L_{nq}^*}l_{nq}$$

Or

$$l_q = y-(1-\sigma)(e+\alpha h)-\sigma(w_q-p)$$

et

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

$$l_{nq} = y - (1-\sigma)(e+\alpha h) - \sigma(w_{nq} - p)$$

En substituant ces deux expressions dans l'équation définissant le coût du travail, on obtient la relation :

$$w = \zeta w_q + (1-\zeta) w_{nq}$$

où ζ s'exprime en fonction des variables définissant le sentier de long terme du modèle.

Cette relation permet alors d'exprimer w_q et w_{nq} en fonction du coût moyen du travail et du coût relatif. On obtient finalement :

$$l = y - (1-\sigma)(e+\alpha h) - \sigma(w-p) - \sigma[\zeta - \psi](w_{nq} - w_q)$$

Si le coût des travailleurs qualifiés est supérieur à celui des peu qualifiés (ce qui paraît raisonnable), ζ – ψ est positif.

On retrouve ainsi la forme de l'équation d'emploi suivante :

$$l = y - (1-\sigma)e - \alpha(1-\sigma)\ h - \sigma(w-p) - \theta(w_{nq} - w_q) + cte$$

, où y est le logarithme de la valeur ajoutée ; σ caractérise l'élasticité de substitution entre facteurs de production ; α mesure l'impact de la variation de la durée du travail sur la productivité du travail ; h est le logarithme de **la durée moyenne** ; *w* et *e* représentent respectivement le logarithme du **coût horaire moyen du travail** et de **l'efficience moyenne ou productivité horaire moyenne** (le progrès technique associé aux deux types de travail correspond à la productivité de long terme des heures travaillées – valeur ajoutée en volume sur le nombre total des heures travaillées-) ; θ est une constante, définie par les différents paramètres du modèle, positive si le **coût du travail qualifié (moyens et hauts salaires)** est supérieur à celui du **travail peu qualifié (bas salaires)** sur le sentier de croissance équilibrée -ce qui paraît une hypothèse logique-.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 14

Les équations de salaire net horaire réel avec le coin social global : quelques spécifications.

Abréviations :

- Salaire net horaire Euros constants base 100 en 2000 : snhr ;
- Coin social global en net : cgn ;
- Coin global d'assurance sociale individualisée en net : cgan ;
- Coin global redistributif en net : cgrn ;
- Productivité horaire du travail (valeur ajoutée en volume par heures travaillées CVS CJO) : ph ;
- Volume horaire en heures par semaine (CVS-CJO) : vhh ;
- Termes de l'échange intérieur : tie ;
- SMIC horaire brut en euros constants base 100 en 2000 : SMIChr ;
- Taux chômage : cho ;
- Progressivité globale des cotisations sociales : (1+pg) ;

N.B : Ces variables sont précédées en cas de log-linéarisation de ln, en cas de variation de d., en cas de retard ou lag L1. (retard 1).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 1

1). reg d.lnsnhr d.lncgn d.lnSMIChr d.lnph d.lnpc

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     120
-------------+------------------------------           F(4, 115) =  116.18
       Model |  .035020472     4  .008755118           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .008665917   115  .000075356           R-squared     =  0.8016
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7947
       Total |  .043686389   119  .000367113           Root MSE      =  .00868

------------------------------------------------------------------------------
   D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      lncgn |
        D1. |  -.8078251   .1603272    -5.04   0.000    -1.125402   -.4902477
   lnSMIChr |
        D1. |   1.033576   .0500578    20.65   0.000     .9344214    1.132731
       lnph |
        D1. |   .3488283   .1634693     2.13   0.035     .0250272    .6726295
       lnpc |
        D1. |   -.171345   .0861579    -1.99   0.049    -.3420072   -.0006827
      _cons |  -.0013891   .0013343    -1.04   0.300    -.0040322     .001254
```


© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

2). Tests de « Mauvaises spécifications ».

estat dwatson

Number of gaps in sample: 1

Durbin-Watson d-statistic (5, 119) = 2.051138 **(Absence d'autorrélation des résidus)**

. bgodfrey, lags(1)

Number of gaps in sample: 1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.784	1	0.3760

H0: no serial correlation

. archlm, lags(1)

Number of gaps in sample: 1

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.462	1	0.4966

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH(p) disturbance

Estimateurs des coefficients non biaisés efficaces

. estat imtest

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	8.61	14	0.8552
Skewness	6.52	4	0.1637
Kurtosis	2.70	1	0.1000
Total	17.83	19	0.5337

Homoscédasticité et normalité des résidus.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr

Ho: model has no omitted variables

F (3, 112) = 0.15

Prob > F = 0.9301 (**Acceptation de l'hypothèse nulle : Bonne estimation des valeurs de la variable dépendante.**)

Aucune variable importante n'est omise : bonne prédiction -powers of the fitted values- des valeurs de la variable dépendante (pas d'échec prédictif).

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
D.lnpc	1.09	0.916851
D.lnph	1.07	0.937427
D.lncgn	1.02	0.978078
D.lnSMIChr	1.00	0.995673
Mean VIF	1.05	

Il n'existe pas une multicolinéarité entre les régresseurs (Mean VIF pas trop éloignée de 1, et les VIF des variabes inférieures à 10).

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations ou coefficient du salaire réel horaire net aux variations de cotisations de court terme.

. test _b[d.lncgn]=0

(1) D.lncgn = 0

F(1, 115) = 25.39

Prob > F = 0.0000 **(Rejet de l'hypothèse nulle : coefficient significativement différent de zéro)**

. local sign_lncgn =sign(_b[d.lncgn])

. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))

H_0: coef<=0 p-value = .99999912 **(Acceptation de l'hypothèse nulle : coefficient significativement négatif)**

. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))

H_0: coef>=-1 p-value = .88343432 **(Acceptation de l'hypothèse nulle : coefficient significativement supérieure ou égale à -1)**

. test _b[d.lncgn]=-1

(1) D.lncgn = -1

F(1, 115) = 1.44

Prob > F = 0.2331 **(Acceptation de l'hypothèse nulle : coefficient significativement égale à -1)**

Conclusion : Le degré de perception globale des cotisations sociales à court terme est significativement proche (en valeur absolue) de un.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 2

1). reg d.lnsnhr d.lncgn d.lnSMIChr d.lnph d.lnpc d.cho

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     119
-------------+------------------------------           F(  5,   113) =   90.05
       Model |  .034518403     5  .006903681           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .008662715   113  .000076661           R-squared     =  0.7994
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7905
       Total |  .043181118   118  .000365942           Root MSE      =  .00876

------------------------------------------------------------------------------
    D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       lncgn |
        D1. |  -.8112822   .1626132    -4.99   0.000    -1.133448   -.4891161
    lnSMIChr |
        D1. |   1.032682   .0513081    20.13   0.000     .9310319    1.134333
       lnph |
        D1. |   .3496744   .1653593     2.11   0.037     .0220677    .6772811
       lnpc |
        D1. |  -.1772084   .0916146    -1.93   0.056    -.3587135    .0042967
        cho |
        D1. |   .0007847   .0039663     0.20   0.844    -.0070733    .0086427
      _cons |  -.0013456   .0013649    -0.99   0.326    -.0040497    .0013586
------------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2). Tests de « Mauvaises spécifications ».

```
. estat dwatson
Number of gaps in sample:  1
Durbin-Watson d-statistic (6,   119) =  2.047546
. bgodfrey, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.737               1                   0.3905
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.471               1                   0.4927
---------------------------------------------------------------------------
         H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       2    |         0.789               2                   0.6741
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
     2    |        1.337            2              0.5125
-------------------------------------------------------------------------
       H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH (p) disturbance
```

Estimateurs des coefficients non biaisés efficaces

```
. estat imtest
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
---------------------------------------------------
            Source |       chi2     df      p
---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |       9.55     20    0.9757
            Skewness |       6.51      5    0.2599
              Kurtosis |       2.65      1    0.1034
  ---------------------+-----------------------------
                 Total |      18.71     26    0.8485
---------------------------------------------------
```

Homoscédasticité et normalité des résidus.

```
. estat ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
      Ho:  model has no omitted variables
              F(3, 110) =      0.16
               Prob > F =      0.9239
```

Aucune variable importante n'est omise : bonne prédiction des valeurs de la variable dépendante (pas d'échec prédictif).

```
. estat vif
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
      D.lnpc |      1.21    0.826688
       D.cho |      1.16    0.864942
      D.lnph |      1.07    0.936425
     D.lncgn |      1.03    0.967508
  D.lnSMIChr |      1.02    0.979767
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.10
```

Il n'existe pas une multicolinéarité entre les régresseurs.

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations ou coefficient du salaire réel horaire net aux variations de cotisations à court terme.

```
. test _b[d.lncgn]=0

 (1)  D.lncgn = 0

       F(  1,   113) =   24.89

            Prob > F =    0.0000

. local sign_lncgn =sign(_b[d.lncgn])

. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))

H_0: coef<=0 p-value = .99999889

. test _b[d.lncgn]=-1

 ( 1)  D.lncgn = -1

       F(  1,   113) =    1.35

            Prob > F =    0.2483

. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))

H_0: coef>=-1 p-value = .87586078
```

Conclusion : Le degré de perception globale des cotisations sociales à court terme est significativement proche (en valeur absolue) de un.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 3

1). reg d.lnsnhr d.lncgn d.lnvhh d.lnSMIChr d.cho

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     119
-------------+------------------------------           F(4, 114) =  115.64
       Model |  .034643075     4  .008660769           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .008538043   114  .000074895           R-squared     =  0.8023
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7953
       Total |  .043181118   118  .000365942           Root MSE      =  .00865

------------------------------------------------------------------------------
    D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       lncgn |
         D1. |   -.907437   .1611039    -5.63   0.000    -1.226583   -.5882913
       lnvhh |
         D1. |  -.6527186   .2248791    -2.90   0.004    -1.098202   -.2072349
    lnSMIChr |
         D1. |   1.027469   .0507257    20.26   0.000     .9269819    1.127956
         cho |
         D1. |  -.0001902   .0037412    -0.05   0.960    -.0076014     .007221
       _cons |  -.0018102   .0008929    -2.03   0.045     -.003579   -.0000415
------------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2). Tests de « Mauvaises spécifications ».

```
. estat dwatson
Number of gaps in sample:  1
Durbin-Watson d-statistic (5,   119) =  2.016661
. bgodfrey, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.405               1                   0.5246
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.624               1                   0.4296
---------------------------------------------------------------------------
         H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH (p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       2    |         0.475               2                   0.7885
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)

Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
-------------+----------------------------------------------------------
      2    |        1.427            2                0.4900
-----------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH (p) disturbance
```

Estimateurs des coefficients non biaisés efficaces

```
. estat imtest
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
---------------------------------------------------
              Source |       chi2        df      p
---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |       6.62     14    0.9484
            Skewness |       6.28      4    0.1795
              Kurtosis |       3.15      1    0.0758
---------------------+-----------------------------
               Total |      16.05     19    0.6539
---------------------------------------------------
. estat ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
       Ho:  model has no omitted variables
               F (3, 111) =      0.21
                Prob > F =      0.8862
. estat vif
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
       D.cho |      1.05    0.949794
     D.lncgn |      1.04    0.963013
     D.lnvhh |      1.03    0.974562
  D.lnSMIChr |      1.02    0.979302
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.03
```

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations ou coefficient du salaire réel horaire net aux variations de cotisations à court terme.

```
. test _b[d.lncgn]=0
 ( 1)  D.lncgn = 0
       F(  1,   114) =   31.73
            Prob > F =    0.0000
. local sign_lncgn =sign(_b[d.lncgn])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99999994
. test _b[d.lncgn]=-1
 ( 1)  D.lncgn = -1
       F(  1,   114) =    0.33
            Prob > F =    0.5667
. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .71663774
```

Conclusion : Le degré de perception globale des cotisations sociales à court terme est significativement proche (en valeur absolue) de un.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 4

1) reg d.lnsnhr d.lncgn d.lnSMIChr d.ln_pg d.lnph d.cho d.lnpc L.d.lnsnhr

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     117
-------------+------------------------------           F(  7,   109) =   67.26
       Model |  .033998227     7  .00485689           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .007870681   109  .000072208           R-squared     =  0.8120
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7999
       Total |  .041868908   116  .000360939           Root MSE      =  .0085

------------------------------------------------------------------------------
    D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       lncgn |
        D1. |  -.6938846   .1631442    -4.25   0.000    -1.017231   -.3705381
    lnSMIChr |
        D1. |   1.001436   .0532212    18.82   0.000     .895953    1.106918
       ln_pg |
        D1. |  -1.405011    .466069    -3.01   0.003    -2.328745   -.4812773
        lnph |
        D1. |   .4132576   .1641193     2.52   0.013     .0879784    .7385368
         cho |
        D1. |   .0019496   .0038714     0.50   0.616    -.0057234    .0096226
        lnpc |
        D1. |  -.2213835   .0911168    -2.43   0.017    -.4019741   -.0407928
      lnsnhr |
        LD. |   .0409648   .0428228     0.96   0.341    -.0439085    .1258382
       _cons |    -.00059   .0014219    -0.41   0.679    -.0034082    .0022282
------------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2). Tests de « Mauvaises spécifications ».

```
. estat dwatson

Number of gaps in sample:  1

Durbin-Watson d-statistic (8,   117) =  2.003613

. bgodfrey, lags(1)

Number of gaps in sample:  1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.291               1                   0.5897
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)

Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.564               1                   0.4527
---------------------------------------------------------------------------
         H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance

. bgodfrey, lags(2)

Number of gaps in sample:  1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
-------------+----------------------------------------------------------
      2    |        0.291            2                0.8647
-----------------------------------------------------------------------
                    H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)

Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
-----------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |        chi2            df              Prob > chi2
-------------+----------------------------------------------------------
      2    |        1.793            2                0.4080
-----------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
```

Estimateurs des coefficients non biaisés efficaces

```
. estat imtest

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

       ---------------------------------------------------
              Source |       chi2        df      p
        ---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |      47.73     35    0.0741
            Skewness |       9.13      7    0.2437
                Kurtosis |       2.53      1    0.1116
          ---------------------+-----------------------------
                   Total |      59.38     43    0.0493
               ---------------------------------------------------

. estat ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
      Ho:  model has no omitted variables
              F(3, 106) =      0.42
               Prob > F =      0.7378
. estat vif
```


© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

```
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
      D.lnpc |      1.24    0.806049
       D.cho |      1.17    0.856063
     D.ln_pg |      1.16    0.863120
  D.lnSMIChr |      1.12    0.895769
     D.lncgn |      1.10    0.905994
      D.lnph |      1.08    0.927704
   LD.lnsnhr |      1.05    0.949687
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.13
```

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations ou coefficient du salaire réel horaire net aux variations de cotisations à court terme.

```
. test _b[d.lncgn]=0
 ( 1)  D.lncgn = 0

 F(  1,   109) =   18.09
           Prob > F =    0.0000
 . local sign_lncgn =sign(_b[d.lncgn])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99997765
. test _b[d.lncgn]=-1
 ( 1)  D.lncgn = -1
      F(  1,   109) =    3.52
           Prob > F =    0.0633
. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .96835886
```

Conclusion : Le degré de perception globale des cotisations sociales à court terme est significativement proche (en valeur absolue) de un.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 15

Les équatons de salaire net horaire réel avec un coin social redistributif et contributif.

Spécification 5

1). reg d.lnsnhr d.lncgan d.lncgrn d.lnSMIChr d.lnph d.lnpc

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     120
-------------+------------------------------           F(  5,   114) =   91.29
       Model |  .034955634     5  .006991127           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .008730755   114  .000076586           R-squared     =  0.8001
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7914
       Total |  .043686389   119  .000367113           Root MSE      =  .00875

------------------------------------------------------------------------------
    D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      lncgan |
        D1. |  -.6460139   .2425988    -2.66   0.009     -1.1266   -.1654276
      lncgrn |
        D1. |  -.6295635   .2407716    -2.61   0.010    -1.10653   -.1525967
    lnSMIChr |
        D1. |   1.033491   .0523898    19.73   0.000     .9297071    1.137275
       lnph |
        D1. |   .3446451    .166255     2.07   0.040     .0152951     .673995
       lnpc |
        D1. |  -.1721158   .0870621    -1.98   0.050    -.3445852    .0003536
      _cons |  -.0013493   .0013982    -0.97   0.337    -.0041192    .0014206
------------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2). Tests de « Mauvaises spécifications ».

```
. estat dwatson
Number of gaps in sample:  1
Durbin-Watson d-statistic (6,   119) =  2.059486
. bgodfrey, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
       1    |         0.871               1                   0.3507
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
       1    |         0.457               1                   0.4990
---------------------------------------------------------------------------
         H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH (p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
       2    |         0.936               2                   0.6261
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation

. archlm, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
2	1.333	2	0.5135

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH (p) disturbance

Estimateurs des coefficients non biaisés efficaces

. estat imtest

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	14.34	20	0.8129
Skewness	6.98	5	0.2220
Kurtosis	2.73	1	0.0987
Total	24.05	26	0.5732

Homoscédasticité et normalité des résidus.

. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr

Ho: model has no omitted variables

F(3, 111) = 0.14

Prob > F = 0.9337

Bonne estimation des valeurs observées de la variable dépendante.

. estat vif

Variable	VIF	1/VIF
D.lncgan	1.29	0.776693
D.lncgrn	1.26	0.796374
D.lnpc	1.10	0.912559
D.lnph	1.09	0.921065
D.lnSMIChr	1.08	0.923841
Mean VIF	1.16	

Aucune colinéarité entre les variables.

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations contributives et redistributives ; tests de différence entre les deux coefficients.

```
 . test _b[d.lncgan]=0
 ( 1)  D.lncgan = 0
       F(  1,   114) =    7.09
            Prob > F =    0.0089
. local sign_lncgan=sign(_b[d.lncgan])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99556604
. test _b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgrn = 0
       F(  1,   114) =    6.84
            Prob > F =    0.0101
. local sign_lncgrn=sign(_b[d.lncgrn])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgrn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99493232
. test _b[d.lncgan]=-1
 (1)  D.lncgan = -1
       F(  1,   114) =    2.13
            Prob > F =    0.1473
. local sign_lncgan =sign(_b[d.lncgan])
. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .92636201
. test _b[d.lncgrn]=-1
 ( 1)  D.lncgrn = -1
       F(  1,   114) =    2.37
            Prob > F =    0.1267
. local sign_lncgrn =sign(_b[d.lncgrn])
. test _b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgan - D.lncgrn = 0
       F(  1,   114) =    0.00
            Prob > F =     0.9679
```

(Hyothèse nulle acceptée : les deux coefficients sont égaux)

```
. local sign_lncgancgrn =sign(_b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn])
. display "H_0: coef>=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgancgrn'*sqrt(r(F))> )
H_0: coef>=0 p-value = .51605698
```

(Hyothèse nulle acceptée : le produit des deux

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

coefficients est positif)

Conclusion : Les deux coefficients sont significativement proches de un (en valeur absolue).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 6

1).reg d.lnsnhr d.lncgan d.lncgrn d.lnSMIChr d.lnph d.lnpc d.cho

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     119
-------------+------------------------------           F(  6,   112) =   73.70
       Model |  .034454872     6  .005742479           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .008726246   112  .000077913           R-squared     =  0.7979
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7871
       Total |  .043181118   118  .000365942           Root MSE      =  .00883

------------------------------------------------------------------------------
    D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      lncgan |
        D1. |  -.6543182   .2471256    -2.65   0.009    -1.143966   -.1646704
      lncgrn |
        D1. |  -.6285058   .2429653    -2.59   0.011     -1.10991   -.1471011
    lnSMIChr |
        D1. |   1.032046   .0537297    19.21   0.000     .9255875    1.138504
       lnph |
        D1. |    .345202   .1681549     2.05   0.042     .0120246    .6783795
       lnpc |
        D1. |  -.1789758   .0923946    -1.94   0.055    -.3620438    .0040921
        cho |
        D1. |   .0009428   .0040178     0.23   0.815    -.0070179    .0089035
      _cons |  -.0012888   .0014357    -0.90   0.371    -.0041334    .0015558
------------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2). Tests de « Mauvaises spécifications ».

```
. estat dwatson

Number of gaps in sample:  1

Durbin-Watson d-statistic (7,   119) =   2.05505
. bgodfrey, lags(1)

Number of gaps in sample:  1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.806               1                   0.3692
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation

. archlm, lags(1)

Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.467               1                   0.4946
---------------------------------------------------------------------------
         H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH (p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)

Number of gaps in sample:  1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
      2     |        0.861            2                0.6501
-------------------------------------------------------------------------
                    H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
-------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |        chi2            df              Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------
      2     |        1.344            2                0.5108
-------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
```

Estimateurs des coefficients non biaisés efficaces

```
. estat imtest
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

---------------------------------------------------
             Source |       chi2     df      p
---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |      15.41     27    0.9633
            Skewness |       6.95      6    0.3258
            Kurtosis |       2.66      1    0.1027
---------------------+-----------------------------
              Total |      25.02     34    0.8688
---------------------------------------------------
. estat ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
       Ho:  model has no omitted variables
               F(3, 109) =      0.15
                Prob > F =      0.9290
. estat vif
   Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
   D.lncgan |      1.31    0.763380
   D.lncgrn |      1.26    0.796028
     D.lnpc |      1.21    0.826061
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
      D.cho |      1.17    0.856691
  D.lnSMIChr |      1.10    0.908028
     D.lnph |      1.09    0.920334
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.19
```

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations ou coefficient du salaire réel horaire net aux variations de cotisations à court terme.

```
. test _b[d.lncgan]=0
 ( 1)  D.lncgan = 0
       F(  1,   112) =    7.01
            Prob > F =    0.0093
. local sign_lncgan=sign(_b[d.lncgan])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99536383
. test _b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgrn = 0
       F(  1,   112) =    6.69
            Prob > F =    0.0110
 . local sign_lncgrn=sign(_b[d.lncgrn])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgrn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99451606
. test _b[d.lncgan]=-1
 ( 1)  D.lncgan = -1
       F(  1,   112) =    1.96
            Prob > F =    0.1646
. local sign_lncgan =sign(_b[d.lncgan])
. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .91768346
. test _b[d.lncgrn]=-1
 ( 1)  D.lncgrn = -1
       F(  1,   112) =    2.34
            Prob > F =    0.1291
. local sign_lncgrn =sign(_b[d.lncgrn])
. test _b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgan - D.lncgrn = 0
       F(  1,   112) =    0.00
            Prob > F =    0.9503
. local sign_lncgancgrn =sign(_b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn])
. display "H_0: coef>=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgancgrn'*sqrt(r(F))> )
H_0: coef>=0 p-value = .52485271
```

Conclusion : Les deux coefficients sont significativement égaux et correspondent à un (en valeur absolue).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 7

1).reg d.lnsnhr d.lncgan d.lncgrn d.lnvhh d.lnSMIChr d.cho

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     119
-------------+------------------------------           F(  5,   113) =   90.54
       Model |  .034555795     5  .006911159           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .008625323   113   .00007633           R-squared     =  0.8003
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7914
       Total |  .043181118   118  .000365942           Root MSE      =  .00874

------------------------------------------------------------------------------
    D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      lncgan |
        D1. |  -.6347452   .2450541    -2.59   0.011    -1.120242   -.1492488
      lncgrn |
        D1. |  -.7936618    .248796    -3.19   0.002    -1.286572    -.300752
       lnvhh |
        D1. |  -.6561353   .2343108    -2.80   0.006    -1.120347   -.1919233
    lnSMIChr |
        D1. |   1.033374   .0531783    19.43   0.000     .9280185     1.13873
        cho |
        D1. |   -.000224    .003791    -0.06   0.953    -.0077346    .0072866
      _cons |  -.0019448    .000984    -1.98   0.051    -.0038943    4.76e-06
------------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2). Tests de « Mauvaises spécifications ».

```
. estat dwatson
Number of gaps in sample:  1
Durbin-Watson d-statistic (6,   119) =  2.029506

. bgodfrey, lags(1)

Number of gaps in sample:  1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.532               1                   0.4659
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)

Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1    |         0.637               1                   0.4247
---------------------------------------------------------------------------
         H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH (p) disturbance

. bgodfrey, lags(2)

Number of gaps in sample:  1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
      2    |        0.602            2                0.7400
-------------------------------------------------------------------------
                    H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)

Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
-------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |        chi2            df              Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------
      2    |        1.464            2                0.4810
-------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH (p) disturbance
```

Estimateurs des coefficients non biaisés efficaces

```
. estat imtest
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
---------------------------------------------------
              Source |      chi2         df      p
  ---------------------+-----------------------------
 Heteroskedasticity |      8.56     20    0.9875
            Skewness |      7.79      5    0.1683
              Kurtosis |      3.22      1    0.0729
    ---------------------+-----------------------------
                   Total |     19.57     26    0.8117
     ---------------------------------------------------
. estat ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
      Ho:  model has no omitted variables
             F(3, 110) =      0.20
             Prob > F =      0.8938
. estat vif
   Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
   D.lncgrn |      1.34    0.743734
   D.lncgan |      1.31    0.760571
 D.lnSMIChr |      1.10    0.908126
```


© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

```
    D.lnvhh |      1.09    0.914885
      D.cho |      1.06    0.942725
-------------+----------------------
   Mean VIF |      1.18
```

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations contributives et redistributives ; tests de différence entre les deux coefficients.

```
. test _b[d.lncgan]=0
 (1)  D.lncgan = 0

  F(  1,   113) =    6.71
            Prob > F =    0.0109
. local sign_lncgan=sign(_b[d.lncgan])

. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99457279


. test _b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgrn = 0
       F (1,   113) =   10.18
            Prob > F =    0.0018
. local sign_lncgrn=sign(_b[d.lncgrn])

. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgrn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99907917
. test _b[d.lncgan]=-1
 ( 1)  D.lncgan = -1
       F(  1,   113) =    2.22
            Prob > F =    0.1389
. local sign_lncgan =sign(_b[d.lncgan])

. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .93056138

. test _b[d.lncgrn]=-1
 ( 1)  D.lncgrn = -1

       F(  1,   113) =    0.69
            Prob > F =    0.4087
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
. local sign_lncgrn =sign(_b[d.lncgrn])

. test _b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgan - D.lncgrn = 0
       F(  1,   113) =    0.14
            Prob > F =    0.7053
 . local sign_lncgancgrn =sign(_b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn])
. display "H_0: coef>=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgancgrn'*sqrt(r(F))> )
H_0: coef>=0 p-value = .35264194
```

Conclusion : Les deux coefficients sont significativement proches de un.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 16

Les spécifications de type Engle-Granger : estimations de long terme et modèles à correction d'erreur de court terme.

Spécification 8

1). Estimation des coefficients du salaire de long terme sur les données trimestrielles françaises.

a) Spécification reg lnsnhr lncgn lnsmichr lnph

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     123
-------------+------------------------------           F(3, 119) =  940.66
       Model |  1.75981881     3  .586606269           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .074209925   119  .000623613           R-squared     =  0.9595
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9585
       Total |  1.83402873   122  .015033022           Root MSE      =  .02497

------------------------------------------------------------------------------
      lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       lncgn |  -1.221208   .1557854    -7.84   0.000    -1.529678   -.9127369
    lnsmichr |  -.1066902   .0950436    -1.12   0.264    -.2948861    .0815056
        lnph |   .9687643   .0978071     9.90   0.000     .7750963    1.162432
       _cons |  -.1768971   .1201514    -1.47   0.144    -.4148089    .0610146
------------------------------------------------------------------------------
```

L'hypothèse nulle de non stationnarité ou d'absence de cointégration des résidus (test AEG)

```
. dfuller    RES100986 , noconstant lag(1) regress
Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =       117
                              ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
               Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
             Statistic          Value            Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)           -3.829           -2.598           -1.950           -1.611
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
------------------------------------------------------------------------------
 D.RES100986 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   RES100986 |
         L1. |  -.2836941   .0740941    -3.83   0.000    -.4304603   -.1369279
         LD. |  -.1103017   .0899736    -1.23   0.223    -.2885221    .0679188
------------------------------------------------------------------------------
```

Rejet de Ho : résidus stationnaires.

2) La dynamique de court-terme : Modèle à Correction d'Erreur (ECM).

reg d.lnsnhr L.RES100986 d.lncgn d.lnsmichr d.lnph d.cho

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     117
-------------+------------------------------           F(  5,   111) =   52.53
       Model |  .017906298     5  .00358126           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .007567338   111  .000068174           R-squared     =  0.7029
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.6896
       Total |  .025473636   116    .0002196           Root MSE      =  .00826
------------------------------------------------------------------------------
  D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   RES100986 |
         L1. |  -0.1260278   .0433839    -2.90   0.004     -.211996   -.0400596
      lncgn |
         D1. |  -0.9654047   .1512561    -6.38   0.000    -1.265129   -.6656807
    lnsmichr |
         D1. |   0.6334806   .0520714    12.17   0.000     .5302976    .7366635
       lnph |
         D1. |  0 .4225869   .1545645     2.73   0.007     .1163071    .7288667
         cho |
         D1. |  -0.0077645   .0037875    -2.05   0.043    -.0152696   -.0002593
       _cons |  -.0009765   .0011643    -0.84   0.403    -.0032836    .0013307
```

Tests de « Mauvaises spécifications »

estat dwatson

Number of gaps in sample: 1

Durbin-Watson d-statistic (6,   117) = 2.032971

. bgodfrey, lags(1)

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

```
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
      1     |          0.149              1                   0.6995
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
      1     |          0.217              1                   0.6411
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
      2     |          5.777              2                   0.0557
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
      2     |          0.200              2                   0.9047
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH (p) disturbance
estat imtest
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	30.40	20	0.0636
Skewness	5.26	5	0.3854
Kurtosis	1.21	1	0.2720
Total	36.87	26	0.0768

Coefficients non biaisés et efficaces.

Aucun problème d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation.

.estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr

Ho: model has no omitted variables

F(3, 108) = 1.01

Prob > F = 0.3896

Bonne prédiction.

estat vif

Variable	VIF	1/VIF
L.RES100986	1.13	0.882417
D.lnsmichr	1.13	0.883490
D.lnph	1.01	0.987516
D. cho	1.01	0.992600
D.lncgn	1.00	0.995124
Mean VIF	1.06	

Pas de problème de multicolinéarité.

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 8 bis

1). Estimation des coefficients du salaire de long terme sur les données trimestrielles françaises.

a) Spécification reg lnsnhr lncgn lnsmichr lnph lnvhh

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     123
-------------+------------------------------           F(  4,   118) = 2226.66
       Model |  1.89152209     4  .472880523           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .025059934   118  .000212372           R-squared     =  0.9869
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9865
       Total |  1.91658203   122  .015709689           Root MSE      =  .01457

------------------------------------------------------------------------------
     lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      lncgn |  -.3527243   .1322798    -2.67   0.009    -.6146742   -.0907743
    lnsmichr |   .1007342   .0559507     1.80   0.074    -.0100634    .2115317
       lnph |   .3123571    .082079     3.81   0.000     .1498182    .4748959
      lnvhh |  -1.121408   .1123233    -9.98   0.000    -1.343838   -.8989769
      _cons |   5.272361   .5453316     9.67   0.000     4.192456    6.352266
------------------------------------------------------------------------------
```

b) L'hypothèse nulle de non stationnarité ou d'absence de cointégration des résidus (test AEG)

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =       117

                               ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
               Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
             Statistic          Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)          -4.72            -4.034            -3.448            -3.148
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

------------------------------------------------------------------------------
D.RES10014   |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
-------------+----------------------------------------------------------------
   RES10014 |
        L1. |  -.5770398   .0947693    -6.09   0.000    -.7647948   -.3892847
        LD. |   .1112229   .0917281     1.21   0.228     -.070507    .2929529
      _trend |   9.66e-06   .0000347     0.28   0.782    -.0000592    .0000785
       _cons |  -.0006768   .0024009    -0.28   0.779    -.0054334    .0040799
------------------------------------------------------------------------------
. dfuller   RES10014 , lag(1) regress
Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =       117

                               ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
               Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
             Statistic          Value            Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)           -4.107           -3.504           -2.889           -2.579
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

------------------------------------------------------------------------------
  D.RES10014 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   RES10014 |
        L1. |  -.5760264   .0943151    -6.11   0.000     -.762864   -.3891889
        LD. |    .111304   .0913557     1.22   0.226    -.0696709    .2922789
       _cons |  -.0000956   .0011763    -0.08   0.935    -.0024258    .0022345
------------------------------------------------------------------------------
. dfuller    RES10014 , noconstant lag(1) regress

Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =       117

                               ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
               Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
             Statistic          Value            Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)           -4.134           -2.598           -1.950           -1.611
------------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
 D.RES10014 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   RES10014 |
        L1. |  -.5759687   .0939042    -6.13   0.000    -.7619749   -.3899624
        LD. |   .1113756    .090956     1.22   0.223    -.0687908    .2915419
------------------------------------------------------------------------------
```

Rejet de Ho : résidus stationnaires.

2). La dynamique de court-terme : Modèle à Correction d'Erreur (MCE).

<u>Spécification 8bis a</u> : reg d.lnsnhr L.RES10014 d.lncgn d.lnsmichr d.lnph d.lnvhh

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     120
-------------+------------------------------           F(  5,   114) =   53.79
       Model |   .0217101     5  .00434202           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .009201442   114  .000080714           R-squared     =  0.7023
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.6893
       Total |  .030911542   119  .000259761           Root MSE      =  .00898

------------------------------------------------------------------------------
   D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
   RES10014 |
        L1. |  -.2265043   .0659526    -3.43   0.001    -.3571559   -.0958527
      lncgn |
        D1. |  -.8687104   .1674578    -5.19   0.000    -1.200443   -.5369778
   lnsmichr |
        D1. |    .684871    .056687    12.08   0.000     .5725746    .7971674
      lnph |
        D1. |  -.0521978   .1959271    -0.27   0.790    -.4403279    .3359322
 lnvhh |
        D1. |  -.7229725   .2885118    -2.51   0.014    -1.294512   -.1514328
      _cons |   .0001236   .0012799     0.10   0.923    -.0024118     .002659
------------------------------------------------------------------------------
```

a). Tests de « Mauvaises spécifications »

estat dwatson

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

```
Number of gaps in sample:  1
Durbin-Watson d-statistic (6,   119) =  2.041197
. bgodfrey, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      1     |         0.367               1                   0.5449
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      1     |         0.128               1                   0.7201
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH (p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)
Number of gaps in sample:  1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      2     |         5.025               2                   0.0811
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
     2    |        0.328            2                0.8486
-------------------------------------------------------------------------
```

Estimateurs des coefficients non biaisés et efficaces.

```
. estat imtest
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
  ---------------------------------------------------
              Source |           chi2     df      p
       --------------------+----------------------------
  Heteroskedasticity |      19.45     20    0.4925
                Skewness |       7.86      5    0.1640
                   Kurtosis |       2.60      1    0.1067
          --------------------+----------------------------
                       Total |      29.92     26    0.2711
            ---------------------------------------------------
. estat ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
       Ho:  model has no omitted variables
               F(3, 111) =      0.68
                Prob > F =      0.5652
. estat vif
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
     D.lnvhh |      1.58    0.634869
      D.lnph |      1.43    0.698964
  L.RES10014 |      1.35    0.740705
  D.lnsmichr |      1.20    0.831626
     D.lncgn |      1.04    0.960310
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.32
```

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

b). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations ou coefficient du salaire réel horaire net aux variations de cotisations de court terme.

```
test _b[d.lncgn]=0
 ( 1)  D.lncgn = 0
       F(  1,   114) =   26.91
            Prob > F =    0.0000
. local sign_lncgn =sign(_b[d.lncgn])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99999953
. test _b[d.lncgn]=-1
 ( 1)  D.lncgn = -1
       F(  1,   114) =    0.61
            Prob > F =    0.4347
. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .78267158
```

Conclusion : Le degré de perception globale des cotisations sociales est significativement proche (en valeur absolue) à court terme de un.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

<u>Spécification 8bis b</u> : reg d.lnsnhr L.RES10014 d.lncgn d.lnsmichr d.lnvhh d.lnph *d.cho*

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     119
-------------+------------------------------           F(  6,   112) =   47.26
       Model |  .022156544     6  .003692757           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .008751657   112   .00007814           R-squared     =  0.7169
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7017
       Total |  .030908201   118  .000261934           Root MSE      =  .00884

------------------------------------------------------------------------------
   D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    RES10014 |
        L1. |  -.2309459    .065145    -3.55   0.001    -.3600223   -.1018695
      lncgn |
        D1. |   -.817632   .1674097    -4.88   0.000    -1.149333   -.4859312
    lnsmichr |
        D1. |   .7065347   .0565658    12.49   0.000     .5944569    .8186125
      lnvhh |
        D1. |  -.6339058   .2864779    -2.21   0.029    -1.201525   -.0662865
       lnph |
        D1. |  -.0244417   .1939362    -0.13   0.900    -.4087014     .359818
        cho |
        D1. |  -.0072356   .0038574    -1.88   0.063    -.0148786    .0004073
      _cons |    .000222   .0012632     0.18   0.861    -.0022809    .0027249
------------------------------------------------------------------------------
```

a). Tests de « Mauvaises spécifications »

```
. estat dwatson
Number of gaps in sample:  1
Durbin-Watson d-statistic (7,   119) =  2.046691
. bgodfrey, lags(1)
Number of gaps in sample:  1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |        chi2            df              Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      1     |        0.276           1               0.5991
---------------------------------------------------------------------------
                    H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |        chi2            df              Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      1     |        0.107           1               0.7437
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)

Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |        chi2            df              Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      2     |        4.679           2               0.0964
---------------------------------------------------------------------------
                    H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)

Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |        chi2            df              Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      2     |        0.151           2               0.9273
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
```

Estimateurs des coefficients non biaisés et efficaces.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
. estat imtest

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

---------------------------------------------------
              Source |       chi2     df      p
---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |      25.28     27    0.5587
            Skewness |      10.22      6    0.1157
            Kurtosis |       3.05      1    0.0810
      ---------------------+-----------------------------
               Total |      38.55     34    0.2714
        ---------------------------------------------------
. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
       Ho:  model has no omitted variables
                 F(3, 109) =      0.46
                  Prob > F =      0.7083

. estat vif
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
     D.lnvhh |      1.60    0.626533
      D.lnph |      1.44    0.693920
  L.RES10014 |      1.36    0.735408
  D.lnsmichr |      1.22    0.821643
     D.lncgn |      1.07    0.930470
       D.cho |      1.07    0.932118
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.29
```

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

b). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations ou coefficient du salaire réel horaire net aux variations de cotisations de court terme.

```
test _b[d.lncgn]=0
 ( 1)  D.lncgn = 0
       F(  1,   112) =   23.85
            Prob > F =    0.0000
 . local sign_lncgn =sign(_b[d.lncgn])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99999826
. test _b[d.lncgn]=-1
 ( 1)  D.lncgn = -1
       F(  1,   112) =    1.19
            Prob > F =    0.2783
. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .86083147
```

Conclusion : Le degré de perception globale des cotisations sociales est significativement proche (en valeur absolue) à court terme de un.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 8 ter

1). Estimation Stock-Watson d'équation alternative de long terme sur les données trimestrielles françaises.

a) Spécification reg lnsnhr lncgn lnsmichr lnph L1.d.lncgn f.d.lncgn L1.d.lnsmichr f.d.lnsmichr L1.d.lnph f.d.lnph L2.d.lncgn f2.d.lncgn L2.d.lnsmichr f2.d.lnsmichr L2.d.lnph f2.d.lnph L3.d.lncgn f3.d.lncgn L3.d.lnsmichr f3.d.lnsmichr L3.d.lnph f3.d.lnph L4.d.lncgn f4.d.lncgn L4.d.lnsmichr f4.d.lnsmichr L4.d.lnph f4.d.lnph L5.d.lncgn f5.d.lncgn L5.d.lnsmichr f5.d.lnsmichr L5.d.lnph f5.d.lnph L6.d.lncgn f6.d.lncgn L6.d.lnsmichr f6.d.lnsmichr L6.d.lnph f6.d.lnph L7.d.lncgn f7.d.lncgn L7.d.lnsmichr f7.d.lnsmichr L7.d.lnph f7.d.lnph L8.d.lncgn f8.d.lncgn L8.d.lnsmichr f8.d.lnsmichr L8.d.lnph f8.d.lnph L9.d.lncgn f9.d.lncgn L9.d.lnsmichr f9.d.lnsmichr L9.d.lnph f9.d.lnph (hors vhh)

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      94
-------------+------------------------------           F( 57,    36) =  103.30
       Model |  .971876756    57  .017050469           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .005942046    36  .000165057           R-squared     =  0.9939
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9843
       Total |  .977818802    93  .010514181           Root MSE      =  .01285

------------------------------------------------------------------------------
     lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      lncgn |   -1.06374   .2946204    -3.61   0.001    -1.661257   -.4662217
    lnsmichr |  -.0247746   .1730893    -0.14   0.887    -.3758159    .3262668
       lnph |   1.041598    .188411     5.53   0.000     .6594827    1.423713
      lncgn |
        LD. |  -.3362397   .5318981    -0.63   0.531    -1.414979    .7424997
        FD. |  -.5363723   .6145078    -0.87   0.389    -1.782652    .7099072
    lnsmichr |
        LD. |   .3391893   .2586068     1.31   0.198    -.1852897    .8636683
        FD. |  -.8953697   .3505838    -2.55   0.015    -1.606386   -.1843529
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

lnph						
LD.	.1941994	.489181	0.40	0.694	-.7979056	1.186304
FD.	1.023456	.4952911	2.07	0.046	.018959	2.027953
lncgn						
L2D.	-.612163	.5806062	-1.05	0.299	-1.789687	.5653609
F2D.	-.3348149	.6734753	-0.50	0.622	-1.700686	1.031056
lnsmichr						
L2D.	.5959543	.3006285	1.98	0.055	-.0137486	1.205657
F2D.	-.5724699	.3872577	-1.48	0.148	-1.357865	.2129252
lnph						
L2D.	.2562169	.5106437	0.50	0.619	-.7794166	1.29185
F2D.	.9521674	.4836757	1.97	0.057	-.0287722	1.933107
lncgn						
L3D.	-.4126948	.5022346	-0.82	0.417	-1.431274	.6058842
F3D.	-.1015265	.6590902	-0.15	0.878	-1.438223	1.23517
lnsmichr						
L3D.	.8044676	.296889	2.71	0.010	.2023488	1.406586
F3D.	-.0704587	.4063773	-0.17	0.863	-.89463	.7537125
lnph						
L3D.	.8072577	.5488568	1.47	0.150	-.3058755	1.920391
F3D.	.8889807	.499337	1.78	0.083	-.1237217	1.901683
lncgn						
L4D.	.246516	.5665515	0.44	0.666	-.9025036	1.395536
F4D.	.1074767	.5943436	0.18	0.858	-1.097908	1.312861
lnsmichr						
L4D.	.8764261	.3277206	2.67	0.011	.2117779	1.541074
F4D.	.0274545	.3841185	0.07	0.943	-.7515738	.8064828
lnph						
L4D.	.5188685	.4978406	1.04	0.304	-.4907991	1.528536
F4D.	.979369	.5106031	1.92	0.063	-.056182	2.01492
lncgn						
L5D.	.3247525	.6026765	0.54	0.593	-.897532	1.547037
F5D.	.8579497	.6036163	1.42	0.164	-.366241	2.08214
lnsmichr						
L5D.	.8357409	.3041712	2.75	0.009	.2188532	1.452629
F5D.	.4557691	.3384775	1.35	0.187	-.230695	1.142233

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

lnph						
L5D.	.5076067	.4638911	1.09	0.281	-.4332081	1.448422
F5D.	.8860764	.4736906	1.87	0.070	-.0746127	1.846766
lncgn						
L6D.	1.19367	.586423	2.04	0.049	.0043492	2.382991
F6D.	1.019092	.5763656	1.77	0.086	-.1498318	2.188016
lnsmichr						
L6D.	.7759137	.2983414	2.60	0.013	.1708492	1.380978
F6D.	.1830339	.3256587	0.56	0.578	-.4774325	.8435002
lnph						
L6D.	.7417008	.4639567	1.60	0.119	-.199247	1.682649
F6D.	.5691204	.5513919	1.03	0.309	-.5491542	1.687395
lncgn						
L7D.	1.457967	.58311	2.50	0.017	.2753649	2.640569
F7D.	.9240775	.7192269	1.28	0.207	-.5345823	2.382737
lnsmichr						
L7D.	.4283429	.2610782	1.64	0.110	-.1011482	.957834
F7D.	.1938534	.3049852	0.64	0.529	-.4246852	.812392
lnph						
L7D.	.9814729	.4507816	2.18	0.036	.0672454	1.8957
F7D.	.3925515	.5404563	0.73	0.472	-.7035446	1.488648
lncgn						
L8D.	.3827835	.4937593	0.78	0.443	-.6186067	1.384174
F8D.	.7247325	.6917689	1.05	0.302	-.6782399	2.127705
lnsmichr						
L8D.	.0490182	.2768992	0.18	0.860	-.5125595	.6105958
F8D.	.5668017	.2883325	1.97	0.057	-.0179637	1.151567
lnph						
L8D.	.8058503	.5087002	1.58	0.122	-.2258416	1.837542
F8D.	.2437494	.5369188	0.45	0.653	-.8451725	1.332671
lncgn						
L9D.	.133192	.4478054	0.30	0.768	-.7749995	1.041384
F9D.	-.3480139	.598403	-0.58	0.564	-1.561631	.8656036
lnsmichr						
L9D.	-.1021432	.2683846	-0.38	0.706	-.6464525	.442166
F9D.	.0789395	.3020648	0.26	0.795	-.5336763	.6915553

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
      lnph |
      L9D. |  .9483351   .5230229     1.81   0.078    -.1124045    2.009075
      F9D. |  .5634185   .5286899     1.07   0.294    -.5088144    1.635651
     _cons | -.7490904    .256741    -2.92   0.006    -1.269785   -.2283956
```

b) L'hypothèse nulle de non stationnarité ou d'absence de cointégration des résidus (test AEG)

```
. dfuller    RES1034 , lag(1) trend regress

Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =        92

                         ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
               Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
             Statistic          Value            Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)           -3.471           -4.058           -3.458           -3.155
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0426

------------------------------------------------------------------------------
D.RES1034    |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    RES1034 |
       L1. |  -.3343611   .0963278    -3.47   0.001    -.5257922   -.1429299
       LD. |  -.0737909   .1090443    -0.68   0.500    -.2904935    .1429116
    _trend |  -9.23e-06   .0000253    -0.36   0.716    -.0000595    .0000411
     _cons |    .000322    .001375     0.23   0.815    -.0024105    .0030545
```

```
. dfuller   RES1034 , lag(1) regress
Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =        92
                         ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
               Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
             Statistic          Value            Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)           -3.520           -3.521           -2.896           -2.583
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0075
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
------------------------------------------------------------------------------
  D.RES1034 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    RES1034 |
        L1. |  -.3367042    .095644    -3.52   0.001    -.5267469   -.1466615
        LD. |  -.0711046   .1082641    -0.66   0.513     -.286223    .1440138
      _cons |  -.0001159   .0006674    -0.17   0.863    -.0014419    .0012102
```

```
. dfuller    RES1034 , noconstant lag(1) regress

Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =        92

                         ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
             Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
           Statistic          Value            Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)          -3.549           -2.603           -1.950           -1.610

------------------------------------------------------------------------------
  D.RES1034 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    RES1034 |
        L1. |  -.3373474   .0950559    -3.55   0.001    -.5261925   -.1485022
        LD. |  -.0706146   .1076425    -0.66   0.513    -.2844653    .1432361
```

Rejet de Ho : résidus stationnaires.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2). La dynamique de court-terme : Modèle à Correction d'Erreur (MCE).

Spécification reg d.lnsnhr L.RES1034 d.lncgn d.lnsmichr d.lnph .lnvhh d.tie (d.lnvhh, d.tie : variables additionnelles)

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =      94
-------------+------------------------------           F(  6,    87) =   43.33
       Model |  .018982269     6  .003163712           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .006351618    87  .000073007           R-squared     =  0.7493
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.7320
       Total |  .025333888    93  .000272407           Root MSE      =  .00854

------------------------------------------------------------------------------
   D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
     RES1034 |
        L1. |  -.3161799   .1139801    -2.77   0.007    -.5427277   -.0896321
      lncgn |
        D1. |   -.835317   .1928523    -4.33   0.000    -1.218632   -.4520022
    lnsmichr |
        D1. |   .8789954   .0608766    14.44   0.000     .7579966    .9999942
       lnph |
        D1. |  -.1647278   .2205153    -0.75   0.457    -.6030257    .2735702
      lnvhh |
        D1. |  -.6266741   .2894698    -2.16   0.033    -1.202027   -.0513215
        tie |
        D1. |   .0164285   .0083414     1.97   0.052    -.0001509    .0330079
      _cons |   .0003054   .0014154     0.22   0.830    -.0025078    .0031186
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

a). Tests de « Mauvaises spécifications »

```
estat dwatson
Durbin-Watson d-statistic (7,    94) =   2.08909
. bgodfrey, lags(1)
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      1     |          0.228              1                   0.6329
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      1     |          0.025              1                   0.8750
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      2     |          3.115              2                   0.2106
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      2     |          0.001              2                   0.9993
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
. bgodfrey, lags(3)
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
      3     |         4.984               3                   0.1730
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(3)
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
      3     |         1.945               3                   0.5838
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. bgodfrey, lags(4)
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
      4     |         5.807               4                   0.2141
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(4)
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
      4     |         1.943               4                   0.7462
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. estat imtest
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
---------------------------------------------------
              Source |       chi2     df      p
```


© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

```
---------------------+----------------------------
  Heteroskedasticity |     37.94     27    0.0788
            Skewness |      8.84      6    0.1826
            Kurtosis |      2.79      1    0.0947
---------------------+----------------------------
               Total |     49.57     34    0.0412
--------------------------------------------------
```

Conclusion : Bonne spécification.

```
. estat ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
       Ho:  model has no omitted variables
                 F(3, 84) =      0.07
                 Prob > F =      0.9754
. estat vif

    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
     D.lnvhh |      1.59    0.628045
      D.lnph |      1.55    0.643552
       D.tie |      1.17    0.853145
     D.lncgn |      1.07    0.932024
   L.RES1034 |      1.06    0.945740
  D.lnsmichr |      1.04    0.960942
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.25
```

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

b). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations ou coefficient du salaire réel horaire net aux variations de cotisations de court terme.

```
. test _b[d.lncgn]=0
 ( 1)  D.lncgn = 0
       F(  1,    87) =   18.76
            Prob > F =    0.0000
. local sign_lncgn =sign(_b[d.lncgn])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99998023
. test _b[d.lncgn]=-1

 ( 1)  D.lncgn = -1
       F(  1,    87) =    0.73
            Prob > F =    0.3955
. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .8022565
```

Conclusion : Le degré de perception globale des cotisations sociales est significativement proche (en valeur absolue) à court terme de un.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 9

1) Estimation Stock-Watson d'équation alternative de long terme sur les données trimestrielles françaises.

a) Spécification long terme

reg lnsnhr lncgan lncgrn lnsmichr lnph L1.d.lncgan f.d.lncgan L1.d.lncgrn f.d.lncgrn L1.d.lnsmichr f.d.lnsmichr L1.d.lnph f.d.lnph L2.d.lncgan f2.d.lncgan L2.d.lncgrn f2.d.lncgrn L2.d.lnsmichr f2.d.lnsmichr L2.d.lnph f2.d.lnph

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     111
-------------+------------------------------           F( 20,    90) =  250.42
       Model |  1.47864722    20  .073932361           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .026570876    90  .000295232           R-squared     =  0.9823
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9784
       Total |   1.5052181   110  .013683801           Root MSE      =  .01718

------------------------------------------------------------------------------
     lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      lncgan |   .1150723    .454615     0.25   0.801    -.7880998    1.018244
      lncgrn |  -2.172845   .3159934    -6.88   0.000    -2.800621   -1.545069
    lnsmichr |   .0411435   .1106321     0.37   0.711    -.1786465    .2609336
        lnph |   .6373146     .18616     3.42   0.001     .2674752    1.007154
      lncgan |
         LD. |   .2159048   .6198325     0.35   0.728    -1.015501     1.44731
         FD. |   .9782431   .6313537     1.55   0.125    -.2760511    2.232537
      lncgrn |
         LD. |   .0816332   .5539931     0.15   0.883    -1.018971    1.182237
         FD. |  -.6118347   .5652049    -1.08   0.282    -1.734713    .5110436
    lnsmichr |
         LD. |   .1674126   .1506939     1.11   0.270    -.1319672    .4667923
         FD. |  -.2591416   .1516439    -1.71   0.091    -.5604086    .0421254
        lnph |
         LD. |  -.1135279   .3478567    -0.33   0.745     -.804606    .5775502
         FD. |   .0198624     .37644     0.05   0.958    -.7280014    .7677262
      lncgan |
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

L2D.	.2791802	.6289447	0.44	0.658	-.9703282	1.528689
F2D.	1.466976	.6254913	2.35	0.021	.2243282	2.709623
lncgrn						
L2D.	.1898321	.5330402	0.36	0.723	-.8691453	1.24881
F2D.	-1.338653	.5618044	-2.38	0.019	-2.454776	-.2225309
lnsmichr						
L2D.	.3597783	.1740036	2.07	0.042	.0140899	.7054668
F2D.	-.376239	.1812679	-2.08	0.041	-.7363594	-.0161186
lnph						
L2D.	.3152483	.3599573	0.88	0.383	-.3998698	1.030366
F2D.	.8014365	.3887622	2.06	0.042	.0290925	1.573781
_cons	.7012169	.4250692	1.65	0.102	-.1432573	1.545691

b) L'hypothèse nulle de non stationnarité ou d'absence de cointégration des résidus (test AEG)

```
. dfuller    RES10018 , noconstant lag(1) regress

Augmented Dickey-Fuller test for unit root        Number of obs   =       107

                          ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
             Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
           Statistic          Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)          -3.034           -2.599            -1.950            -1.610

------------------------------------------------------------------------------
  D.RES10018 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    RES10018 |
        L1. |  -.2222766   .0732579    -3.03   0.003    -.3675336   -.0770196
        LD. |  -.2560744   .0946081    -2.71   0.008    -.4436647   -.0684841
------------------------------------------------------------------------------
```

Rejet de Ho : résidus stationnaires.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2). La dynamique de court-terme : Modèle à Correction d'Erreur (MCE).

reg d.lnsnhr L.RES10018 d.lncgan d.lncgrn d.lnsmichr d.lnph

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     111
-------------+------------------------------           F(  5,   105) =   42.49
       Model |  .018863603     5  .003772721           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .009323241   105  .000088793           R-squared     =  0.6692
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.6535
       Total |  .028186844   110  .000256244           Root MSE      =  .00942

------------------------------------------------------------------------------
   D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    RES10018 |
        L1. |  -.1210412   .0578077    -2.09   0.039    -.2356632   -.0064191
      lncgan |
        D1. |  -.6433506   .2658458    -2.42   0.017    -1.170474   -.1162274
      lncgrn |
        D1. |  -.8352797   .2666202    -3.13   0.002    -1.363938   -.3066211
    lnsmichr |
        D1. |   .7753417   .0612128    12.67   0.000     .653968    .8967154
       lnph |
        D1. |   .1619707   .1796302     0.90   0.369    -.1942028    .5181441
      _cons |  -.0004216    .001452    -0.29   0.772    -.0033007    .0024575
------------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

a). Tests de « Mauvaises spécifications ».

```
. estat dwatson

Number of gaps in sample:  1

Durbin-Watson d-statistic (  6,   111) =  2.206955
. bgodfrey, lags(1)

Number of gaps in sample:  1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      1     |         1.875               1                   0.1709
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      1     |         0.056               1                   0.8131
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      2     |         5.792               2                   0.0552
---------H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2              df                Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
      2     |          0.356              2                  0.8368
---------------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. estat imtest
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
---------------------------------------------------
              Source |       chi2     df      p
---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |      18.72     20    0.5400
            Skewness |       7.59      5    0.1802
            Kurtosis |       2.61      1    0.1059
---------------------+-----------------------------
               Total |      28.93     26    0.3144
---------------------------------------------------
```

Estimateurs des coefficients non biaisés efficaces

```
. estat ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
       Ho:  model has no omitted variables
                F(3, 102) =      2.15
                 Prob > F =      0.0988
. estat vif
   Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
   D.lncgan |      1.31    0.765409
   D.lncgrn |      1.27    0.784668
  D.lnsmichr |      1.10    0.911039
       D.lnph |      1.02    0.980760
  L.RES10018 |      1.00    1.000000
-------------+----------------------
   Mean VIF |      1.14
```

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

b). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations contributives et redistributives ; tests de différence entre les deux coefficients.

```
test _b[d.lncgan]=0
 ( 1)  D.lncgan = 0
       F(  1,   105) =    5.86
            Prob > F =    0.0172
. local sign_lncgan=sign(_b[d.lncgan])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99138121
. test _b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgrn = 0
       F(  1,   105) =    9.81
            Prob > F =    0.0022
. local sign_lncgrn=sign(_b[d.lncgrn])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgrn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99887805
 . test _b[d.lncgan]=-1
 ( 1)  D.lncgan = -1
       F(  1,   105) =    1.80
            Prob > F =    0.1826
. local sign_lncgan =sign(_b[d.lncgan])
. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .90868429
. test _b[d.lncgrn]=-1
( 1)  D.lncgrn = -1
       F(  1,   105) =    0.38
            Prob > F =    0.5380
. local sign_lncgrn =sign(_b[d.lncgrn])
. test _b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgan - D.lncgrn = 0
       F(  1,   105) =    0.18
            Prob > F =    0.6726
. local sign_lncgancgrn =sign(_b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn])
. display "H_0: coef>=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgancgrn'*sqrt(r(F)))
```

H_0: coef>=0 p-value = .3362988 **Conclusion : Les deux coefficients sont significativement égaux et proches de un (en valeur absolue).**

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

Spécification 10

1) Estimation Stock-Watson d'équation alternative de long terme sur les données trimestrielles françaises.

a) Spécification long terme

reg lnsnhr lncgan lncgrn lnsmichr lnph *lnvhh* L1.d.lncgan f.d.lncgan L1.d.lncgrn f.d.lncgrn L1.d.lnsmichr f.d.lnsmichr L1.d.lnph f.d.lnph L2.d.lncgan f2.d.lncgan L2.d.lncgrn f2.d.lncgrn L2.d.lnsmichr f2.d.lnsmichr L2.d.lnph f2.d.lnph L1.d.lnvhh f.d.lnvhh L2.d.lnvhh f2.d.lnvhh

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     111
-------------+------------------------------           F( 25,    85) =  662.62
       Model |  1.51541056    25  .060616422           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .007775784    85   .00009148           R-squared     =  0.9949
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9934
       Total |  1.52318634   110  .013847149           Root MSE      =  .00956

------------------------------------------------------------------------------
      lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      lncgan |   .5978682   .2575686     2.32   0.023     .0857528    1.109984
      lncgrn |  -.6738945   .2241477    -3.01   0.003     -1.11956   -.2282289
    lnsmichr |  -.0235629   .0666256    -0.35   0.724    -.1560325    .1089066
        lnph |   .0938615   .1110468     0.85   0.400    -.1269292    .3146522
       lnvhh |  -1.448672   .0975431   -14.85   0.000    -1.642614    -1.25473
      lncgan |
         LD. |  -.0446248   .3610439    -0.12   0.902    -.7624767    .6732272
         FD. |   .5752107   .3618715     1.59   0.116    -.1442867    1.294708
      lncgrn |
         LD. |   -.011923   .3238654    -0.04   0.971    -.6558541    .6320081
         FD. |   .4998969   .3537799     1.41   0.161    -.2035124    1.203306
    lnsmichr |
         LD. |   .1507248   .0874915     1.72   0.089    -.0232317    .3246814
         FD. |  -.6023692   .0885204    -6.80   0.000    -.7783714   -.4263669
        lnph |
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

LD.	-.3139321	.2471028	-1.27	0.207	-.8052387	.1773745
FD.	-.2415765	.26106	-0.93	0.357	-.7606337	.2774806
lncgan						
L2D.	-.254547	.3679377	-0.69	0.491	-.9861058	.4770117
F2D.	1.27227	.3773171	3.37	0.001	.5220624	2.022477
lncgrn						
L2D.	.2468672	.3388533	0.73	0.468	-.426864	.9205984
F2D.	-.2756643	.367484	-0.75	0.455	-1.006321	.4549924
lnsmichr						
L2D.	-.0050805	.0999115	-0.05	0.960	-.2037313	.1935703
F2D.	-.3962869	.1053014	-3.76	0.000	-.6056543	-.1869195
lnph						
L2D.	.1039914	.2481784	0.42	0.676	-.3894538	.5974366
F2D.	-.0845751	.2718247	-0.31	0.756	-.6250354	.4558852
lnvhh						
LD.	-.4793181	.3824698	-1.25	0.214	-1.239771	.2811344
FD.	-.6667084	.3611042	-1.85	0.068	-1.38468	.0512635
L2D.	.1594009	.3750676	0.42	0.672	-.586334	.9051358
F2D.	-1.006782	.3630739	-2.77	0.007	-1.72867	-.2848942
_cons	7.265659	.476036	15.26	0.000	6.319171	8.212146

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

b) L'hypothèse nulle de non stationnarité ou d'absence de cointégration des résidus (test AEG)

```
. dfuller    RES1134 , lag(1) trend regress

Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =       107
                         ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
               Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
             Statistic          Value            Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)           -5.805           -4.038           -3.449           -3.149
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

------------------------------------------------------------------------------
D.RES1134    |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    RES1134 |
       L1. |  -.6121751   .1054636    -5.80   0.000    -.8213373   -.4030128
       LD. |   .0547934    .101477     0.54   0.590    -.1464622     .256049
     _trend |  -.0000114   .0000292    -0.39   0.698    -.0000692    .0000465
      _cons |  -5.40e-06    .001835    -0.00   0.998    -.0036447    .0036339
```

```
. dfuller   RES1134 , lag(1) regress

Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =       107
                         ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
               Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
             Statistic          Value            Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)           -5.819           -3.508           -2.890           -2.580
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

------------------------------------------------------------------------------
   D.RES1134 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

```
    RES1134 |
       L1. |  -.6078952   .1044591    -5.82   0.000    -.8150416   -.4007489
       LD. |   .0506986   .1005166     0.50   0.615    -.1486297    .2500269
      _cons |  -.0006262   .0009014    -0.69   0.489    -.0024137    .0011612
```

```
. dfuller    RES1134 , noconstant lag(1) regress
Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =       107
                         ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
             Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
           Statistic          Value            Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)          -5.792           -2.599           -1.950           -1.610


------------------------------------------------------------------------------
   D.RES1134 |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    RES1134 |
       L1. |  -.5997656   .1035457    -5.79   0.000    -.8050776   -.3944537
       LD. |   .0455656   .0999975     0.46   0.650     -.152711    .2438422
------------------------------------------------------------------------------
```

Rejet de Ho : résidus stationnaires.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

2). La dynamique de court-terme : Modèle à Correction d'Erreur (MCE).

```
. reg d.lnsnhr L.RES1134 d.lncgan d.lncgrn d.lnsmichr d.lnph  d.lnvhh
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     111
-------------+------------------------------           F(  6,   104) =   37.16
       Model |  .019220432     6  .003203405           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  .008966412   104  .000086216           R-squared     =  0.6819
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.6635
       Total |  .028186844   110  .000256244           Root MSE      =  .00929

------------------------------------------------------------------------------
   D.lnsnhr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
RES1134 |
        L1. |  -.2020285   .0861403    -2.35   0.021    -.372848   -.031209
      lncgan |
        D1. |  -.6180073   .2644543    -2.34   0.021    -1.14243   -.0935844
      lncgrn |
        D1. |  -.9503163     .27252    -3.49   0.001   -1.490734   -.4098989
    lnsmichr |
        D1. |   .8004901   .0609547    13.13   0.000    .6796147    .9213655
       lnph |
        D1. |  -.0794574   .2128742    -0.37   0.710   -.5015949      .34268
      lnvhh |
        D1. |  -.5968984   .3012897    -1.98   0.050   -1.194367    .0005705
      _cons |  -.0001033   .0014445    -0.07   0.943   -.0029679    .0027613
------------------------------------------------------------------------------
```


© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

a). Tests de « Mauvaises spécifications ».

```
estat dwatson
Number of gaps in sample:  1
Durbin-Watson d-statistic(  7,   111) =  2.183757
. bgodfrey, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
       1    |         1.856               1                   0.1731
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(1)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
       1    |         0.263               1                   0.6082
---------------------------------------------------------------------------
          H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. bgodfrey, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-----------------------------------------------------------------
       2    |         5.779               2                   0.0556
---------------------------------------------------------------------------
                        H0: no serial correlation
. archlm, lags(2)
Number of gaps in sample:  1
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
---------------------------------------------------------------------------
   lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
```


© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

```
-------------+----------------------------------------------------------
      2     |         0.485             2                0.7846
-----------------------------------------------------------------------
        H0: no ARCH effects      vs.  H1: ARCH(p) disturbance
. estat imtest
Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

---------------------------------------------------
             Source |       chi2     df      p
---------------------+-----------------------------
  Heteroskedasticity |      16.38     27    0.9454
            Skewness |       5.07      6    0.5346
            Kurtosis |       2.22      1    0.1364
---------------------+-----------------------------
              Total |      23.67     34    0.9075
---------------------------------------------------
. estat ovtest
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.lnsnhr
       Ho:  model has no omitted variables
                F(3, 101) =      0.53
                 Prob > F =      0.6618

. estat vif
    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
     D.lnvhh |      1.57    0.635863
      D.lnph |      1.47    0.678083
    D.lncgrn |      1.37    0.729261
    D.lncgan |      1.33    0.751034
  D.lnsmichr |      1.12    0.892103
   L.RES1134 |      1.04    0.964319
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.32
```

Estimateurs des coefficients non biaisés efficaces

Conclusion : Bonne spécification.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

b). Tests de robustesse du degré de perception des cotisations contributives et redistributives ; tests de différence entre les deux coefficients.

```
. test _b[d.lncgan]=0
 ( 1)  D.lncgan = 0
       F(  1,   104) =    5.46
            Prob > F =    0.0214
. local sign_lncgan=sign(_b[d.lncgan])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .98932011
. test _b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgrn = 0
       F(  1,   104) =   12.16
            Prob > F =    0.0007
. local sign_lncgrn=sign(_b[d.lncgrn])
. display "H_0: coef<=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgrn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef<=0 p-value = .99964168
. test _b[d.lncgan]=-1
 ( 1)  D.lncgan = -1
       F(  1,   104) =    2.09
            Prob > F =    0.1516
. local sign_lncgan =sign(_b[d.lncgan])
. display "H_0: coef>=-1 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgan'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=-1 p-value = .92419161
. test _b[d.lncgrn]=-1
 ( 1)  D.lncgrn = -1
       F(  1,   104) =    0.03
            Prob > F =    0.8557
. local sign_lncgrn =sign(_b[d.lncgrn])
. test _b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn]=0
 ( 1)  D.lncgan - D.lncgrn = 0
       F(  1,   104) =    0.52
            Prob > F =    0.4707
. local sign_lncgancgrn =sign(_b[d.lncgan]-_b[d.lncgrn])
. display "H_0: coef>=0 p-value = " ttail(r(df_r), `sign_lncgancgrn'*sqrt(r(F)))
H_0: coef>=0 p-value = .23535575
```

Conclusion : Les deux coefficients sont significativement égaux et proches de un (en valeur absolue).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

BIBLIOGRAPHIE

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

ANNE D., L'HORTY Y. [2002] , « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi », Économie et Statistique, n °357-358, pp.49-71.

ARTUS P., BISMUT C. [1980], «Substitution et coût des facteurs : un lien existe-t-il ? », Économie et statistique, n ° 127,pp. 101-114.

ARTUS P., COHEN D. [1998], Le partage de la valeur ajoutée, rapport au conseil d'analyse économique, La Documentation Française.

ASKENAZY P. [2006], « Vers une théorie du partage de la valeur ajoutée ? », version préliminaire, PSE, CEPREMAP, IZA, 10 janvier 2006.

ASSELAIN J.C. [1984], Histoire économique de la France, Paris, éd. Le Seuil, 2 volumes.

ASSOULINE M., EPAULARD A. [1991], Silene. La maquette du modèle HERMES-France, Document de travail ERASME, École centrale, Paris.

ATKINSON T., GLAUDE M., OLIER L. [2001], « Les inégalités économiques », in Inégalités économiques, Rapport du CAE n °33, 2001 .

AUDRIC S., GIVORD P., PROST C. [2000], « Estimation de l'impact sur l'emploi non qualifié des mesures de baisse de charges », Revue économique, vol.51, n °3.

AUDRIC-LERENARD A., TANAY A. [2000], « Ouvriers et Employés non qualifiés : disparités et similitudes sur le marché du travail », Premières Informations et Premières Synthèses, n °47.1, novembre.

BAGHLI M., CETTE G., SYLVAIN A. [2003], « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000 », Économie et Prévision 2003/2 - n° 158, Notes d'études et de recherche, Direction générale des études et des relations internationales, Direction des études économiques et de la recherche, Banque de France ;).

BEACH C., BALFOUR F. [1983], « Estimated Payroll Tax Incidence and Aggregate Demand for Labour in the United-Kingdom », Economica, 50, pp. 35-48.

BEDARD M. [1998], Notions élémentaires sur les cotisations sociales, Direction générale de la Recherche appliquée, politique stratégique, Développement des ressources humaines, Ministère des ressources humaines et du Développement Social-Canada .

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

BICHOT J. [1992], Économie de la protection sociale, Économie U, Armand Colin Paris.

BLANCHARD O., FITOUSSI J-P. [1998], Croissance et chômage, rapport au conseil d'analyse économique, n °4, La Documentation Franç aise.

BONNET X., MAHFOUZ S. [1996], « The influence of different specification of the wage-Price on the measure of the NAIRU : The case of France », Document de travail, Insee, n °9611.

BOULARD N., GUBIAN A. [2000], « La politique de l'emploi en 1999 », Premières Informations et Synthèses, n °52-2.

BOURGUIGNON F., BUREAU D. [1999], L'architecture des prélèvements en France, rapport au Conseil d'analyse économique, La Documentation française.

BOYER R. [1999], « Le lien salaire emploi dans la théorie de la régulation (Autant de relations que de configurations institutionnelles) », Cahiers d'économie politique, n ° 34, L'Harmattan, pp.101-155 .

BRESSON G. , KRAMARZ F., SEVESTRE P. [1992], « Heterogenous Labor and the Dynamics of aggregate Labor Demand ; Some Estimations using Panel Data », Empirical Economics, 17, pp. 153-168.

BRETEL B., BRUNEL C., DI CARLO L., EPAULARD A. [1993], « Coût réel du travail et emploi », communication présentée à la XVIIIe Journées des centrales de bilans, Paris, 23 novembre 1993.

BRITTAIN J. [1971], « The incidence of Social Security Payroll Taxes », American Economic Review, 61 (1), pp. 110-125.

BRUNO M., SACHS J.D. [1995], Economics of Worlwide Stagflation, Oxford, Blackwell.

BUNEL M., GILLES F., L'HORTY Y. [2009], « L'impact de la hausse simultanée du SMIC, de la GMR et des allégements de cotisations sociales liée à la réforme Fillon de 2003 », janvier 2009, document de travail du Centre d'études de l'emploi.

BURNOD G., CHENU A. [2001], « Employés qualifiés et non qualifiés, une proposition d'aménagement de la nomenclature des catégories socioprofessionnelles », Travail et emploi, n °86, DARES, avril 2001.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

CAHUC P. [1990], « La théorie des négociations salariales, une revue de la littérature », Économie et Prévision, n ° 92-93, p p. 21-30.

CAHUC P. [1991], Les négociations salariales, Économica, Paris.

CAHUC P. [1993], « Les fondements théoriques », dans La Persistance du chômage (sous la direction de P.-Y. Hénin), Economica, Paris.

CAHUC P. [2003], « Baisser les charges sociales : jusqu'où et comment ? », Revue Française d'Économie, janvier 2003, pp. 3-54.

CAHUC P., GIANELLA C., ZYLBERBERG A. [1998], « Le modèle WS-PS explique-t-il la montée du chômage en France ? », Cahiers Eco et Math, n ° 98-11, Mad-Université de Paris I.

CAHUC P., SALANIÉ B. [2000], « Une maquette analytique de long terme du marché du travail » Économie et Prévision n °146, pp.1-15.

CAHUC P., ZYLBERBERG A. [1996], Économie du travail, De Boeck, Paris.

CAHUC P., ZYLBERBERG A. [2001], Le marché du travail, De Boeck, Paris.

CAHUC P., ZYLBERBERG A. [2003], Microéconomie du marché du travail, La découverte.

CAHUC P., ZYLBERBERG A. [2004], Le chômage fatalité ou nécessité ?, Éditions Flammarion.

CAHUC P., ZYLBERBERG A. [2004], Le chômage fatalité ou nécessité ? Éditions Flammarion.

CEREQ-BREF [1992], Dépenses de formation continue des entreprises : 3,10% de la masse salariale en 1990, Bulletin de recherche sur l'emploi et la formation professionnelle n °77 juin 1992.

CHERON A., HAIRAULT J.O., LANGOT F. [2008] « A quantitative evaluation of payroll tax subsidies for low-wage workers : An equilibrium search framework », Journal of Public Economics, Fortcoming.

Commissariat général du plan (CGP) [1995], Perspectives à long terme des retraites, Rapport de Raoul Briet-Catherine Zaidman-Jean Christophe Rubinstein, 244 pages, La Documentation française.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Commissariat général du plan (CGP) [1999], L'avenir de nos retraites , Rapport au Premier Ministre (Rapport de Jean Michel Charpin), 264 pages, La Documentation française.

Commissariat général du plan [1993 a], Choisir l'emploi, Rapport du groupe « emploi », La découverte, La documentation française, janvier.

Commissariat général du plan [1993 b], Choisir l'emploi, Rapport du groupe « perspectives macro-économiques » présidé par J.M. CHARPIN, La découverte, La documentation française, janvier.

Commissariat général du plan [1994 a], Coût du travail et emploi : la nouvelle donne, Rapport du groupe « perspectives macro-économiques » présidé par G. MAAREK, La Documentation française, juillet.

CORNEO G. [1994], « Ajustement des cotisations sociales et chômage d'équilibre», Économie et Prévision, n ° 115 1994-4.

CORNEO G. [1994], « Ajustement des cotisations sociales et chômage d'équilibre», Économie et Prévision, n ° 115, 1994-4.

COTIS J.-P., MÉARY R., SOBCZAK N. [1996], « Le chômage d'équilibre en France, une évaluation », Document de travail, Direction de la Prévision, n ° 96-14.

COTIS J.-P., MIHOUBI F. [1990], « L'hystérisis du chômage en Europe », Économie et Prévision, n ° 92-93.

COTIS J-P., LOUFIR A. [1990], « Formation des salaires, chômage d'équilibre et incidence des cotisations sur le coût du travail », Économie et prévision, n ° 92-93.

CREPON B., Desplatz R. [2001], « Une nouvelle évaluation des effets des allégements de charges sociales sur les bas salaires », Économie et Statistique, n ° 348-2001-08, pp 3-25.

CREPON B., Desplatz R. [2002], « Réduction des charges et emploi : évaluer la critique », Revue de l'OFCE, n °82, pp. 231-245.

CSERC [1996], L'allégement des charges sociales sur les bas salaires. Collection des rapports au Premier Ministre. La documentation française.

DADS [2007], Guide méthodologique, validité 2005, Insee, juillet 2007.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

DARES [1994], Possibilités de modification de l'assiette des cotisations d'assurance-chômage, Ministère du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle Rapport du groupe État -partenaires sociaux, novembre.

DARES [1997], La politique de l'emploi. La découverte. Collection Repères. Paris.

DE FOUCAULD J. B. [1995], « Coût du travail, compétitivité, emploi. L'état de la réflexion économique. », Futuribles, avril 1995.

DEMAILLY D., LE MINEZ S. [1999], « Les salariés à temps complet au voisinage du SMIC de 1976 à 1996 », Insee Première n °642.

Direction de la Prévision [1992], « Enrichissement de la croissance en emploi ? », note du 25 juin 1992.

Direction des Statistiques, des Etudes et de la Prévision [2002], « Exonérations de cotisations 2000 et 2001 : Disparités sectorielles et régionales », Acoss Stat-bilan n°03, octobre 2002 (Rivière et Rouxelin).

Direction des Statistiques, des Etudes et de la Prévision [2002], « Exonérations de cotisations 2000 et 2001 : Disparités sectorielles et régionales », Acoss Stat-bilan n°03, octobre 2002.

Direction des Statistiques, des Etudes et de la Prévision [2003-2008], « La masse salariale et l'emploi du secteur privé », Acoss Stat-conjoncture n °11-75.

Direction des Statistiques, des Etudes et de la Prévision [2003-2008], « La masse salariale et l'emploi du secteur privé », Acoss Stat-conjoncture, n °11-75, Direction des Statistiques, des Etudes et de la Prévision.

Direction des Statistiques, des Etudes et de la Prévision [2007], En 2006 des cotisations exonérées en forte hausse, Acoss Stat-bilan n °57 novembre 2007.

DONZELOT J. [1984], L'invention du social : essai sur le déclin des passions politiques, Fayard (1984), collection « Point Essai », Le Seuil (1994).

DORMONT B. , PAUCHET M. [1997], « L'élasticité de l'emploi au coût salarial dépend-elle des structures de qualification ? », Économie et statistique, n ° 301-302, pp.149-165.

DORMONT B. [1983], « Substitution et coût des facteurs : une approche en termes de modèle à erreur sur les variables », Annales de l'INSEE, n ° 50, pp.73-92.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

DORMONT B. [1986], « Les ajustements de l'emploi dans la crise en France en RFA », Revue d'économie politique, n °3, pp. 257-2 80.

DORMONT B. [1997], « L'influence du coût du travail sur la demande de travail », Économie et statistique, n ° 301-302, p.95-110.

DOS SANTOS FERREIRA R. [1999], « La relation salaires-emploi sous l'éclairage de la concurrence imparfaite », Cahiers d'économie politique, n ° 34, L'Harmattan, pp.15-40.

ENGLE R.F., GRANGER C. (1987). « Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing », Econometrica, n°55, pp. 251-276.

ENGLE R.F., YOO B.S. (1987). « Forecasting and testing in cointegrated systems », Journal of Econometrics, n°35, pp.143-159.

ÉQUIPE MIMOSA [1996], « La nouvelle version de MIMOSA, modèle de l'économie mondiale », Revue de l'OFCE n °58, juillet.

ERHEL C., GAUTIE J., GAZIER B. [1999], « Qu'a-t-on appris sur le lien salaire-emploi grâce aux débats sur les politiques de l'emploi. », Cahiers d'économie politique, n ° 34, L'Harmattan, pp. 257-286.

FITOUSSI J.P. [2000], « Payroll tax reductions for the low paid », OCDE Economic Studies 31, pp. 115-131.

FRIEDMAN M. [1962], Capitalism and freedom, University of Chicago Press, Robert Laffont (traduction 1971).

FRIOT B. [1998], Puissance du salariat, La dispute, Paris.

FRIOT B. [2001], « La définition politique du salaire comme enjeu des transformations actuelles du capitalisme », texte présenté le 23 janvier dans le cadre des séminaires du CLERSÉ Lille 1, pp.1-68.

GAFSI I., L'HORTY Y., MIHOUBI F. [2004-a], « Vingt ans d'évolution de l'emploi peu qualifié et du coût du travail : des ruptures qui coïncident ? », Document de recherche de l'EPEE, n °04-02 R.

GAFSI I., L'HORTY Y., MIHOUBI F. [2004-b], « Allégement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation », Document de recherche de l'EPEE, n °04-03 R.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

GAFSI I., L'HORTY Y., MIHOUBI F. [2005], « Réformer les exonérations de cotisations sociales sur les bas salaries », Revue Française d'Économie, XIX, 3, 2005.

GAURON A. [1998], « commentaire », in MALINVAUD E., Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique, rapport du conseil d'analyse économique n °9, La Documentation française.

GAUTIE J. [1998], Le coût du travail et l'emploi, La découverte, coll. « Repères », Paris.

GAUTIE J. [1998], Le coût du travail et l'emploi, La découverte, coll. « Repères », Paris.

GAYE M. [2000], « L'utilisation de la mesure d'abattement des charges patronales en faveur du travail à temps partiel. Une étude monographique », Premières Synthèses, n °33.3, août.

GERMAIN J-M. [1997], « Allégement de charges sociales, coût du travail et emploi dans les modèles d'équilibre : enjeux et débats », Économie et statistique, n ° 301-302, pp.73-94.

GIRARDOT D. , JONDEAU E. [1990], « La substitution entre capital et travail : une évaluation sur données d'entreprises », Économie et statistique, n ° 237-238, pp.135-142.

GRUBER J. [1997], « The Incidence of payroll taxation : Evidence from Chile », Journal of labor Economics, 15 (3).

GUBIAN A. [1997 a], « Réformer l'assiette des cotisations patronales », Travail et statistique, n ° 72, pp.7-16.

GUBIAN A. [1997 b], « Avantages et inconvénients d'une modification de l'assiette des cotisations patronales », Travail et statistique, n ° 72, pp.17-32.

GUBIAN A. [1999], « Six ans d'allégement de cotisations employeurs sur les bas salaires » in Bilan de la politique de l'emploi en 1998, Les dossiers de la Dares, n ° 3/4, La Documentation Française, pp. 23-31.

GUBIAN A., LE CORRE V. [1999], « Incitations publiques en France en faveur du temps partiel dans le secteur privé », in Cette G., Le temps partiel en France,

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

rapport du CAE, n °19, La documentation française, Paris.

GUBIAN A., PONTHIEUX S. [2000], « Emplois non qualifiés, emplois à bas salaires et mesures d'allégement du coût du travail », Premières informations et Premières synthèses, Dares n °51-1.

GUERRIEN B. [2002], Dictionnaire d'analyse économique, 3ème éd., La découverte, coll. « Repères », Paris.

HAMERMESH D. [1979], « New estimates of the Incidence of the payroll tax », Southern Economic Journal, 45.

HAMERMESH Daniel S. [1993], Labor demand, Princeton University Press.

HATZFELD H. [1971], Du paupérisme à la Sécurité sociale (essai sur les origines de la sécurité sociale en France) 1850-1940, 344 pages, Librairie Armand Colin.

HUSSON M. [1999], Les ajustements de l'emploi, Éditions page deux, coll. « Cahiers libres ».

HUSSON M. [2000], « L'épaisseur du trait. A propos d'une décomposition du non-emploi », Document de travail IRES.

INSEE [1997], Le coût de la main d'œuvre en 1992, Emplois-revenus n °119.

INSEE [1998], Les comptes nationaux trimestriels, Séries longues 1970-1997 en base 1980, Insee Résultats , Économie générale n ° 170-171, octobre 1998.

INSEE [2001], Les comptes nationaux annuels, Rapport sur les comptes de la Nation 2000, Insee Résultats n ° 191, 45 pages, La documentation Française.

INSEE [2002], L'évolution de l'emploi salarié dans les grands secteurs d'activité depuis 1970 (secteur marchand), Insee Résultats Cd-rom.

INSEE-Bdf-DP [1993], Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du secteur public, Document de travail n ° G- 93.13.

JACKOBSSON U. [1976], « On the measurement of the degree of progression », Journal of public Economics n ° 5, pp. 161-168.

JAMET S. [2005], « Allégements généraux de cotisations sociales et emplois peu qualifiés : de l'impact sectoriel à l'effet macroéconomique », Revue Française d'Économie, vol.19, pp. 57-90 (mimeo Dares (2004)).

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

JOHANSEN S.[1988], « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », Journal of Economic Dynamics and Control , n °12, pp. 231-254 .

JOHNSON G. [1997], « Changing in earnings inequality : the role of demand shift », Journal of Economics Perspectives 11 (2), pp. 41-54.

KEYNES J. M. [1936], Théorie generale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie, Traduction française de Jean de Largentaye en 1942, Paris Éditions Payot, 407 pages, 1942.

KLEIN T. [2004], « Onze ans d'exonération de cotisations sociales pour l'embauche à temps partiel », Premières informations et Premières synthèses n ° 18-1, Dares avril 2004.

KOSKELA E., VILMUNEM J. [1994], « Tax Progresson is good for Employment in Popular Models of Trade Union behaviour ». Bank of Finland Discussion Papers, 3/94.

KRAMARZ F., PHILIPPON T. [2001], «The impact of differential payroll tax subsidies on minimum wage employment », Journal of Public Economics, vol. 82, pp. 115-146.

KUGLER A., KUGLER M. [2008], « Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries : Evidence from Colombia, NBER working paper#13855, March 2008.

L'HORTY Y. [2000], « Quand les hausses du SMIC réduisent le coût du travail », Revue économique -vol.51, n °3, mai 2000, pp 499-5 12.

L'HORTY Y. [2000], « Quand les hausses du SMIC réduisent le coût du travail », Revue économique- vol.51, n °3, mai 2000, pp. 499- 512.

L'HORTY Y. [2001], « Baisse des cotisations sociales sur les bas salaires : une réévaluation », Économie et Statistique, n °348, 2 001-8.

L'HORTY Y., MÉARY R., SOBCZAK N. [1994], « Le coin salarial en France depuis 1970 », Économie et Prévision, n ° 115, pp 93-107, 1994-4.

L'HORTY Y., MÉARY R., SOBCZAK N. [1994], « Le coin salarial en France depuis 1970 », Économie et Prévision, n ° 115, pp. 93-107 , 1994-4.

L'HORTY Y., RAULT C. [2003], « Les causes du chômage en France : une ré-

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

estimation du modèle WS-PS », Revue économique, vol.54, n ° 2, mars 2003.

L'HORTY Y., SOBCZAK N. [1997], « Les déterminants du chômage d'équilibre : estimation d'un modèle W S-PS », Économie et Prévision, n ° 127, pp. 107-114, 1997-1.

La Revue Fiduciaire [1997], Retraite, chômage et prévoyance (la protection sociale complémentaire du salarié), éd. La Villeguérin.

La Revue Fiduciaire [1997], Sécurité sociale, les publications Fiduciaires n ° 834, éd. La Villeguérin.

LAFFARGUE J.-P. [2000], « Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires », Revue économique, vol.51, n °3 .

LAFFARGUE J.-P., L'HORTY Y. [1997], « Emploi d'équilibre et formation des salaires : une étude sectorielle », Économie et Prévision, n °127.

LAFFARGUE J-P. [1996], « Fiscalité, charges sociales, qualifications et emploi », Économie et prévision, 125, pp. 87-105.

LAROQUE G., SALANIÉ B. [1999], « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail », Économie et Statistique, n °328, pp. 3-19.

LAROQUE G., SALANIÉ B. [2000], « Une décomposition du non-emploi en France », Économie et Statistique, n °331, pp. 47- 56.

LAURENT T., ZAJDELA H.[1999], « De l'équilibre de sous-emploi au chômage d'équilibre : la recherche des fondements micro-économiques de la rigidité des salaires », Cahiers d'économie politique, n ° 34, L'Harmattan, p. 41-65.

LAYARD R., NICKELL S. [1986], « Unemployment in Britain », Economica, 53, pp. 121-169.

LAYARD R., NICKELL S., JACKMAN R. [1991], Unemployment; Macroeconomic Performances and the Labour Market, Oxford University Press, Oxford.

LE BIHAN H.[1998], « l'impact de la réduction des cotisations employeurs : quelques jalons macroéconomiques », Revue de l'OFCE, n °176 .

LE CACHEUX J., SZPIRO D. [1984], « Part salariale et emploi », Observations et diagnostics économiques de l'OFCE, n ° 8 juillet 1 984.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

LE DEM J., LERAIS J. [1990], « où va la productivité du travail ? », Économie et statistique, n ° 237-238, pp. 49-67.

LEGENDRE F. [1999], « Qu'a-t-on appris sur le lien salaire/emploi grâce à l'économétrie ? », Cahiers d'économie politique, n ° 34, L'Harmattan, pp. 221-255.

LEGENDRE F., LE MAITRE P. [1997], « Le lien emploi-coût relatif des facteurs de production : quelques résultats obtenus à partir de données de panels », Économie et statistique, n ° 301-302.

LEGENDRE F., LORGNET J.P., MAHIEU R. , THIBAULT F. [2004], « Où en est-on du reprofilage des prélèvements obligatoires pour les bas et moyens salaires ? », Revue de l'OFCE, n °88, janvier, pp. 89-102.

LEGENDRE F., LORGNET J.P., MAHIEU R. , THIBAULT F. [2004], « Où en est-on du reprofilage des prélèvements obligatoires pour les bas et moyens salaires ? », Revue de l'OFCE, n °88, janvier, pp. 89-102.

LERAIS F. [2001], « Une croissance plus riche en emplois », Premières Synthèses, Dares, n °07.1, février.

LIAISONS SOCIALES, Charges sociales et fiscales obligatoires sur les salaires, Séries Législation sociale (1978-2008).

LOCKWOOD B. , MANNING A. [1993] , « Wage Setting and the Tax System : Theory and Evidence for the United Kingdom », Journal of public Economics, vol.52, pp. 1-29.

MAILLEFERT M. [2001], L'économie du travail : concepts, débats et analyses, Jeunes Editions, Studyrama.

MALINVAUD E. [1983], Essais sur la théorie du chômage, Calman-Lévy, Paris.

MALINVAUD E. [1998], Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique, rapport du conseil d'analyse économique n ° 9, La Documentation française.

MALINVAUD E. [2002], « Sur l'agrégation des demandes de travail non qualifié », Annales d'Économie et de Statistique, vol. 66, pp. 41-80.

MAREEK G.(dir.) [1994], Coût du travail et emploi : une nouvelle donne. Commissariat général au plan, La Documentation française, Paris.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

MARX I. [2005], « Job subsidies and cuts in employers social security contributions : the verdict of empirical evaluation studies », Working paper, University of Michigan.

MAS-COLELL A., WHINSTON M., GREEN J. [1995], Microeconomic Theory, Oxford University Press.

MAUREL F. [1990], « Dynamique de l'emploi et tendance de la productivité dans les années quatre-vingt-dix », Économie et Statistique, n °237-238, pp 151-162.

MIHOUBI F. [1997], « Coût des facteurs et substitution capital-travail : une analyse sur le secteur manufacturier », Économie et Statistique, n ° 301-302, pp. 129-148.

MORIN P. [2002], « Comparer les marchés du travail », Revue économique, vol.53, n ° 3, mai 2002, pp. 345-390.

NEWELL A., SYMONS J.-, « Corporation, Laisser-Faire and the rise of unemployment » - European economic review, 31, pp. 567-601.

OCDE [1989], Perspectives de l'emploi, Paris, 1989.

OCDE [1994], L'Etude sur l'emploi, Paris, 1994.

OCDE [2009], L'OCDE en chiffres 2008, Éditions OCDE, L'Observateur de l'OCDE, Paris.

PADAO-SCHIOPPA F. [1990], « Union Wage Setting and Taxation », Oxford Bulletin of Economics and Stastitics, n °2 (vol. 5 2), pp. 143-167.

PADAO-SCHIOPPA F. [1990], « Union Wage Setting and Taxation », Oxford Bulletin of Economics and Stastitics, n °2 (vol. 5 2), pp. 143-167.

PARIENTY A. [2003], « Le partage de la valeur ajoutée », Alternatives économiques, n ° 219, novembre. 2003, pp. 70-78.

PHILIPPON T. [1999], « Évaluation sectorielle des effets de l'allégement des charges sociales sur les bas salaires » , rapport pour la Chambre de Commerce et d'Industrie de Paris (CCIP), mai.

PHILLIPS A.W. [1958], « The relation between unemployment and the rates of change of money wages in the United Kingdom, 1862-1957 », Economia, 25, nov. 1958, pp. 283-299.

PIGOU A.C, «Real and money wages in relation to unemployment.», The Economic

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

journal, n ° 187, September 1937, pp. 406.

PIKETTY T. [1997], L'économie des inégalités, La découverte, coll. « Repères », Paris.

PIKETTY T. [1997], L'économie des inégalités, La découverte, coll. « Repères », Paris.

PIRIOU J.P [2001], La comptabilité nationale, 11e éd., La découverte, coll. « Repères », Paris.

REMY V. [2005], « Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allégements de cotisations sociales employeurs », Documents d'études Dares n ° 101, juillet.

REMY V. [2005], « Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allégements de cotisations sociales employeurs », Documents d'études, Dares, n ° 101, juillet.

REYNAUD B.[1994], Les théories du salaire, La découverte, coll. « Repères », Paris.

ROGUET B. [2004], « Le coût de la politique de l'emploi en 2002 », Bilan de la politique de l'emploi en 2002, Les dossiers de la Dares, La Documentation Française, Paris.

ROTHSCHILD M., STIGLITZ J. [1976], « Equilibrium in competitive insurance markets : an essay on the economics of imperfect information », The Quarterly Journal of Economics (QJE), vol-90, n ° 4 (novembr e 1976).

SALANIÉ B. [1999], « Une maquette analytique de long terme du marché du travail », Document de travail, n °9912 bis, INSEE , DESE ; Économie et Prévision n °146, 2000, pp. 1-15.

SCARTH W. [1997], A job-Creation Strategy for Governments with No Money, institut de recherche C-D Howe, Canada.

SCHUMPETER J. [1942], Capitalisme, socialisme et démocratie, Payot, coll. « Petite Bibliothèque Payot », traduction française 1969.

STOCK J. H., WATSON M.W. [1993], « A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », Econometrica, n°61(4), p. 113-144.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

TASSO G. [1991], « Financement de la protection sociale et évolution de la part salariale : une comparaison de trois économies européennes à l'épreuve des chocs pétroliers des années soixante-dix », Observations et diagnostics économiques n ° 35, actuel OFCE, janvier 1991, pp. 167-204.

TCHIBOZO G. [1997], Microéconomie approfondie, Armand Colin.

TURQUET P. [2002], « Les allégements de cotisations sociales dans le cadre des politiques publiques d'emploi françaises : objectifs et conséquences », Travail et emploi, n °90, avril 2002, pp. 69-86.

UCANSS-DFP [2003], Les réponses de la Sécurité sociale, Direction de la Prévision Union des Caisses Nationales de la Sécurité sociale, édition 2003.

VROMAN W. [1974 a], « Employer Payroll Tax incidence : Empirical Tests with Cross-Country Data », Finances Publiques, 24, pp. 184-200.

VROMAN W. [1974 b], « Employer Payroll Taxes and Money Wage Behavior », Applied Economics, 6, pp. 189-204.

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

LISTE DES TABLEAUX

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Tableau 1 Les effets à court et moyen terme de l'ajustement des cotisations-revenus dans le cadre du modèle macroéconomique traditionnel. 81

Tableau 2 Les effets de l'ajustement des cotisations dans le cadre macroéconomique traditionnel : une optique classique de long terme. 88

Tableau 3 Les effets de l'ajustement des cotisations dans les modèles de demande de travail macroéconomique. 96

Tableau 4 Les effets des ajustements de cotisations dans le cadre d'équilibre général néoclassique. 107

Tableau 5 La neutralité des ajustements de cotisations dans le modèle de chômage d'équilibre de Layard-Nickell-Jackman (absence de choc de productivité). ... .129

Tableau 6 Les effets de l'ajustement des cotisations dans le modèle de chômage d'équilibre à la Layard-Nickell-Jackman : la thèse de l'équivalence fiscale des cotisations en cas de choc de productivité. 134

Tableau 7 L'impact de l'ajustement des cotisations dans les modèles de chômage d'équilibre avec un terme de productivité : le cas général avec une spécification de la fonction de production de type CES. 137

Tableau 8 Les effets des ajustements de cotisations dans le modèle « intégré » de chômage d'équilibre. 143

Tableau 9 L'impact du reprofilage des taux de cotisations sur le salaire et l'emploi. 153

Tableau 10 Les effets de l'ajustement des cotisations sur le coût du travail et l'emploi : la typologie des thèses en matière d'incidence parafiscale. 158

Tableau 11 Les facteurs explicatifs du chômage d'équilibre en France : les résultats des principaux travaux empiriques. 195

Tableau 12 L'impact de la hausse d'un des éléments du coin salarial sur le coût du travail. 198

Tableau 13 L'architecture des cotisations obligatoires assises sur les salaires :

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

l'état des lieux. 238

Tableau 14 La quote-part contributive et redistributive dans la hausse du coin social global (1978-2008). 268

Tableau 15 La répartition du poids de la hausse du coin social global sur les employeurs et les salariés (1978-2008).....271

Tableau 16 Le montant des allégements de charges sociales et l'indice de concentration par secteur d'activité. 295

Tableau 17 La croissance du salaire net horaire réel de court terme : les résultats économétriques des principales spécifications avec le coin global (1978-2008).....350

Tableau 18 La croissance du salaire net réel avec un coin contributif et redistributif : les résultats économétriques des principales spécifications avec le coin social différencié (1978-2008). 355

Tableau 19 L'estimation de l'équation statique des salaires nets réels trimestriels : la dynamique de long terme (1978-2008).....362

Tableau 20 Les résultats du modèle à correction d'erreur de la croissance des salaires nets réels trimestriels : la dynamique de court terme (1978-2008) -coin global-. 364

Tableau 21 Les résultats du modèle à correction d'erreur de la croissance des salaires nets réels trimestriels : la dynamique de court terme (1978-2008) - coin différencié-. 366

Tableau 22 Le cumul de la ristourne Bas salaires (RBS) pour l'emploi d'un salarié à temps partiel : l'évaluation de l'avantage financier (en pourcentage du salaire brut). 411

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

LISTE DES GRAPHIQUES

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 1 L'évolution du coin social moyen à partir des données de la comptabilité nationale. 243

Graphique 2 Le coin social global effectif moyen : niveau et évolution. 247

Graphique 3 Le coin social obligatoire au niveau du SMIC: rapport coût du travail sur salaire net 249

Graphique 4 Le coin social obligatoire au niveau du salaire médian. 250

Graphique 5 Le coin social obligatoire au niveau du salaire moyen. 251

Graphique 6 Le coin social obligatoire au niveau du neuvième décile. 252

Graphique 7 Le coin social au niveau du salaire égal à sept fois le SMIC. 253

Graphique 8 L'évolution comparée du coin social effectif moyen : distribution stable ou variable des salaires 255

Graphique 9 La modification de la pression sociale (rapport coût du travail sur salaire net) 256

Graphique 10 Vers une plus grande progressivité globale effective des cotisations sociales. 258

Graphique 11 L'indice de progressivité des cotisations patronales et salariales. .259

Graphique 12 L'indice de progressivité des cotisations sociales contributives et redistributives. 260

Graphique 13 La progressivité des cotisations salariales et patronales contributives. 261

Graphique 14 La progressivité des cotisations salariales et patronales redistributives. 262

Graphique 15 L'évolution des cotisations contributives et redistributives : la logique d'assurance sociale individualisée de plus en plus favorisée. 267

Graphique 16 Le coin social patronal et salarial : niveau et évolution.....270

Graphique 17 Le coin patronal contributif et redistributif. 272

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Graphique 18 Le coin salarial contributif et redistributif. 273

Graphique 19 Le montant des exonérations de cotisations sociales (en milliards d'euros). 275

Graphique 20 Les principales mesures de réduction des charges sociales patronales (montant en pourcentage du SMIC brut mensuel) : Fenêtre, Ampleur, Forme. 283

Graphique 21 Les montants des cotisations sociales patronales de sécurité sociale dans le bas de l'échelle salariale. 286

Graphique 22 L'indice des cotisations sociales sur les bas salaires compte tenu de la réduction par paliers (Base 100 au SMIC). 287

Graphique 23 L'indice des prélèvements sur les bas salaires tenant compte du dispositif de la ristourne unique dégressive (Base 100 au SMIC).....289

Graphique 24 L'indice des cotisations sociales sur les bas salaires compte tenu des allégements réduction temps du travail (Base 100 au SMIC). 290

Graphique 25 Les effets des allégements de charges sociales des principaux dispositifs : hausse du coût du travail en euros. 292

Graphique 26 Coin social global moyen effectif. 332

Graphique 27 Coin social contributif et coin social redistributif. 333

Graphique 28 Indice de progressivité globale des cotisations sociales. 334

Graphique 29 Le salaire horaire net trimestriel en euros constants (déflaté aux prix à la consommation base 100 en 2000).....335

Graphique 30 Termes de l'échange (pva-pc) - (1 + taux) base 100 en 1978T1....337

Graphique 31 Durée moyenne effective du travail (CVS-CJO). 339

Graphique 32 Productivité horaire du travail (VA en volume par heures travaillées CVS CJO), base 100 en 1978T1. 340

Graphique 33 Taux de chômage au sens du BIT (CVS). 342

Graphique 34 SMIC horaire en euros constants (base 100 en 2000). 344

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

LISTE DES FIGURES

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Figure 1 L'impact de la hausse des cotisations sur le coût du travail et l'emploi : la vieille controverse théorique. 16

Figure 2 Les effets sur l'emploi de l'ajustement à la hausse des cotisations : le modèle à salaire net rigide.....37

Figure 3 Les effets ultimes de l'introduction de cotisations-taxes dans un marché du travail flexible. 59

Figure 4 L'illustration théorique de l'effet Laffer des cotisations-taxes. 65

Figure 5 Les ajustements en œuvre en cas de hausse des cotisations salariales ou patronales : la mise en évidence de l'équivalence de ces deux types de cotisations lorsqu'elles sont perçues comme des taxes. 67

Figure 6 Le modèle WS-PS standard. 118

Figure 7 La courbe de négociations salariales verticale : cas de la neutralité des cotisations. 128

Figure 8 La courbe de négociations salariales verticale : cas de l'équivalence fiscale des cotisations. 132

Figure 9 Les ajustements sur le marché du travail suite à l'introduction de la cotisation-revenu en cas de perception nulle.....305

Figure 10 L'introduction de cotisations en cas de perception "non nulle" : les ajustements en œuvre. 307

Figure 11 Une perception différenciée des cotisations assurantielles et redistributives : le cas d'une perception globale partielle des cotisations. 309

Figure 12 L'effet de l'introduction des cotisations-revenus différés sur l'offre de travail : illustration graphique simplifiée. 397

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

LISTE DES ENCADRÉS

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Encadré 1 Première phase de l'étude de l'incidence des cotisations : les ajustements ''internes'' à production constante. 39

Encadré 2 Le choix de la spécification de la fonction de production modifierait la donne en matière d'incidence des cotisations : le rôle essentiel de l'élasticité partielle de substitution entre les facteurs de production. 40

Encadré 3 Seconde phase de l'étude de l'incidence des cotisations : un contexte de concurrence monopolistique à production variable. 43

Encadré 4 L'impact positif sur l'emploi global de la réduction des charges sociales sur les bas salaires : démonstration. 55

Encadré 5 Le lien cotisations- coût du travail- emploi en économie fermée : les arguments théoriques d'une telle option. 75

Encadré 6 La question du lien entre le prix du travail et le partage de la valeur ajoutée : le rôle central du degré de substituabilité des facteurs de la fonction de production macroéconomique. 98

Encadré 7 L'esquisse d'une demande agrégée de travail selon la logique des entreprises représentatives. 101

Encadré 8 Le problème de l'identification dans les modèles WS PS : une présentation simplifiée. 122

Encadré 9 Les tentatives de mesure du coût d'usage du capital : les démarches et les difficultés. 186

Encadré 10 La nature du système des prélèvements et la question de l'efficacité redistributive du système social. 263

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

TABLE DES ANNEXES

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 1 Les principales étapes de la mise en place de la protection sociale : Un bref rappel historique. 385

Annexe 2 Les principales mesures de réduction des charges sociales : les quatre catégories de mesures en faveur de l'emploi. 388

Annexe 3 La législation sociale en vigueur sur les salaires : quelques tableaux illustratifs. 389

Annexe 4 La mesure de l'indice de progressivité globale des cotisations. 393

Annexe 5 Le lien positif entre l'offre de travail et les cotisations-revenus différés : une tentative d'illustration microéconomique simplifiée. 395

Annexe 6 L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France. ..

.....399

Annexe 7 Les sources alternatives de financement de la protection sociale : portées et limites. 400

Annexe 8 La réduction des charges sociales : bilan des travaux d'évaluation existants. 404

Annexe 9 Les critiques qualitatives des mesures de réduction de cotisations sociales ciblées sur les bas salaires. 410

Annexe 10 Le système intégré de prélèvements et transferts sociaux français produirait-il des effets désincitatifs sur l'offre de travail ? 414

Annexe 11 La théorie de la co-intégration. 419

Annexe 12 La « nécessaire » régulation publique des assurances fondamentales : les principaux arguments. 421

Annexe 13 La détermination de la demande de travail de long terme.....426

Annexe 14 Les équations de salaire net horaire réel avec le coin social global : quelques spécifications. 430

Annexe 15 Les équatons de salaire net horaire réel avec un coin social redistributif et contributif. 448

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Annexe 16 Les spécifications de type Engle-Granger : estimations de long terme et modèles à correction d'erreur de court terme. 464

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

TABLE DES MATIÈRES

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

Remerciements 8

Introduction générale.....11

TOME 1 L'économie de la parafiscalité : analyses et débats. 28

Partie 1 L'analyse économique de l'incidence des cotisations sur le salaire, le coût du travail et l'emploi : une revue critique de la littérature théorique. 29

Chapitre 1 L'étude de l'impact des cotisations sur le coût du travail et l'emploi macroéconomique dans les modèles d'équilibre partiel. 33

1. La rigidité ex ante des salaires nets face aux chocs de cotisations-taxes : le lien entre le coût salarial et la demande de travail. 35

1.1. L'étude des effets de la fiscalité du travail sur l'emploi : de l'introduction graphique à la formalisation théorique. 36

1.1.1. Demande conditionnelle de travail en cas de chocs de cotisations : la formalisation. 38

1.1.2. Demande inconditionnelle de travail en cas d'ajustement de cotisations : la formalisation de l'effet-compétitivité. 42

1.2. Les effets des ajustements de cotisations sur l'emploi : les principales leçons théoriques. 46

1.2.1. Les effets de l'augmentation des cotisations sur l'emploi. 46

1.2.2. Les effets des allégements de charges sociales sur l'emploi : les résultats théoriques. 47

1.2.3. La question du financement des allégements de charges sociales : quelles conséquences sur l'embauche ? 49

1.3. Le modèle à salaires rigides en cas de facteur travail hétérogène : les leçons de l'incidence parafiscale. 51

1.3.1. L'impact théorique d'une baisse des charges sociales ciblée sur les bas salaires : quels effets sur l'emploi « bas salaires » et « hauts salaires » ? 52

1.3.2. Le ciblage de la réduction des cotisations sociales sur les bas salaires : quel impact sur l'emploi global ? 54

2. Les effets de l'ajustement des cotisations-taxes dans un contexte de flexibilité ex ante des salaires aux chocs de cotisations : l'hypothèse de la translation régressive des employeurs. 57

2.1. Les effets des ajustements des cotisations-taxes sur les salaires et l'emploi : de l'introduction graphique à la formalisation théorique. 58

2.1.1. Introduction graphique classique. 58

© 2010 Tous droits réservés.

http://doc.univ-lille1.fr

2.1.2. Les conséquences des ajustements de cotisations-taxes : le lien négatif entre le taux de cotisations et l'emploi. 60
2.2. Quid de la fameuse courbe en cloche de Laffer en matière d'incidence parafiscale ? 64
2.3. Autre leçon en matière d'incidence parafiscale : le rejet de la distinction classique cotisations patronales versus cotisations salariales (le théorème d'invariance de l'incidence des cotisations). 66

Chapitre 2 Les effets de l'ajustement des cotisations dans les modèles d'équilibre général : quel(s) lien(s) cotisations- coût du travail- emploi ?.....69

1. Le(s) lien(s) entre le coin socio-fiscal et l'emploi dans les modèles macroéconomiques traditionnels. 72

1.1. Les effets conjoncturels de l'ajustement des cotisations sur l'emploi : un « lien de système » dans une optique de demande effective. 74
1.1.1. Des hypothèses de base à la formalisation de l'équation d'emploi. 74
1.1.2. L'incidence des variations de cotisations à court terme : arguments et limites. 80
1.2. L'impact des ajustements de cotisations sur l'emploi à long terme. 85
1.2.1. Raisonnements théoriques et formalisation de l'équation d'emploi d'équilibre de long terme. 86
1.2.2. La leçon d'incidence des cotisations à long terme : arguments et limites. 88
1.3. Les leçons d'incidence parafiscale dans les modèles macroéconomiques traditionnels : rappel et critiques. 89

2. Les effets de l'ajustement des cotisations dans les modèles macroéconomiques de demande de travail : la démarche de "l'entreprise représentative".....93

2.1. La formalisation de l'équation d'emploi dans les modèles macroéconomiques et les principales leçons d'incidence des cotisations. 93
2.2. Les autres leçons en matière d'incidence des cotisations et les principales critiques. 97

3. Les effets de la fiscalité du travail dans un contexte d'ajustement de l'offre agrégée de travail et de capital : vers une analyse "plus large" de l'incidence des cotisations-taxes.....104

3.1. La formalisation du modèle néoclassique d'incidence des cotisations en termes d'équilibre général et les principales leçons en matière de fiscalité du travail. 105
3.1.1. La maquette d'équilibre général. 105

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.1.2. Les principales leçons en matière d'incidence parafiscale. 107
3.2. Les autres leçons en matière d'incidence des cotisations : cas de réductions de charges sociales financées. 109
3.2.1. Cas d'élasticités d'offre de capital et de travail identiques. 109
3.2.2. Une taxation de l'activité productive : cas de l'impôt sur les sociétés. 110
3.2.3. Une taxation des dividendes ou des capitaux détenus par les ménages français. 111
3.3. Les limites du modèle d'incidence néoclassique d'équilibre général. 112
3.3.1. La taxation du capital comme unique déterminant de la mobilité des capitaux : une hypothèse trop simplificatrice. 112
3.3.2. Des comportements économiques difficilement repérables économétriquement. 112

Chapitre 3 L'impact des variations de cotisations dans les modèles de chômage d'équilibre : la fiscalité du travail dans les "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations. 114

1. La question de l'impact du coin socio-fiscal sur le chômage d'équilibre à partir du modèle WS-PS standard. 116

1.1. Le modèle WS-PS : l'instrument d'évaluation macro-économique par excellence des politiques actives de l'emploi. 117
1.2. La formalisation du modèle WS-PS et les thèses en matière d'incidence des cotisations concurrentes. 120

2. L'étude de l'incidence du coin socio-fiscal dans le cadre des modèles de négociations salariales. 124

2.1. Ajustement des cotisations et emploi dans le cadre du modèle de négociations salariales de Layard-Nickell-Jackman. 124
2.1.1. Les conditions d'identification des formes structurelles des équations de salaires et de prix : l'option à la Layard-Nickell-Jackman. 124
2.1.2. La thèse de la neutralité parafiscale de Layard-Nickell-Jackman. 125
2.2. L'étude de l'impact de la fiscalité du travail dans le cadre des modèles de négociations salariales à partir de spécifications différentes de celles de Layard-Nickell-Jackman. 130
2.2.1. Les effets de l'ajustement des cotisations sur le chômage d'équilibre en cas de non uniformité du coin socio-fiscal ou de choc de productivité : la thèse de l'équivalence fiscale des cotisations. 131
2.2.2. Les effets des ajustements de cotisations sur le chômage d'équilibre avec

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

une spécification de la fonction de production de type CES : le cas général. 134
3. L'impact des ajustements de cotisations dans le cadre du modèle "intégré" de négociations salariales et de salaires d'efficience. 138
3.1. Le modèle "intégré" de chômage d'équilibre : formalisation et résolution. 140
3.2. Les effets de la modification des cotisations dans le modèle "intégré" de chômage d'équilibre : l*es* principales leçons théoriques. 142
3.3. La question de l'impact du reprofilage des taux de cotisation dans les "nouveaux" modèles d'incidence des cotisations. 145
3.3.1. L'impact du reprofilage des taux de cotisations sur les salaires et l'emploi : l'étude de différents régimes. 146
3.3.2. Les effets du reprofilage des taux de cotisations en cas de négociations salariales. 152

Conclusion 156

Partie 2 Liens entre les cotisations, le coût du travail, l'emploi : une revue de la littérature empirique. 159

Chapitre 4 Les principales leçons en matière d'incidence des cotisations : une large revue de la littérature empirique à facteur travail homogène..... 161

1. L'évaluation de l'impact des cotisations sur l'emploi à partir de données désagrégées : les principaux travaux existants. 163
1.1. Une grande série de travaux proposant une élasticité de l'emploi au coût relatif salarial significativement négative : une confirmation des prédictions du modèle néoclassique d'incidence des cotisations-taxes. 163
1.2. D'énormes difficultés à confirmer une élasticité de l'emploi au coût salarial élevée de manière robuste : la fragilité des démarches d'évaluation choisies. 165
2. L'évaluation de l'impact des cotisations sur l'emploi à partir de données agrégées françaises : l'une des impasses majeures de l'économie appliquée de la fiscalité du travail..... 169
2.1. Les effets des cotisations sur l'emploi dans les modèles macroéconométriques traditionnels : des démarches d'évaluation complexes. 171
2.1.1. La cotisation, un instrument de la politique publique de l'emploi : les arguments et les critiques. 171
2.1.1.1. La cotisation comme instrument de la redistribution directe des revenus : les tenants et aboutissants des principaux débats. 172
2.1.1.2. L'allégement des charges sociales pour relancer l'emploi via le

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

déficit public : indications et limites.....179
2.1.2. L'évaluation quantitative des réformes de cotisations patronales financées dans les modèles macroéconométriques usuels des administrations économiques publiques : résultats et limites. 180
2.1.2.1. Les effets des baisses compensées de cotisations sur l'emploi : des résultats souvent modestes.....180
2.1.2.2. Des analyses d'incidence macroéconomique très discutables : comportements non repérables économétriquement, effets désinflationnistes trop prépondérants.....182
2.2. La problématique de l'absence de substitution macroéconomique entre le travail et le capital dans les modèles macroéconométriques de demande de travail : résultats, portées et limites. 183
2.2.1. La spécification de la demande de travail macroéconomique selon la logique des coûts séparés : la mesure de l'élasticité de l'emploi au coût salarial.185
2.2.2. Les limites des différentes démarches d'évaluation macroéconométrique : les lacunes de spécification de la demande de travail. 188
3. L'évaluation quantitative des effets des cotisations dans les nouvelles maquettes de salaires et de prix : la mise en évidence de liens spécifiques entre les cotisations et les salaires nets. 193
3.1. Les évaluations empiriques de l'impact des chocs de cotisations sur le chômage d'équilibre : neutralité vs incidence positive, un débat encore ouvert. 194
3.2. Les limites des "nouvelles" démarches d'évaluation : l'impasse méthodologique et empirique. 200
Chapitre 5 L'incidence des cotisations sur le coût et l'emploi des différentes catégories de main d'œuvre : les termes des débats autour de l'incidence des réductions de charges sociales. 201
1. Les effets des allégements ciblés de charges sociales sur l'emploi : les principales études prospectives.....205
1.1. Les travaux d'évaluation prospective des réductions de charges sociales bas salaires suivant les démarches usuelles. 205
1.1.1. Les modèles macro-économétriques traditionnels. 205
1.1.2. Les maquettes d'équilibre général calculable de l'économie française. 207
1.1.3. Les formes réduites de la demande de travail macroéconomique. 208
1.2. Les travaux d'évaluation prospective des effets des allégements de charges sociales suivant des démarches assez originales. 209

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.2.1. Les modèles de microsimulation structurels. 209
1.2.2. Les modèles d'appariement à destructions et créations d'emplois. 210
2. Les effets sur l'emploi des réductions de charges sociales bas salaires dans les études rétrospectives : les termes essentiels des débats en cours. 212
2.1. Les travaux rétrospectifs portant sur des données individuelles d'entreprises : le cas de la méthode quasi-expérimentale de Crépon et Desplatz. 212
2.1.1. La méthodologie adoptée pour capter les effets sur l'activité et l'emploi des baisses de cotisations bas salaires. 212
2.1.2. L'impact sur l'emploi des catégories de main d'œuvre de la ristourne à travers les rétroactions microéconomiques : résultats et limites. 213
2.2. Les récents travaux dévaluation *ex post* des effets de la ristourne via la formation des salaires catégoriels et la demande de travail à partir des données sectorielles : portées et limites. 219
2.2.1. La méthodologie adoptée pour capter les effets liés à la modification de la fiscalité du travail : Des relais en œuvre dans la formation des salaires aux effets nets sur la demande de travail qualifié et non qualifié. 221
2.2.1.1. Les effets des ajustements de cotisations sur le pouvoir d'achat des salaires : les multiples relais en jeu. 221
2.2.1.2. Les effets ultimes des ajustements de cotisations sur la demande de travail.....222
2.2.2. Les effets de la réduction de cotisations ciblée sur l'emploi : résultats et limites. 223

Conclusion 229

TOME 2 La théorie de la perception des cotisations passée au crible de trente années d'expérience française (de la fin des années soixante-dix à nos jours).....233

Partie 3 l'analyse empirique et economique des cotisations assises sur les salaires en France (1978-2008).....234

Chapitre 6 L'analyse descriptive des prélèvements assis sur les salaires de 1978 à nos jours : la reconstitution de séries temporelles trimestrielles à partir des barèmes sociaux légaux en vigueur. 236

1. L'analyse descriptive du coin social global : des données de la comptabilité nationale à celles de la législation sociale en vigueur. 241

1.1. L'évolution des taux de cotisations sociales obligatoires à partir des comptes nationaux. 241

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.1.1. Le traitement des cotisations sociales dans la comptabilité nationale. 241
1.1.2. Les taux moyens de cotisations sociales calculés à partir des comptes nationaux. 242
1.2. L'étude du coin social trimestriel à partir des données de la Législation sociale en vigueur : une analyse globale et détaillée du niveau, de l'évolution et de la progressivité des prélèvements. 245
1.2.1. Niveau et évolution du taux moyen effectif social global trimestriel : trente années d'expérience française (1978-2008). 245
1.2.1.1. Le traitement des cotisations sociales et fiscales sur les salaires. 245
1.2.1.2. Le taux moyen effectif des cotisations sociales assises sur les salaires. 247
1.2.2. Le coin social moyen effectif par niveau de salaire : la distribution des taux de cotisations sociales dans la hiérarchie des salaires. 248
1.2.2.1. Le taux de cotisations sociales au niveau du SMIC. 248
1.2.2.2. Le taux de cotisations sociales au niveau du salaire médian. 250
1.2.2.3. Le taux de cotisations sociales au niveau du salaire moyen. 250
1.2.2.4. Le taux de cotisations sociales au niveau du dernier décile. .252
1.2.2.5. Le taux de cotisations sociales au niveau de sept fois le SMIC. 253
1.2.3. La progressivité des cotisations sociales obligatoires (globale, patronale, salariale, contributive et redistributive). 254
1.2.3.1. Le profil de la pression sociale sur l'ensemble de l'échelle des salaires : les principales modifications dans la structure des taux de cotisations entre 1978 et 2008. 254
1.2.3.2. La mesure de l'indice de progressivité globale des cotisations sociales : d'un système dégressif à un système progressif. 257
1.2.3.3. L'indice de progressivité des cotisations sociales patronales et salariales. 259
1.2.3.4. L'indice de progressivité des cotisations contributives et redistributives 260
2. Les causes ou facteurs explicatifs de la croissance du coin social global. 265
2.1. Vers un système de prélèvement social de plus en plus contributif : la forte croissance relative des cotisations d'assurance sociale individualisée. 266
2.2. Les contributions à la hausse du coin social des cotisations redistributives et

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

contributives : la prépondérance des cotisations contributives d'assurance sociale individualisée. 268
2.3. Qui "supporte" plus le fardeau de la hausse du coin social : les employeurs ou les salariés ? 269
2.3.1. L'évolution de la pression sociale salariale et patronale : les salariés de plus en plus prélevés. 269
2.3.2. La quote-part respective dans la hausse du coin social global des employeurs et des salariés : le poids social prépondérant supporté par les salariés. 271
3. L'étude des principales mesures d'allégement de charges sociales : les dispositifs, les profils et la distribution des exonérations.....274
3.1. Les principaux dispositifs de réduction des charges sociales. 275
3.1.1. Les réductions de cotisations sur les bas salaires (RBS). 275
3.1.2. Les autres types de réduction de charges sociales non spécifiquement ciblés sur les bas salaires. 278
3.2. Les profils des principaux dispositifs de réduction de cotisations : "fenêtre", "ampleur", et "forme". 283
3.3. Les effets des réductions de cotisations sociales sur les carrières salariales : la problématique des effets « trappes à bas salaires » ? 285
3.3.1. La progression des cotisations obligatoires dans le bas de l'échelle salariale suite aux réductions des cotisations sociales. 286
3.3.2. Les variations du coût du travail dans le bas de l'échelle salariale. 291
3.4. La distribution sectorielle et régionale des exonérations de cotisations sociales : les facteurs explicatifs des disparités. 294
3.4.1. Le recours aux mesures d'exonération de cotisations selon le secteur d'activité. 295
3.4.2. Le recours aux mesures de réduction de charges sociales selon les régions. 297
Chapitre 7 Un réexamen théorique du lien entre les variations du taux de cotisations, le coût du travail et l'emploi : la théorie de la perception des cotisations. 300
1. L'analyse des effets des ajustements de cotisations sur le salaire, selon le degré de perception des cotisations, et l'emploi : une reformulation des effets théoriques de la variation du taux de cotisations.....304
1.1. L'étude des effets de l'ajustement des cotisations sur le salaire et l'emploi : illustrations graphiques. 304

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

1.1.1. Quand les cotisations ne sont pas perçues comme des éléments de la rémunération ressentie : l'équivalence entre la perception nulle et la cotisation-taxe. 304

1.1.2. Quand les cotisations sont en partie ou totalement perçues comme des éléments de la rémunération ressentie. 306

1.1.3. Quand les cotisations sociales sont différemment perçues par les salariés : la distinction cotisations d'assurance sociale individualisée et cotisations redistributives de solidarité nationale (les effets de dilution). 308

1.2. Les effets des ajustements de cotisations selon leur degré de perception : la formalisation des principales leçons. 310

1.2.1. Le modèle d'équilibre partiel avec des cotisations : formalisation et résolution. 310

1.2.2. Le degré de substituabilité entre le salaire et la cotisation : la théorie de la perception des cotisations. 312

1.2.3. Les principales thèses en matière d'incidence parafiscale : De la thèse de l'incidence parafiscale intégrale à celle de la neutralité ex ante des cotisations suivant l'approche séquentielle des modèles de négociation salariale. 313

2. La problématique de la perception des cotisations dans une modélisation de la négociation salariale. 316

2.1. L'extension du modèle d'équilibre partiel d'incidence parafiscale avec perception des cotisations vers un modèle de négociations salariales : les étapes de la formalisation. 317

2.2. L'interprétation économique des principaux déterminants et aspects du modèle de négociations salariales avec perception des cotisations. 318

2.2.1. Le degré de perception des cotisations dans le modèle de négociations salariales : même signification et portée que dans le modèle partiel concurrentiel précédent (Théorie de la perception des cotisations). 318

2.2.2. Le salaire de réservation dans le modèle des négociations salariales. 319

2.2.3. La spécification de la fonction d'utilité des syndicats à partir de l'élasticité de l'offre de travail (fonction d'utilité dite "Rawlsienne" versus fonction d'utilité dite de "l'électeur médian"). 320

2.2.4. Une interprétation alternative de l'équation de demande de travail dans le cadre des négociations salariales entre patronat et syndicat *(modèle du droit à gérer* versus modèle du contrat optimal*)*. 321

2.3. L'effet de l'ajustement du niveau des cotisations sur la formation des salaires nets et l'emploi d'équilibre : de la thèse de l'incidence fiscale intégrale à celle de la

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr

neutralité *ex ante* des cotisations. 322

Chapitre 8 L'incidence de la variation des cotisations sur la formation des salaires nets : les déterminants du salaire, la construction des séries, et les résultats de la modélisation macroéconométrique (1978-2008). 327

1. Les éléments introductifs de la modélisation macroéconométrique et l'analyse empirique des données : champ d'étude, séries construites, indicateurs, signes attendus des coefficients, et choix de spécifications. 331

1.1. Le champ, les données, les variables et autres indicateurs : le rappel descriptif. 331

1.1.1. Bref rappel des indicateurs de la pression sociale. 332

1.1.2. Le salaire horaire net réel moyen. 335

1.1.3. Les termes de l'échange. 336

1.1.4. La durée effective du travail. 338

1.1.5. La productivité horaire ou efficience moyenne du travail. 340

1.1.6. Le taux de chômage. 342

1.1.7. Le salaire minimum horaire réel. 344

1.2. Les arguments théoriques concernant les signes attendus des coefficients des différents déterminants du salaire. 345

2. La question de la flexibilité spécifique des salaires nets aux chocs de cotisations : un premier regard économétrique. 347

2.1. Le choix des différentes spécifications d'équations de salaires de court terme. 347

2.2. Les principaux résultats économétriques des estimations d'équations de salaire net de court terme - cas du coin social agrégé -. 349

2.3. Le degré de perception des cotisations selon leur nature redistributive ou contributive : « effet de dilution » ou « effet pot-commun » ? 354

3. Le processus d'ajustement de court terme des salaires corrigé de l'écart à la cible d'équilibre de « long terme économétrique » : les modèles à correction d'erreur de type Engle-Granger. 357

3.1. Les spécifications de long et court terme retenues. 358

3.2. La croissance de long terme du salaire net horaire réel : les principaux résultats économétriques. 361

3.3. La dynamique de court terme des salaires : les principaux résultats économétriques. 363

3.3.1. Le cas du coin agrégé. 363

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

3.3.2. Le cas du coin social désagrégé. 366

Conclusion 372

Conclusion générale.....375

Annexes 384

Annexe 1 Les principales étapes de la mise en place de la protection sociale : Un bref rappel historique. 385

Annexe 2 Les principales mesures de réduction des charges sociales : les quatre catégories de mesures en faveur de l'emploi. 388

Annexe 3 La législation sociale en vigueur sur les salaires : quelques tableaux illustratifs. 389

Annexe 4 La mesure de l'indice de progressivité globale des cotisations. 393

Annexe 5 Le lien positif entre l'offre de travail et les cotisations-revenus différés : une tentative d'illustration microéconomique simplifiée. 395

Annexe 6 L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France. 399

Annexe 7 Les sources alternatives de financement de la protection sociale : portées et limites. 400

Annexe 8 La réduction des charges sociales : bilan des travaux d'évaluation existants. 404

Annexe 9 Les critiques qualitatives des mesures de réduction de cotisations sociales ciblées sur les bas salaires. 410

Annexe 10 Le système intégré de prélèvements et transferts sociaux français produirait-il des effets désincitatifs sur l'offre de travail ? 414

Annexe 11 La théorie de la co-intégration. 419

Annexe 12 La « nécessaire » régulation publique des assurances fondamentales : les principaux arguments. 421

Annexe 13 La détermination de la demande de travail de long terme. 426

Annexe 14 Les équations de salaire net horaire réel avec le coin social global : quelques spécifications. 430

Annexe 15 Les équatons de salaire net horaire réel avec un coin social redistributif et contributif. 448

Annexe 16 Les spécifications de type Engle-Granger : estimations de long terme et modèles à correction d'erreur de court terme. 464

Bibliographie 502

Liste des tableaux 517

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Liste des graphiques 520

Liste des figures 523

Liste des encadrés 525

Table des annexes 527

Table des matières 530

© 2010 Tous droits réservés.
http://doc.univ-lille1.fr

Thèse de Safikhou Dieng, Lille 1, 2009

DOCTORAT DE L'UNIVERSITE LILLE 1

Discipline : Sciences Économiques

NOM/PRENOM DU CANDIDAT : **Safikhou DIENG** **N° d'ordre : 40104**

JURY :

Directeur de Thèse : Nicolas VANEECLOO, Professeur, Université Lille 1 Sciences et Technologies

Rapporteurs : Yannick L'HORTY, Professeur, Université d'Évry-Val d'Essonne
François LEGENDRE, Professeur, Université Paris 12

Membres : Jean-Louis CAYATTE, Professeur, Université Paris 12
Daniel SZPIRO, Professeur, Université Lille 1 Sciences et Technologies

TITRE DE LA THESE :

Cotisations, coût du travail et emploi :

les leçons de l'expérience française à la lumière de la théorie économique de la parafiscalité.

RESUME :

Après la fin des « trente glorieuses » (1945-1975), années de forte croissance économique et de plein emploi durant lesquelles les dépenses sociales étaient aisément financées, sont venues les années où le déficit de la Sécurité sociale n'a cessé de se creuser. La notion de « trou de la Sécurité sociale », exagérément introduite dans le débat des années soixante, est devenue une réalité. Cette situation a sans doute changé la donne. Car l'opinion courante de cotisations perçues comme des revenus différés est apparue fragilisée. Dès lors, le poids des cotisations assises sur les salaires, principale source de financement de la protection sociale, est devenu un sujet récurrent aux enjeux économiques, financiers, politiques et sociaux considérables. Les vives inquiétudes alimentées par l'opinion cent fois affirmée du caractère supposé nocif pour l'emploi du poids prépondérant des cotisations sont constamment renouvelées mais souvent contestées. Quelles sont alors les fondements et arguments théoriques et empiriques des uns et des autres ? Et comment ces débats vifs et souvent passionnés, entre citoyens, décideurs publics et intellectuels français ont-ils évolué ? Quels sont les éléments de réponse fournis par notre étude théorico-empirique couvrant les trente dernières années en France (1978-2008) ?

Notre travail de recherche est structuré en huit chapitres qui restituent de manière cohérente et imbriquée l'ensemble du contenu de la thèse en suivant la forme classique d'une démarche scientifique pertinente : d'abord on met en évidence dans un premier volume, l'état de la réflexion économique sur l'incidence des cotisations (ruptures et filiations) aboutissant à une typologie des différentes thèses en matière d'incidence parafiscale ; puis on tente de vérifier la validité de ces thèses à partir des travaux empiriques nationaux et étrangers produits par la communauté scientifique ; et enfin, on propose dans un second volume, pour une clarification des termes du débat portant sur l'incidence globale des cotisations, une contribution à la fois descriptive (faits stylisés), théorique (un retour sur les acquis de la littérature pour une présentation condensée de l'hypothèse de la perception des cotisations), et économétrique (données trimestrielles et sectorielles sur la période 1978-2008, dont le centre, 1993, correspond au début des allègements de charges sur les bas salaires en France). Il s'agit d'une thèse d'économie appliquée qui combine ainsi un vaste survol de la littérature théorique et empirique avec un travail original de description et d'évaluation macroéconométrique.

La thèse principale est que les cotisations sociales, qu'elles soient contributives ou non, sont perçues en grande partie par les ménages comme des éléments de revenus différés. Une hausse de la pression sociale modère les salaires nets et n'est répercutée que très faiblement sur le coût du travail. Le message véhiculé est le suivant : tous comptes faits, l'atonie de l'emploi au cours de ces trois dernières décennies n'est vraisemblablement pas imputable à la forte augmentation du fameux « coin social » (environ 50 %, malgré les importantes réductions de charges sociales patronales de près de 4% de la masse salariale nette en moyenne depuis 1993). Cette hausse du coin global n'aurait en fait joué aucun rôle nocif majeur dans la situation de l'emploi. Et que, réciproquement, il apparaît indispensable d'intégrer la question de l'effet *ex ante* sur les salaires de la variation des cotisations (perception) dans les études d'évaluation de la première des politiques publiques de l'emploi en France ciblées sur les bas et moyens salaires - le tiers de l'ensemble des dépenses actuelles pour l'emploi, près de 28 milliards d'euros -.

Soutenance le Jeudi 10 Décembre 2009 à 14 Heures 30
Bâtiment SH1 Salle 31

© 2010 Tous droits réservés. http://doc.univ-lille1.fr