Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

UNIVERSITÉ DES SCIENCES ET TECHNOLOGIES DE LILLE
Faculté des Sciences Économiques et Sociales
École doctorale SESAM

CHÔMAGE STRUCTUREL ET DIFFICULTÉS D'APPARIEMENT

Analyse théorique et application à la France

THÈSE

pour obtenir le grade de

Doctorat en Espace Européen Économique et Social

présentée et soutenue publiquement par

Bénédicte MAILLARD-ADAMIAK

le 18 novembre 2008

Sous la direction de :

M. Henri SNEESSENS, Professeur à l'Université Catholique de Louvain

MEMBRES DU JURY

M. Hubert JAYET, Professeur à l'Université des Sciences et Technologies – Lille I, président
M. Bruno VAN DER LINDEN, Professeur à l'Université Catholique de Louvain, rapporteur
M. Dominique REDOR, Professeur à l'Université de Marne-la-Vallée, rapporteur
M. Jean-Philippe BOUSSEMART, Professeur à l'Université Charles de Gaulle – Lille III

http://www.univ-lille1.fr/bustl

À Raphaëlle et Claire

L'Université des Sciences et Technologies de Lille n'entend donner aucune approbation, ni improbation aux opinions émises dans les thèses. Ces opinions devront être considérées comme propres à leurs auteurs.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à remercier vivement le Professeur Henri SNEESSENS pour ses précieux conseils et son soutien.

J'exprime aussi ma profonde reconnaissance aux Professeurs Bruno VAN DER LINDEN et Dominique REDOR, pour avoir accepté d'être rapporteurs, et aux Professeurs Hubert JAYET et Jean-Philippe BOUSSEMART pour leur participation à ce jury de thèse.

J'adresse mes sincères remerciements à mes co-auteurs, Sergio PERELMAN, Raquel FONSECA, Aomar IBOURK et naturellement Henri SNEESSENS, pour leur collaboration. La rédaction de cette thèse leur doit beaucoup.

Mes remerciements vont aussi au LASMAS-IDL, unité partenaire du Centre Quetelet (Paris 17^{e}) et en particulier à Madame Irène FOURNIER MEARELLI, pour les bases de données qu'ils ont mises à ma disposition.

Je remercie la Faculté Libre des Sciences Économiques et de Gestion de Lille (FLSEG), et tout spécialement Frédéric LOBEZ, Pierre N'GAHANE, Paul GUERIN, Didier VANPETEGHEM et Céline BLONDEAU, pour les moyens et la confiance qu'ils m'ont accordés pour la conduite de cette recherche.

Enfin, que ceux de mon entourage qui m'ont prodigué leurs encouragements, trouvent ici l'expression de mes remerciements chaleureux.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

S O M M A I R E

INTRODUCTION GÉNÉRALE 8

Références 18

PARTIE I L'EFFICACITÉ DES MÉCANISMES D'APPARIEMENT SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL 20

INTRODUCTION DE LA PARTIE I 21

CHAPITRE 1 FONDEMENTS THÉORIQUES DES MODÈLES D'APPARIEMENT 23

1. Relations de base concernant les flux de main d'œuvre 24

2. La fonction d'appariement 25

2.1. Les propriétés de la fonction d'appariement 25

2.2. La probabilité d'appariement 26

2.3. La probabilité d'embauche d'un chômeur 27

2.4. La durée moyenne de la recherche pour un employeur et pour un chômeur 27

3. La courbe de Beveridge 28

3.1. L'équation dynamique du taux de chômage 28

3.2. La détermination de la courbe de Beveridge à partir du sentier de croissance équilibrée 29

3.3. L'effet à long terme de chocs exogènes sur la courbe de Beveridge 30

3.3.1. Une variation négative de la probabilité d'appariement 30

3.3.2. Une augmentation du taux de séparation 30

3.3.3. Une augmentation du taux de croissance de la population active 31

4. Le comportement des employeurs en présence de coûts d'embauche 31

4.1. Les espérances de profit 31

4.2. Le salaire maximal 32

4.3. La condition de « libre entrée » 32

4.4. La condition de création d'emploi 32

4.5. La demande de travail et la courbe JC (job creation) 33

4.6. Les propriétés de la courbe JC à l'état stationnaire 34

5. Le comportement des actifs en présence d'allocations chômage 35

5.1. Les espérances de gains 35

5.2. Le salaire de réservation 36

6. La négociation salariale 37

6.1. Le partage du surplus 37

6.2. Le salaire négocié 37

6.3. La formation des salaires et la droite WS (wage setting) 38

6.4. Les propriétés de la droite WS à l'état stationnaire 38

7. L'équilibre stationnaire du marché du travail 40

7.1. La détermination de l'indicateur de tension et du taux de salaire réel 40

7.2. La détermination du taux de chômage d'équilibre 42

7.3. Les effets à long terme de chocs exogènes sur le chômage et les emplois vacants 43

7.3.1. Un choc démographique 43

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

7.3.2. Un choc agrégé ... 43
7.3.3. Un choc de réallocation ... 43
8. La dynamique du modèle d'appariement ... 44
8.1. La dynamique du taux de chômage, du degré de tension et du salaire réel ... 44
8.2. Les effets à court terme de chocs exogènes sur le chômage et les emplois vacants ... 45
8.2.1. Un choc démographique ... 45
8.2.2. Un choc agrégé ... 46
8.2.3. Un choc de réallocation ... 46
9. Conclusion ... 47
Annexe 1 Dynamique du taux de chômage ... 49
Annexe 2 Propriétés de la courbe de Beveridge ... 50
Annexe 3 Règle de partage du surplus ... 52
Annexe 4 Effet sur la valeur d'équilibre de l'indicateur de tension d'un accroissement de la productivité marginale du travail ... 53
Références ... 54
CHAPITRE 2 RÉALLOCATIONS D'EMPLOIS ET MOUVEMENTS DE MAIN D'ŒUVRE EN FRANCE : UNE COMPARAISON AVEC LES ÉTATS-UNIS PUIS ENTRE LES RÉGIONS FRANÇAISES ... 55
1. Éléments de comparaison entre la France et les États-Unis ... 56
1.1. Taux de chômage et taux de croissance ... 56
1.2. Taux de chômage, taux d'activité et taux d'emploi ... 57
1.2.1. Évolution contrastée des taux de chômage ... 57
1.2.2. Croissance des populations actives ... 58
1.2.3. Décomposition des taux de chômage ... 59
1.3. Les réallocations d'emplois ... 62
1.3.1. Importance des créations et destructions d'emplois ... 62
1.3.2. Caractéristiques des créations et destructions d'emplois ... 64
1.3.3. Volatilité des créations et destructions d'emplois ... 66
1.3.4. Part des réallocations intersectorielles ... 67
1.3.5. Propriétés cycliques des réallocations d'emplois ... 68
1.4. Les mouvements de main d'œuvre ... 70
1.4.1. Les flux d'entrées et de sorties de l'emploi ... 70
1.4.2. Taux d'embauche des chômeurs et degré de tension ... 75
1.4.3. Les flux d'entrées et de sorties du chômage ... 76
1.4.4. Les flux d'entrées et de sorties du non-emploi ... 78
1.5. La fréquence du chômage de longue durée ... 80
2. Éléments de comparaison entre les régions françaises ... 82
2.1. Taux de chômage, taux d'emploi et taux d'activité ... 83
2.2. Les réallocations de main d'œuvre au niveau des régions ... 87
2.2.1. Les flux d'entrées et de sorties de l'emploi ... 87
2.2.2. Les flux d'entrées et de sorties du chômage ... 89
2.3. Les mouvements de main d'œuvre entre les régions ... 90

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

2.3.1. Les migrations alternantes ou navettes domicile-travail ... 91
2.3.2. Les migrations définitives ... 93
2.4. Taux d'appariement, taux d'embauche des chômeurs et degré de tension ... 95
2.5. La fréquence du chômage de longue durée ... 96
3. Conclusion ... 97
Références ... 99
CHAPITRE 3 UNE ESTIMATION DE L'EFFICACITÉ D'APPARIEMENT SUR LES MARCHÉS RÉGIONAUX FRANÇAIS AU DÉBUT DES ANNÉES 1990 ... 101
1. Fondements théoriques de l'efficacité et méthode des frontières stochastiques ... 104
1.1. Frontière efficace et efficacité technique ... 104
1.2. Méthode des frontières stochastiques ... 105
1.3. Facteurs déterminant l'efficacité d'appariement ... 106
1.4. Méthodes alternatives ... 106
2. Données ... 107
3. Résultats ... 113
3.1. Estimation des paramètres ... 113
3.2. Estimation de l'efficacité d'appariement ... 117
3.3. Contribution globale des variables explicatives ... 120
3.4. Contribution propre à chaque variable structurelle ... 123
4. Conclusion ... 125
Annexe 5 Définition et source des données ... 127
Annexe 6 Hétérogénéité et appariement ... 129
Annexe 7 Estimation de l'efficacité d'appariement par région ... 132
Annexe 8 Efficacité estimée et taux de chômage ... 133
Références ... 134
CONCLUSION DE LA PARTIE I ... 137
PARTIE II DIFFICULTÉS D'APPARIEMENT, STRUCTURE DES QUALIFICATIONS ET DISPARITÉS RÉGIONALES ... 139
INTRODUCTION DE LA PARTIE II ... 140
CHAPITRE 4 CARACTÉRISTIQUES DE L'EMPLOI ET DU CHÔMAGE FRANÇAIS PAR CATÉGORIES SOCIOPROFESSIONNELLES,1962-2000 ... 142
1. Sources statistiques ... 144
1.1. Les enquêtes sur l'emploi ... 144
1.2. Les enquêtes sur la formation et la qualification professionnelle ... 146
1.3. Les déclarations annuelles de données sociales ... 146
2. Emploi, population active et chômage ... 147
2.1. L'emploi par catégories socioprofessionnelles ... 147
2.2. La population active par catégories socioprofessionnelles ... 149
2.3. Le chômage par catégories socioprofessionnelles ... 151

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

3. Caractérisation des catégories socioprofessionnelles 153
3.1. Salaires 154
3.2. Niveau de formation 158
3.3. Mobilité professionnelle 168
3.3.1. Changements d'emploi 169
3.3.2. Emploi perdu et emploi recherché 174
3.3.3. Emploi occupé et emploi recherché 176
3.4. Ancienneté de recherche 178
4. Conclusion 180
Références 183
Annexe 9 Sources statistiques 185
Annexe 10 Nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles 188
Annexe 11 Population active et emploi : comparaison de sources alternatives 195
Annexe 12 Ouvriers qualifiés et non qualifiés 199
Annexe 13 Chômage des jeunes 202
CHAPITRE 5 LES INDICATEURS STANDARD DE CHÔMAGE STRUCTUREL 204
1. Indicateurs de chômage frictionnel 206
1.1. L'indicateur de Lilien (1982) 206
1.2. L'indice de turbulence de Layard, Nickell et Jackman (1991) 206
2. Indicateurs de chômage d'inadéquation (ou indicateurs de mismatch) 207
2.1. L'indicateur d'Evans (1988) 207
2.2. L'indicateur de Jackman et Roper (1987) 209
2.3. L'indicateur de Nickell (1982) 211
2.4. L'indicateur de Jackman, Layard et Savouri (1991) 214
2.4.1. Emploi relatif et frontière de prix des facteurs 214
2.4.2. Négociations salariales et frontière des taux de chômage 216
2.4.3. Taux de chômage agrégé minimal et indicateur d'inadéquation 216
2.5. L'indicateur de Manacorda et Petrongolo (1999) 219
3. Chocs agrégés, chocs structurels et chômage 220
3.1. Considérations théoriques 220
3.1.1. Frontière des taux de chômage d'équilibre 220
3.1.2. Contrainte technologique à l'équilibre 221
3.1.3. Équilibre 222
3.1.4. Les conséquences de chocs agrégés 222
3.1.5. Les conséquences de chocs structurels 223
3.2. Limites des indicateurs standard 226
3.2.1. Interactions des chocs structurels et agrégés 226
3.2.2. Effets croisés 227
3.2.3. Composition du chômage structurel 227
4. Conclusion 228
Références 230

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

CHAPITRE 6 UNE ÉVALUATION DU CHÔMAGE STRUCTUREL APPLIQUÉE À LA FRANCE, 1968-2000 231
1. Décomposition du chômage à partir de la courbe de Beveridge 233
2. Courbes de Beveridge et segmentation du marché du travail 234
2.1. La fonction d'emploi d'une firme 235
2.2. La fonction d'emploi régionale 236
2.3. La courbe de Beveridge régionale 237
2.4. La courbe de Beveridge agrégée 238
3. Les composantes de chômage structurel 240
3.1. Taux de chômage structurel à l'égalité 240
3.2. Taux de chômage frictionnel 241
3.3. Taux de chômage d'inadéquation 241
3.4. Taux de chômage d'inadéquation lié aux régions 242
3.5. Taux de chômage d'inadéquation lié aux qualifications 242
3.6. Effets croisés 243
4. Résultats empiriques 244
4.1. Calibrage 245
4.2. Décomposition du taux de chômage 245
4.3. Évolution du chômage structurel 246
4.4. Calcul des indicateurs d'inadéquation 248
4.4.1. Indicateurs d'inadéquation structurelle des qualifications 248
4.4.2. Indicateurs des disparités interrégionales 249
5. Conclusion 251
Annexe 14 Sources statistiques 253
Annexe 15 Définition des groupes de qualification 254
Annexe 16 Dossier statistique 256
Références 257
CONCLUSION DE LA PARTIE II 258

CONCLUSION GÉNÉRALE 260

BIBLIOGRAPHIE 263
LISTE DES TABLEAUX 142
LISTE DES GRAPHIQUES 272
LISTE DES FIGURES 275

RÉSUMÉ 276

ABSTRACT 276

http://www.univ-lille1.fr/bustl

INTRODUCTION GÉNÉRALE

L'histoire économique de l'Europe montre que le chômage est un phénomène économique et social qui, sous des formes et avec des intensités diverses, touche tous les pays. Jusqu'au début des années 1970, on croyait pour l'avoir observé maintes fois, que le chômage s'aggravait seulement lorsque la croissance économique fléchissait, et qu'il se résorbait lorsque la croissance reprenait son essor. Il en va très différemment depuis.

La triste nouveauté est que, depuis près de trente ans, la relation entre le chômage et la croissance est devenue fortement instable. Le chômage n'est plus le reflet inversé de la conjoncture macroéconomique. Il semble suivre une tendance propre. Ce phénomène de dérive est particulièrement visible en France où, depuis 1975, la plupart des augmentations de chômage apparues en phase de récession, n'ont pas disparu lors des phases de reprise.

Un autre symptôme du dérèglement des économies européennes est apparu au cours des années 1990. En dépit des niveaux élevés de chômage, les entreprises éprouvent de plus en plus de difficultés à pourvoir les postes vacants. Ce phénomène est relativement récent : dans les années 1970 et 1980, des niveaux de chômage nettement plus faibles allaient de pair avec des difficultés de recrutement bien moindres. On évoque à ce propos un déplacement de la *courbe de Beveridge* (courbe qui relie le taux de chômage au taux d'emplois vacants) vers la droite.

Pourtant, les marchés européens du travail, sont loin d'être des marchés atones. L'étude de Duhautois (2005) sur les mouvements d'emplois en France de fin 1994 à fin 2001 montre d'importants flux d'emplois. Pour que l'emploi progresse en France de 1,9% en moyenne par an durant ces sept années, il aura fallu que l'économie française détruise 9,2% de ses emplois et en crée 11,1% en moyenne annuelle. L'ampleur de ces flux de créations et

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

de destructions, relativement aux variations nettes de l'emploi est étonnante[1]. On trouve une réallocation des emplois aussi intense dans les autres pays européens alors qu'ils connaissent des taux de chômage et de croissance différents (Davis et Haltiwanger (1999)).

Ce faisceau d'indices commun à l'ensemble des économies européennes conduit à penser qu'aujourd'hui, le chômage n'est pas seulement dû à l'insuffisance de la croissance, mais que ses origines sont principalement *structurelles* ; ses causes ne sont plus seulement à rechercher dans un ralentissement de l'activité économique de ces pays, mais principalement dans le mode de fonctionnement de leur marché du travail (processus de formation des salaires, droit et fiscalité du travail, politique de l'emploi, hétérogénéité des agents, diffusion de l'information, etc.).

*
* *

Ce changement dans la nature du chômage ne peut manquer de modifier notre représentation macroéconomique du marché du travail.

Tant que le chômage traduisait surtout une faiblesse de la croissance consécutive à des perturbations conjoncturelles (un choc pétrolier, des taux d'intérêt élevés), une analyse macroéconomique d'inspiration keynésienne fondée sur une courbe de Phillips « augmentée », suffisait à expliquer le chômage, ses fluctuations et les moyens d'y remédier. Selon cette approche traditionnelle, si le chômage persiste, c'est que le salaire réel est trop rigide pour permettre un ajustement immédiat de l'offre et de la demande sur le marché du travail. La courbe de Phillips décrit le processus de formation des salaires en reliant le taux de croissance du salaire réel au taux de chômage, aux taux d'inflation présent et passés, et à diverses autres variables explicatives[2]. À long terme, le taux de chômage d'équilibre

---

[1] La création nette de 1,6 millions d'emplois en l'espace de sept ans aura nécessité 17,6 millions de mouvements se composant de 9,6 millions de créations brutes et 8 millions de destructions brutes. Pour un emploi créé, il faut 6 créations brutes et 5 destructions brutes.

[2] Afin d'obtenir de meilleurs résultats économétriques, il n'est pas rare que les auteurs ajoutent à la courbe de Phillips « augmentée », d'autres variables explicatives telles que la variation du taux de chômage, le taux de croissance de la productivité du travail ou encore la différence entre le salaire réel et la productivité

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

s'identifie au taux de chômage qui serait associé à une évolution constante des prix, taux communément appelé NAIRU (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment). Parmi les travaux qui tentent de mesurer l'ampleur du chômage structurel, ce NAIRU constitue une référence privilégiée car il correspond au taux en dessous duquel le chômage ne baissera pas par le seul fait de la conjoncture ou d'un choc sur la demande. À titre d'illustration, on peut citer les séries que l'OCDE et le FMI actualisent et publient régulièrement pour l'ensemble des pays membres.

Cette approche traditionnelle est cependant la cible de nombreuses critiques :

- En premier lieu, force est de constater que, par sa construction, elle ne permet pas de rendre compte des déplacements de la courbe de Beveridge et en particulier, de la montée concomitante du chômage et des emplois non pourvus à des niveaux élevés, comme on a pu l'observer dans les années 1990 en Europe.

- La courbe de Phillips étant dénuée de tout fondement microéconomique, on ignore comment les salaires sont négociés et quels sont les facteurs (institutions ou comportements) qui sont à l'origine des rigidités dans le mécanisme de formation des salaires. D'un point de vue microéconomique, il serait également plus réaliste de supposer que les entreprises et les salariés cherchent à négocier le niveau des salaires et non leur progression. Pour le dire autrement, une approche reliant négativement le niveau des salaires à celui du chômage serait plus réaliste qu'une approche fondée sur une courbe de Phillips reliant négativement la progression des salaires au niveau du chômage.

- Si cette approche traditionnelle apporte un éclairage intéressant sur les conséquences à court et à long terme de certains *chocs agrégés*, à savoir des chocs qui touchent uniformément les différents *secteurs* du marché du travail (les secteurs désignant ici des régions, des niveaux de qualification, des professions ou encore des secteurs d'activité). À titre d'exemple, elle montre qu'une relance de la demande globale permet de résorber à court terme le chômage mais n'a aucune influence sur le taux de chômage de long terme.

---

du travail de la période précédente. Pour plus de détails sur les nombreuses versions modernes de la courbe de Phillips, voir Artus et Muet (1995).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Elle montre également qu'un ralentissement des gains de productivité, une augmentation des prélèvements obligatoires sur les salaires, une augmentation des taux d'intérêt, sont autant de chocs agrégés susceptibles d'accroître le taux de chômage de long terme. Cependant, faute d'hypothèses relatives aux comportements des agents, elle ne donne aucune information sur les mécanismes de transmission de ces chocs et sur les moyens de les contrecarrer.

- Enfin, elle s'adapte mal à l'étude de *chocs structurels*, c'est-à-dire des chocs qui touchent inégalement les différents secteurs du marché du travail : par exemple, une recomposition de l'offre de travail, ou un progrès technique biaisé qui change la demande relative des différentes sortes de travail et qui engendre une inadéquation des qualifications offertes et demandées.

Dès lors que le chômage est associé principalement à des changements dans le mode de fonctionnement du marché du travail, il s'avère nécessaire d'adopter une analyse macroéconomique moins traditionnelle dans laquelle :

- Le chômage et les emplois vacants sont déterminés conjointement.

- Les comportements microéconomiques sous-jacents à la formation des salaires sont clairement spécifiés.

*
* *

Deux grandes familles d'approches ont tenté une nouvelle approche du chômage structurel.

La première famille rassemble les modèles connus sous le nom de *modèles WS-PS* (pour Wage Setting - Price Setting) et popularisés dans Layard, Nickell et Jackman (1991). Tous ces modèles ont en commun le souci de donner des fondements microéconomiques à la formation des salaires en s'appuyant sur les « nouvelles théories du marché du travail »[3]. Par

[3] Par exemple, la théorie des contrats implicites, les théories du salaire d'efficience, l'approche insiders-outsiders, les théories des négociations salariales.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

exemple, selon la théorie du salaire d'efficience proposée par Shapiro et Stiglitz (1984), les employeurs verseraient un salaire supérieur au salaire d'efficience c'est-à-dire au salaire qui apurerait le marché du travail, afin d'inciter leurs salariés à la loyauté et à la fidélité. Selon la théorie des contrats implicites que l'on doit à Baily (1974), Azariadis (1975) et Gordon (1974), les employeurs garantiraient la rigidité des salaires à la baisse et leur progression à l'ancienneté afin d'obtenir de leurs salariés nouvellement embauchés, les efforts souhaités et leur maintien durable dans l'entreprise. D'après Lindbeck et Snower (1988), l'opposition entre les « insiders », c'est-à-dire les employés et les « outsiders », c'est-à-dire les chômeurs exclus des négociations collectives, fournirait elle aussi une explication de la rigidité des salaires. L'existence de coûts de remplacement de la main d'œuvre permettrait d'expliquer pourquoi les employeurs acceptent de rémunérer les insiders à un salaire supérieur à celui auquel les outsiders accepteraient de travailler. Au regard de nos objectifs, les modèles WS-PS ont toutefois une limite. Ils ne rendent absolument pas compte de la progression simultanée du chômage et des pénuries de main d'œuvre.

Une deuxième famille d'approches rassemble les *modèles d'appariement* qui ont notamment été développés par Hall (1979), Bowden (1980) et Pissarides (1979, 2000). Selon la théorie de l'appariement, si le chômage persiste, c'est que le processus d'appariement entre l'offre et la demande de travail est défaillant parce qu'il est lent et coûteux. Ainsi, même en période de forte activité économique, des travailleurs peuvent ne pas trouver rapidement du travail parce que l'information ne circule jamais parfaitement et que les emplois proposés ne sont jamais parfaitement adaptés à l'offre de travail. En raison de ces défaillances, il existera donc toujours des travailleurs qui ne trouveront pas d'emploi et des entreprises qui disposeront d'emplois vacants. En pratique, cette coexistence d'emplois non pourvus et de chômeurs est représentée par une fonction d'appariement déterminant le nombre d'embauches réalisées à partir des offres et des demandes d'emploi. Cette théorie s'écarte aussi de l'approche fondée sur la courbe de Phillips, en proposant de décrire le mode de fixation des salaires par un modèle théorique dans lequel les salaires sont continuellement négociés entre les employeurs et les employés sur un marché du travail où les emplois sont sans cesse créés et détruits. Elle aboutit à une relation décroissante entre le niveau (et non la progression) du salaire réel et celui du taux de chômage. En explicitant complètement le mode de fixation des salaires, la théorie de l'appariement fournit un cadre cohérent pour l'étude d'un grand nombre

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

de chocs agrégés ou structurels : une variation du taux d'intérêt, de la productivité, des coûts d'embauche, des allocations chômage, du pouvoir de négociation des salariés, du taux de séparation ou encore de l'efficacité d'appariement. Elle lève ainsi le voile sur les facteurs qui déterminent le taux de chômage structurel et sur les effets dynamiques de chaque variable sur le taux de chômage structurel.

*
* *

Ce tour d'horizon des différentes approches théoriques portant sur le chômage structurel montre qu'*a priori* le recours aux modèles d'appariement semble s'imposer pour l'analyse du chômage structurel et de ses causes – objectif qui reste hors de portée des approches fondées sur la courbe de Phillips ou sur les modèles WS-PS. C'est pour cette raison que nous adopterons dans la première partie de cette thèse, une approche fondée sur la théorie de l'appariement. Notre objectif sera de montrer que la présence simultanée de chômeurs et de postes vacants à des niveaux élevés au cours de la dernière décennie est due au fait que le marché du travail français a connu des difficultés d'appariement accrues. Par difficultés d'appariement accrues, nous entendons que la capacité du marché du travail à créer des emplois à partir d'un stock donné de chômeurs et de postes vacants s'est dégradée.

*
* *

Une question cruciale et toujours controversée occupera la seconde partie de la thèse. Elle concerne l'origine de la dégradation de l'efficacité du processus d'appariement. Deux interprétations complémentaires ont été avancées.

La première voit dans cette dégradation, le résultat d'une *inadéquation croissante entre la structure de l'offre et celle de la demande de travail* qui réduit le taux de sortie du chômage de certains travailleurs et qui, en conséquence, diminue l'efficacité du processus d'appariement. Selon Wood (1995), le développement des échanges internationaux et plus particulièrement la concurrence accrue des pays à bas salaires, serait responsable de cette inadéquation croissante. Il estime que l'introduction massive de biens manufacturés en provenance de ces pays peut expliquer non seulement l'accroissement des inégalités salariales

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

mais aussi l'accroissement du chômage pour les travailleurs les moins qualifiés. Krugman (1994) et Sneessens (1994) insistent quant à eux sur les effets non neutres du progrès technique. Le système productif est en continuelle recomposition ; il détruit des emplois et en crée de nouveaux mais cette réallocation permanente des emplois s'accompagne d'une déformation de la structure de la demande de travail aux dépens de certaines qualifications ou de certains secteurs d'activité. Enfin Gottschalk et Joyce (1998) mettent en parallèle l'inadéquation croissante entre la structure des qualifications offertes et demandées avec l'arrivée massive de diplômés (conséquence de la démocratisation et de l'allongement des formations initiales) qui aurait entraîné des changements majeurs dans la structure de l'offre de travail.

La seconde interprétation explique la baisse d'efficacité du processus d'appariement par l'existence de *rigidités institutionnelles* sur le marché du travail. Elle est fondée sur l'idée que la fixation d'un salaire minimal, la générosité des allocations chômage, le processus des négociations collectives, les prélèvements sur les salaires ou encore la protection de l'emploi, entraveraient l'ajustement de l'offre et de la demande de travail, créant ainsi un *chômage frictionnel*.

Les études qui tentent d'estimer la contribution de ces deux interprétations aboutissent à des résultats contradictoires. L'étude réalisée par Card, Kramarz et Lemieux (1999) sur l'évolution des salaires relatifs dans les années 1980 en France, au Canada et aux États-Unis n'aboutit à aucune relation statistique valide entre le degré de rigidité des salaires relatifs et le taux d'emploi dans ces trois pays. Leurs auteurs en concluent que l'explication institutionnelle de l'accroissement des inégalités salariales n'est pas suffisante et que « l'explication doit être recherchée ailleurs ». L'étude de Gottschalk et Joyce (1998) sur huit pays de l'OCDE dans les années 1980 et au début des années 1990, établit que l'évolution des taux de chômage relatifs[4] est bien mieux expliquée par l'évolution de l'offre et de la demande relatives que par des contraintes institutionnelles. Cela ne signifie pas que ces contraintes ne sont jamais opérantes mais seulement qu'elles peuvent ne pas l'être pour peu que la recomposition de l'offre de travail suive celle de la demande de travail. En clair, pour

[4] Taux de chômage du secteur sur taux de chômage agrégé.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Gottschalk et Joyce, la dispersion accrue des taux de chômage serait le résultat d'une insuffisante croissance de l'offre de travail qualifié. Toutefois, une étude récente réalisée par Barth et Lucifora (2006) sur la distribution des salaires dans 12 pays européens du milieu des années 1970 à 2003 (selon les pays[5]) récuse cette interprétation puisqu'elle tend à prouver que l'expansion du système éducatif a su s'adapter à la modification (due au progrès technique biaisé) de la structure des emplois.

*
* *

Notre recherche s'effectuera donc en deux temps :

La première partie de cette thèse adopte l'approche d'un marché du travail imparfait intégrant un processus d'appariement lent et coûteux. Elle s'organise ainsi :

- *Le premier chapitre* expose les fondements théoriques du modèle d'appariement de base proposé par Pissarides (2000). Il montre que la recherche des facteurs responsables de la montée simultanée du taux de chômage et du taux d'emplois vacants n'est pas simple. Elle pourrait être attribuée à des difficultés d'appariement croissantes comme à d'autres facteurs tels que l'intensification des séparations ou des chocs agrégés négatifs.

- *Le deuxième chapitre* est consacré à l'étude chiffrée du marché du travail français. Ce chapitre commence par une comparaison du marché du travail français au marché américain. L'observation des flux entre chômage et emploi montre en particulier que l'appariement entre chômeurs et emplois vacants semble s'opérer plus difficilement en France qu'aux États-Unis. La seconde partie de ce chapitre est consacrée à une comparaison chiffrée des marchés du travail régionaux français en mars 1999. Elle a pour but de montrer les points communs et les divergences dans le mode d'ajustement de ces vingt-deux marchés régionaux et de vérifier certaines hypothèses sur lesquelles se fonde la théorie des modèles d'appariement.

[5] Pour la France, la période couverte s'étend de 1983 à 2001.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

- Afin de mieux cerner l'ampleur et les causes des difficultés d'appariement sur le marché du travail français, nous estimons – dans *le troisième chapitre* – une fonction d'appariement sur la base de données mensuelles régionales. Notre travail s'inscrit dans la lignée de celui d'Agullo (1999). En revanche, notre méthode d'estimation s'en éloigne puisque nous utilisons la méthode des frontières d'efficacité pour estimer la fonction d'appariement. Sur le plan empirique, nous appliquons la méthode économétrique proposée par Battese et Coelli (1995) pour estimer une frontière paramétrique stochastique à partir de données régionales françaises. Cet exercice nous permet non seulement de mesurer l'efficacité d'appariement dans chaque région, mais aussi d'identifier (en une seule et même étape) les facteurs susceptibles d'expliquer les différences entre ces régions sur la période 1990-1995, en introduisant des variables destinées à capturer les caractéristiques des demandeurs d'emploi, les caractéristiques des entreprises et l'environnement économique.

La question débattue dans la seconde partie de cette thèse est de savoir jusqu'à quel point la détérioration du processus d'appariement reflète un problème d'inadéquation entre la structure de l'offre et de la demande de travail. Nous examinons cette question de la contribution du chômage d'inadéquation en mettant l'accent sur deux variables essentielles pour comprendre le fonctionnement dynamique du marché du travail : l'hétérogénéité des qualifications offertes et demandées et la localisation des offres et demandes de travail. Cette seconde partie s'organise ainsi :

- *Le quatrième chapitre* étudie les caractéristiques de l'emploi et du chômage français, selon le niveau de qualification des actifs. L'objectif de ce chapitre est purement descriptif. Nous utilisons les informations par profession ou catégorie socio-professionnelle (CSP) disponibles après 1962. Le chapitre est structuré de la façon suivante. La première partie décrit brièvement les sources utilisées et leur représentativité. La deuxième compare l'évolution de l'emploi, de la population active et du taux de chômage par CSP. La troisième examine quelques caractéristiques de chacune de ces catégories (diplôme, salaire, emploi recherché, ancienneté de recherche).

- *Le cinquième chapitre* présente les principaux indicateurs que la littérature économique propose pour mesurer le chômage frictionnel et le chômage d'inadéquation et en souligne

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

les limites. Afin d'illustrer les problèmes de mesure que soulèvent les indicateurs standard du chômage d'inadéquation, nous développons un modèle théorique qui distingue deux catégories de travailleurs (plus et moins qualifiés) et qui permet d'analyser l'impact de chocs asymétriques sur les taux de chômage catégoriels.

- *Le sixième chapitre* a une visée à la fois méthodologique et empirique. Sur le plan méthodologique, nous développons un modèle qui prend simultanément en compte trois facteurs susceptibles d'aggraver les difficultés d'appariement sur le marché du travail : les frictions, l'inadéquation entre les qualifications offertes et demandées (skill mismatch) et les disparités interrégionales (regional mismatch). Ce modèle est ensuite utilisé pour construire plusieurs indicateurs qui permettent d'apprécier dans quelle mesure le chômage est attribuable à ces différents facteurs. Sur le plan empirique, nous appliquons cette méthodologie aux données françaises sur la période 1968-2000.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

RÉFÉRENCES

AGULLO Marie Hélène (1999), « Efficience du marché du travail : le cas français », in Maurice CATIN, Jean Yves LESUEUR et Yves ZENOU, *Emploi, concurrence et concentration spatiales,* Economica, Paris, pp. 21-38.

ARTUS P., MUET P.-A. (1995), *Théories du chômage*, Coll. Économie Poche, Economica, Paris.

AZARIADIS Costas (1975). « Implicit Contracts and Underemployment Equilibria. », *Journal of Political Economy,* vol. 83(6), December, pp. 1183-1202.

BAILY, M. N. (1973). « Wages and Employment under Uncertain Demand », *Review of Economic Studies*, vol. 41(1), January, pp. 37-50.

BARTH Erling, LUCIFORA Claudio (2006) « Wage Dispersion, Markets and Institutions: The Effects of the Boom in Education on the Wage Structure », IZA DP No. 2181, June, 42p.

BATTESE George E., COELLI Tim J. (1995), « A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Model for Panel Data », Empirical Economics, 20, pp. 325-332.

BOWDEN R. (1980), « On the existence and secular stability of a u-v loci », Economica, n° 47, pp. 35-50.

CARD David, KRAMARZ Francis, LEMIEUX Thomas (1999), « Changes in the Relative Structure of Wages and Employment: A Comparison of the United States, Canada, and France », *The Canadian Journal of Economics*, vol. 32(4), August, pp. 843-877.

DAVIS Steven J., HALTIWANGER John (1999), « Gross Job Flows », *Handbook of Labor Economics*, edition 1, volume 3, chapter 41, in: O. Ashenfelter and D. Card editors, Elsevier, pp. 2711-2805.

DRÈZE J.H, BEAN C.R., LAMBERT J.P., MEHTA S., SNEESSENS H.R., (eds), (1990) Europe's Unemployment Problem , MIT Press.

DUHAUTOIS Richard (2005), « Les créations nettes d'emplois : la partie visible de l'iceberg », *INSEE Première*, n° 1014, 4p.

ENTORF Horst (1998), Mismatch Explanations of European Unemployment, a Critical Evaluation, Springer-Verlag Berlin, Heidelberg.

GORDON Donald F. (1974), « A Neo-Classical Theory of Keynesian Unemployment », Economic Inquiry, 12, pp. 431-459.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

GOTTSCHALK Peter, JOYCE Mary (1998) « Cross-national differences in the rise in earnings inequality: market and institutional factors », The Review of Economics and Statistics, MIT Press, vol. 80(4), November, pp. 489-502.

HALL R. (1979), « A theory of the natural unemployment rate and the duration of employment », Journal of Monetary Economics, n° 5, pp. 153-169.

KRUGMAN Paul (1994), « Europe Jobless, America Penniless? », *Foreign Policy*, n°95, Summer, pp. 19-34.

LAYARD R., NICKELL S., JACKMAN R., (1991), *Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press, 618p.

LESCURE Roland, L'HORTY Yannick (1994), « Le chômage d'inadéquation en France : une évaluation », *Économie et Prévision*, n° 113-114, pp. 139-154.

LINDBECK Assar, SNOWER Dennis J. (1988), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, Cambridge, Mass.: MIT Press, 285p.

PISSARIDES Christopher (1979), « Job matching with state employment agencies and random search », Economic Journal, 89, pp. 818-833.

PISSARIDES Christopher (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

SHAPIRO Carl, STIGLITZ Joseph E. (1984), « Equilibrium unemployment as a worker discipline device », *American Economic Review*, 73, pp. 433-445.

SNEESSENS Henri (1994), « Courbe de Beveridge et demande de qualification », *Économie et Prévision*, n° 113-114, pp. 127-139.

SNEESSENS Henri R. (1998), « Technological Bias and Unemployment: A Macroeconomic Perspective », IRES, mimeo, 27 p.

WOOD Adrian (1995), « How Trade Hurt Unskilled Workers », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 9(3), Summer, pp. 57-80.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

PARTIE I

L'EFFICACITÉ DES MÉCANISMES D'APPARIEMENT SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

Chapitre 1 : Fondements théoriques des modèles d'appariement

Chapitre 2 : Réallocations d'emplois et mouvements de main d'œuvre en France : une comparaison avec les États-Unis puis entre les régions françaises

Chapitre 3 : Une estimation de l'efficacité d'appariement sur les marchés régionaux français au début des années 1990

http://www.univ-lille1.fr/bustl

INTRODUCTION DE LA PARTIE I

La coexistence d'un nombre élevé de chômeurs et d'emplois vacants est déconcertante pour quiconque a été habitué à observer le marché du travail français dans les années 1970 et 1980. Jusqu'à ce passé récent, on pensait qu'en période de ralentissement économique, les entreprises comptaient peu d'emplois vacants et les chômeurs étaient nombreux et qu'en période de reprise, il y avait progressivement plus d'emplois vacants et moins de chômeurs. On admettait ainsi que la relation entre le taux de chômage et le taux d'emplois vacants, relation attribuée à l'économiste anglais William Beveridge, était décroissante et stable. En d'autres termes, il était admis qu'en phase de récession, l'économie ne faisait que glisser le long de la courbe de Beveridge vers le haut, qu'en phase d'expansion, elle se contentait de glisser vers le bas, mais que la courbe elle-même ne tendait pratiquement pas à se déplacer. D'où un relatif désintérêt des économistes pour cette courbe d'origine empirique, qui restera longtemps sans fondements microéconomiques précis.

Depuis les années 1980, la coexistence d'un nombre élevé de chômeurs et d'emplois vacants, et donc le déplacement de la courbe de Beveridge vers la droite, a fait que des économistes ont cherché à donner à la courbe de Beveridge les fondements microéconomiques manquants. Le modèle d'appariement proposé par Pissarides a fait franchir ce cap important à l'analyse théorique de la courbe de Beveridge. Celui-ci adopte l'approche d'un marché du travail imparfait intégrant un processus d'appariement lent et coûteux entre les offres et les demandes d'emploi. Il dérive l'existence d'une courbe de Beveridge à l'état stationnaire du marché du travail (état caractérisé par la stationnarité du taux d'emplois vacants et du taux de chômage) de l'hypothèse que la probabilité d'appariement diminue lorsque l'indicateur de tension régnant sur le marché du travail (rapport du taux d'emplois vacants sur le taux de chômage) croît. L'intérêt de ce modèle réside en outre dans la rigueur apportée à la modélisation : de la demande de travail en

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

présence de coûts d'embauche, de l'offre de travail en présence d'allocation chômage, du processus de négociation salariale et enfin, de la dynamique du marché du travail.

Cette première partie aura pour objectif d'analyser le fonctionnement du marché du travail français à partir du concept de fonction d'appariement. Elle aura pour but de montrer que la présence simultanée de chômeurs et de postes vacants à des niveaux élevés au cours de la dernière décennie est due à une dégradation de la probabilité d'appariement. Cette partie se composera de trois chapitres. Le Chapitre 1 reviendra sur les fondements théoriques des modèles d'appariement. Le Chapitre 2 commencera par une comparaison chiffrée du marché du travail français au marché américain et poursuivra par une comparaison chiffrée des marchés du travail régionaux français en mars 1999. Nous tenterons de préciser l'ampleur et les causes des difficultés d'appariement sur le marché du travail français, en estimant – dans le cadre du Chapitre 3 – une fonction d'appariement sur la base de données mensuelles régionales.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

CHAPITRE 1

FONDEMENTS THÉORIQUES DES MODÈLES D'APPARIEMENT

1. Relations de base concernant les flux de main d'œuvre 24
2. La fonction d'appariement 25
3. La courbe de Beveridge 28
4. Le comportement des employeurs en présence de coûts d'embauche 31
5. Le comportement des actifs en présence d'allocations chômage 35
6. La négociation salariale 37
7. L'équilibre stationnaire du marché du travail 40
8. La dynamique du modèle d'appariement 44
9. Conclusion 47
Annexe 1 Dynamique du taux de chômage 49
Annexe 2 Propriétés de la courbe de Beveridge 50
Annexe 3 Règle de partage du surplus 52
Annexe 4 Effet sur la valeur d'équilibre de l'indicateur de tension d'un accroissement de la productivité marginale du travail 53
Références 54

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Au cours de ce chapitre, nous présenterons comment sont déterminés, dans le cadre du modèle d'appariement de base exposé par Pissarides (2000), le taux de chômage, le taux d'emplois vacants et les salaires sur un marché du travail où les emplois sont sans cesse créés et détruits, où les embauches sont coûteuses et prennent du temps et où les salaires sont continuellement négociés entre les employeurs et les employés. Dans le cadre de cette modélisation, nous définirons trois relations : la courbe de Beveridge, la courbe de création d'emploi et la droite de formation des salaires. Les principales propriétés de chaque relation seront étudiées. Ces trois relations nous permettront de caractériser l'équilibre stationnaire du marché du travail et d'analyser les conséquences de chocs exogènes sur cet équilibre puis en dehors de ce dernier.

1. RELATIONS DE BASE CONCERNANT LES FLUX DE MAIN D'ŒUVRE

Par définition, N_{t+1}, le nombre d'emplois à la date $t+1$ est égal au nombre N_t d'emplois à la date t augmenté du nombre H_t d'embauches réalisées entre ces deux dates, et diminué du nombre S_t de séparations survenues durant la même période. Le taux de séparation s_t étant défini par le rapport $\frac{S_t}{N_t}$, l'équation d'évolution de l'emploi s'écrit :

$$(1) \qquad N_{t+1} = (1 - s_t)N_t + H_t$$

En divisant cette équation par la population active L_t et en notant le taux de croissance de cette population n_t, le taux de chômage u_t défini par le rapport $\frac{L_t - N_t}{L_t}$ et la probabilité d'embauche d'un chômeur f_t définie par le rapport $\frac{H_t}{L_t - N_t}$, l'identité (1) peut aussi s'écrire :

$$(2) \qquad (1 + n_t)u_{t+1} = n_t + s_t + (1 - f_t - s_t)u_t$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

2. LA FONCTION D'APPARIEMENT

2.1. Les propriétés de la fonction d'appariement

La fonction d'appariement décrit la façon dont les offres et les demandes d'emploi sont mises en contact. Elle indique le nombre d'embauches réalisées, compte tenu du nombre d'offres et de demandes d'emploi. Pour des niveaux donnés de ces offres et de ces demandes, plus le nombre d'embauches est important, plus le processus d'appariement est efficace.

Par souci de simplicité, nous supposerons que tout demandeur d'emploi est un chômeur (ce qui revient à négliger l'activité de recherche des actifs disposant déjà d'un emploi, ainsi que celle des inactifs) et que toute offre d'emploi correspond à un poste vacant. La fonction d'appariement sera donc notée $H_t = h(V_t, U_t)$ où V_t représente le nombre de postes vacants. On admet habituellement que cette fonction vérifie les propriétés suivantes :

Propriété i : si le processus d'appariement est parfaitement efficace $h(V_t, U_t) = \min(V_t, U_t)$; si le processus est imparfait $h(V_t, U_t) < \min(V_t, U_t)$.

Propriété ii : $h(V_t, 0) = h(0, U_t) = 0$; ce qui signifie que la présence simultanée de chômeurs et d'emplois vacants est indispensable à l'embauche.

Propriété iii : la fonction h est strictement croissante par rapport à chacun de ses arguments :

$$\frac{\partial H_t}{\partial V_t} > 0 \qquad \text{et} \qquad \frac{\partial H_t}{\partial U_t} > 0$$

autrement dit, le nombre d'embauches augmente lorsque le nombre d'emplois vacants ou de chômeurs augmente.

Propriété iv : la fonction h est strictement concave par rapport à chacun de ses arguments :

$$\frac{\partial^2 H_t}{\partial V_t^{\,2}} < 0 \qquad \text{et} \qquad \frac{\partial^2 H_t}{\partial U_t^{\,2}} < 0$$

Propriété v : la fonction h est homogène de degré 1 : $h(\alpha V_t, \alpha U_t) = \alpha . h(V_t, U_t)$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

2.2. La probabilité d'appariement

La probabilité d'appariement m_t, c'est-à-dire la probabilité de pourvoir un emploi vacant à la date t, est définie par le rapport $\frac{H_t}{V_t}$. L'hypothèse d'homogénéité de la fonction d'appariement permet d'exprimer simplement cette probabilité en fonction du rapport θ_t entre le nombre d'emplois vacants et le nombre de chômeurs :

$$(3) \qquad m_t = \frac{H_t}{V_t} = \frac{h(V_t, U_t)}{V_t} = h(1, \frac{U_t}{V_t}) = h(1, \frac{1}{\theta_t}) = m(\theta_t)$$

θ_t mesure le degré de tension régnant sur le marché du travail (des valeurs élevées de θ_t signifient que les emplois vacants sont relativement abondants).

La propriété iii de la fonction h implique que la fonction m est strictement décroissante par rapport à θ_t. Autrement dit,

- à nombre de chômeurs égal, plus il y a d'entreprises en quête de travailleurs, plus il est difficile à un employeur de trouver un travailleur. Les externalités entre employeurs sont donc négatives, elles correspondent à des effets de congestion.

- à nombre d'emplois vacants égal, plus il y a de chômeurs, plus les entreprises ont de chances de pourvoir leurs postes vacants. Le groupe des chômeurs exerce donc un effet externe positif sur celui des employeurs.

L'élasticité de la fonction m est strictement comprise entre 0 et -1 :

$$(4) \qquad -1 < m'(\theta_t)\frac{\theta_t}{m(\theta_t)} < 0$$

L'inégalité de droite est évidente ($\theta_t > 0$; $m(\theta_t) > 0$; $m'(\theta_t) < 0$). L'inégalité de gauche se démontre facilement en observant que $\theta_t.m(\theta_t)$ équivaut à $h(\theta_t,1)$ qui est une fonction croissante de θ_t. D'où :

$$(5) \qquad \left[\theta_t.m(\theta_t)\right]' \equiv m(\theta_t) + \theta_t.m'(\theta_t) > 0$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Ce qui implique :

$$-1 < m'(\theta_t)\frac{\theta_t}{m(\theta_t)}$$

2.3. La probabilité d'embauche d'un chômeur

La probabilité d'embauche d'un chômeur f_t, c'est-à-dire la probabilité de sortir du chômage vers l'emploi à la date t, est définie par le rapport $\frac{H_t}{U_t}$. L'hypothèse d'homogénéité de la fonction d'appariement permet également d'exprimer la probabilité d'embauche d'un chômeur f_t, en fonction de l'indicateur de tension θ_t :

$$(6) \qquad f_t = \frac{H_t}{U_t} = \frac{h(V_t, U_t)}{U_t} = \frac{V_t}{U_t}.h(1, \frac{U_t}{V_t}) = \theta_t.m(\theta_t)$$

Compte tenu de (5), il est facile de vérifier que la probabilité de passage du chômage vers l'emploi croît en fonction de l'indicateur de tension. Cela traduit le fait que :

- à nombre de chômeurs égal, plus le nombre de postes vacants est grand, plus il est facile à un chômeur de trouver un emploi. Les externalités entre chômeurs et employeurs sont à nouveau positives ;

- à nombre de postes vacants égal, plus les chômeurs sont nombreux, plus ils éprouvent de difficultés à trouver un emploi. Les externalités entre chômeurs sont donc négatives. Elles traduisent à nouveau un problème de congestion.

2.4. La durée moyenne de la recherche pour un employeur et pour un chômeur

Comme un emploi vacant a une probabilité $m(\theta_t)$ d'être pourvu et un chômeur une probabilité $\theta_t.m(\theta_t)$ d'être embauché, et en supposant que ces événements aléatoires suivent un processus de Poisson, la durée moyenne qu'il est nécessaire d'attendre à compter de la date

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

t pour qu'un poste vacant soit pourvu est $\frac{1}{m(\theta_t)}$ et pour qu'un chômeur soit embauché est $\frac{1}{\theta_t.m(\theta_t)}$.

3. LA COURBE DE BEVERIDGE

3.1. L'équation dynamique du taux de chômage

En admettant que le taux de croissance de la population active n_t et le taux de séparation s_t sont deux constantes exogènes notées n et s, et sachant que chaque chômeur a une probabilité $\theta_t.m(\theta_t)$ de trouver un emploi à la date t, l'équation (2) d'évolution du taux de chômage peut s'écrire :

(7) $$(1+n)u_{t+1} = n + s + (1 - \theta_t.m(\theta_t) - s)u_t$$

Soit v_t, le nombre de postes vacants rapportés à la population active à la date t. La démonstration reproduite en Annexe 1 à ce chapitre établit que :

- la liaison entre u_{t+1} et u_t est de signe indéterminé ;
- la liaison entre u_{t+1} et v_t est de signe négatif.

Par ailleurs, l'équation (7) peut également s'écrire sous la forme :

(7bis) $$\boxed{(1+n)u_t = n + s + (1 - \theta_{t-1}.m(\theta_{t-1}) - s)u_{t-1}}$$

Cette équation donne le niveau de u_t en fonction de v_{t-1} et de u_{t-1}, qui lui-même est fonction de v_{t-2} et de u_{t-2}, et ainsi de suite jusqu'à l'infini. Le taux de chômage est donc une variable « prédéterminée » (*backward looking*) au sens où sa valeur présente u_t est déterminée par les valeurs passées du taux de chômage ($u_{t-1}, u_{t-2} ... u_{t-\infty}$) et du taux d'emplois vacants ($v_{t-1}, v_{t-2} ... v_{t-\infty}$).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

3.2. La détermination de la courbe de Beveridge à partir du sentier de croissance équilibrée

Sur un sentier de croissance équilibrée, le taux de chômage u_t et le taux d'emplois vacants v_t prennent des valeurs stationnaires que nous noterons respectivement u et v. La relation (7) prend alors la forme suivante :

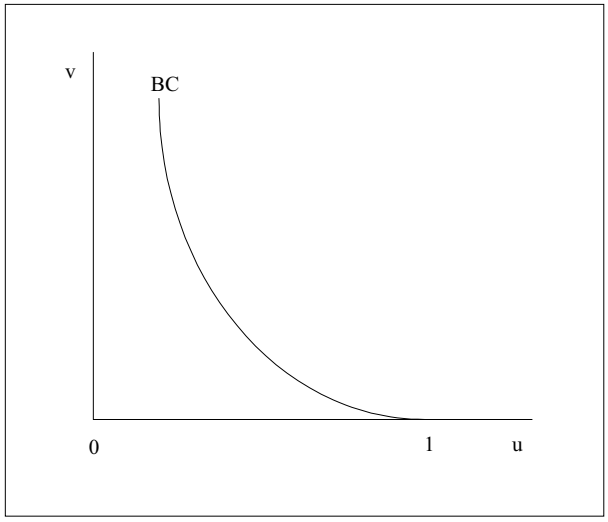
$$(8) \qquad u = \frac{n+s}{n+\theta.m(\theta)+s} \qquad \text{avec} \quad \theta = \frac{v}{u}$$

Cette dernière relation qui relie le taux de chômage au taux d'emplois vacants représente la courbe de Beveridge. Elle indique l'ensemble des couples (u, v) compatibles avec une croissance équilibrée. Cette courbe présente les propriétés suivantes :

- elle est décroissante dans le plan (u, v) ;
- elle est convexe par rapport à l'origine des axes ;
- elle admet une asymptote verticale en u = 0 ;
- elle passe par le point de coordonnées $u = 1$ et $v = 0$.

La démonstration des trois premières propriétés est fournie en Annexe 2 à ce chapitre. La Figure 1 donne une représentation de cette courbe dans le plan (u, v).

Figure 1 : La courbe de Beveridge



http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

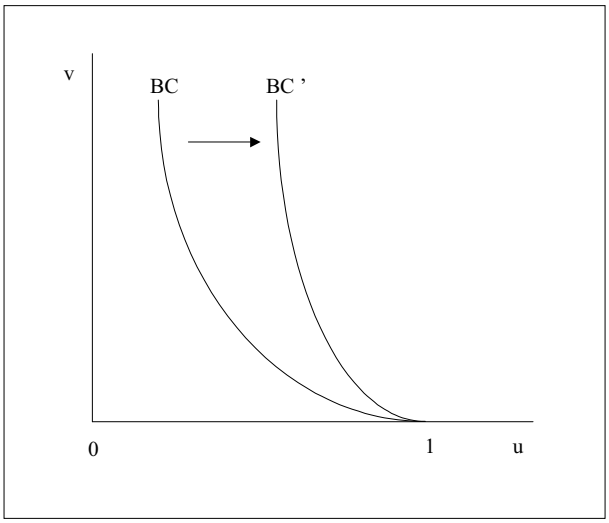
3.3. L'effet à long terme de chocs exogènes sur la courbe de Beveridge

L'équation (8) permet d'étudier les effets à long terme, d'une variation de la probabilité d'appariement, du taux de séparation et du taux de croissance de la population active sur la courbe de Beveridge. Aucun de ces effets n'est ambigu.

3.3.1. Une variation négative de la probabilité d'appariement

L'efficacité du processus d'appariement est représentée par la probabilité d'appariement $m(\theta)$. Un processus moins efficace correspond à une variation négative de $m(\theta)$, pour toute valeur non nulle de θ. D'après l'équation (8), il est clair que si v est nul, ce choc ne changera rien à la valeur de u. Par contre, pour v strictement positif, et en raisonnant à θ constant, si la probabilité d'embauche de chaque chômeur $\theta.m(\theta)$ diminue, cela se traduira par une hausse simultanée du taux de chômage et du taux d'emplois vacants. Graphiquement, une détérioration du processus d'appariement fait donc pivoter la courbe de Beveridge vers la droite, autour de son abscisse à l'origine.

Figure 2 : Déformation de la courbe de Beveridge due à une variation négative de la probabilité d'appariement



3.3.2. Une augmentation du taux de séparation

L'inverse de la relation (8) qui s'écrit : $\frac{1}{u} = 1 + \frac{\theta.m(\theta)}{n+s}$ montre que, en raisonnant à θ constant, si le taux de séparation s augmente, le taux de chômage et le taux d'emplois vacants

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

augmenteront de concert. Une augmentation du taux de séparation produit donc un pivotement de la courbe de Beveridge vers la droite, autour du point de coordonnées (1,0).

3.3.3. Une augmentation du taux de croissance de la population active

Compte tenu de l'équation (8), il est clair qu'une augmentation du taux de croissance de la population active exercera le même effet sur la courbe de Beveridge qu'une augmentation du taux de séparation.

4. LE COMPORTEMENT DES EMPLOYEURS EN PRÉSENCE DE COÛTS D'EMBAUCHE

4.1. Les espérances de profit

Les employeurs présentent les caractéristiques suivantes : ils sont tous identiques ; ils sont en situation de concurrence parfaite, ils produisent un bien unique avec un facteur variable unique : le travail, ils anticipent exactement toutes les variables futures, ils escomptent le futur au taux $\frac{1}{1+r}$ où r désigne le taux d'intérêt réel supposé exogène et constant.

À la date t, chaque poste occupé produit $y > 0$ et coûte w_t (le salaire réel versé à chaque personne employée). Comme chaque poste occupé a une probabilité s d'être vacant à la date $t+1$, l'espérance de profit intertemporel d'un poste occupé, notée Π_t^e, est définie par :

$$(9) \qquad \Pi_t^e = y - w_t + \frac{s.\Pi_{t+1}^v + (1-s)\Pi_{t+1}^e}{1+r}$$

Dans cette expression, $y - w_t$ représente le profit instantané d'un poste occupé. Les variables Π_{t+1}^v et Π_{t+1}^e correspondent à l'espérance de profit d'un poste de travail en $t+1$, selon qu'il est vacant ou pourvu.

À la date t, chaque poste vacant coûte h, coût que l'employeur doit supporter pour entretenir le poste inoccupé (comme la location d'un bureau inoccupé) et pour rechercher le bon candidat (frais de publicité et honoraires d'un cabinet de recrutement, par exemple).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Comme chaque poste vacant a une probabilité $m(\theta_{t+1})$ d'être pourvu en $t+1$, l'espérance de profit intertemporel d'un poste vacant, notée Π_t^v, est définie par :

$$(10) \qquad \Pi_t^v = -h + \frac{m(\theta_{t+1}).\Pi_{t+1}^e + (1-m(\theta_{t+1}))\Pi_{t+1}^v}{1+r}$$

4.2. Le salaire maximal

Les employeurs n'ont pas intérêt à proposer un salaire pour lequel $\Pi_t^e < \Pi_t^v$. Par conséquent, le salaire maximal qu'ils peuvent offrir satisfait l'égalité $\Pi_t^e = \Pi_t^v$. À partir des équations (9) et (10), on montre facilement que ce salaire maximal w_t^{max} vérifie :

$$(11) \qquad w_t^{max} = y + h + \frac{1-s-m(\theta_{t+1})}{1+r}(\Pi_{t+1}^e - \Pi_{t+1}^v)$$

$$(12) \qquad \Pi_t^e - \Pi_t^v = w_t^{max} - w_t$$

4.3. La condition de « libre entrée »

Les employeurs procèdent à des ouvertures de postes jusqu'à ce que toute espérance de profit intertemporel disparaisse. Comme cette espérance est mesurée par la variable Π_t^v, le nombre optimal d'emplois que les employeurs ont intérêt à poster doit donc vérifier la condition suivante :

$$(13) \qquad \Pi_t^v = 0$$

Cette condition appelée condition de « libre entrée » stipule qu'à chaque date t, le coût instantané d'un poste vacant est égal à l'espérance actualisée de ses profits futurs.

4.4. La condition de création d'emploi

Introduire la condition de libre entrée (c'est-à-dire imposer $\Pi_t^v = \Pi_{t+1}^v = 0$) dans la définition (10) de Π_t^v donne la condition de « création d'emploi » :

$$(14) \qquad \frac{\Pi_{t+1}^e}{1+r} = \frac{h}{m(\theta_{t+1})}$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Le rapport $\frac{h}{m(\theta_{t+1})}$ représente le coût moyen d'une embauche en $t+1$. On sait en effet qu'un emploi vacant en $t+1$ suscite une dépense h et risque de rester inoccupé pendant une durée moyenne égale à $\frac{1}{m(\theta_{t+1})}$. Cette condition de création d'emploi établit donc que l'espérance de profit d'un nouvel emploi escomptée par le taux $\frac{1}{1+r}$ doit être égale au coût moyen d'embauche que l'employeur doit payer.

4.5. La demande de travail et la courbe JC (job creation)

En reprenant les deux conditions précédentes, il est possible d'exprimer la valeur maximale du salaire en fonction de la productivité du travail y, du montant h des coûts d'embauche et des probabilités de transition s et $m(\theta_{t+1})$.

$$w_t^{max} = y + (1-s)\frac{h}{m(\theta_{t+1})} \quad (15)$$

L'interprétation de cette équation est simple : le salaire maximal que l'employeur peut offrir est égal à la productivité marginale du travail y, plus le coût moyen d'un emploi vacant, qu'il espère économiser avec une probabilité $(1-s)$.

L'introduction de la condition de libre entrée dans l'équation (12) donne par ailleurs :

$$w_t^{max} = w_t + \Pi_t^e \quad (16)$$

En confrontant les deux dernières équations, nous obtenons l'égalité suivante :

$$\Pi_t^e = y - w_t + (1-s)\frac{h}{m(\theta_{t+1})} \quad (17)$$

Compte tenu de la condition de création d'emploi (14) appliquée à la date t, nous obtenons une relation entre le salaire réel de la date t et le degré de tension des dates t et $t+1$ qui s'écrit :

$$\boxed{y - w_t + (1-s)\frac{h}{m(\theta_{t+1})} = (1+r)\frac{h}{m(\theta_t)}} \quad (18)$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Cette relation appelle plusieurs remarques :

- En l'absence de coûts d'embauche ($h = 0$), l'égalité (18) reviendrait à poser la traditionnelle égalité de la productivité marginale du travail au salaire réel ($y = w$) de la théorie néoclassique.

- La probabilité d'appariement $m(\theta_t)$ étant strictement décroissante par rapport à θ_t, la relation (18) définit une liaison décroissante entre le salaire réel w_t et l'indicateur de tension θ_t. Cette relation est communément appelée JC, pour *job creation*.

- Pour un stock d'emplois vacants donné, cette courbe définit une relation croissante entre le salaire réel et le stock de chômeurs, ce qui équivaut à une relation décroissante entre le salaire réel et l'emploi. Nous constatons donc que ce qui fait que cette demande de travail est une fonction décroissante du salaire réel n'est plus dû, comme dans la théorie néoclassique, à la décroissance de la productivité marginale du travail mais bien à celle de la probabilité d'appariement.

4.6. Les propriétés de la courbe JC à l'état stationnaire

À l'état stationnaire, si l'on note w le montant du salaire réel, l'équation de la courbe JC devient :

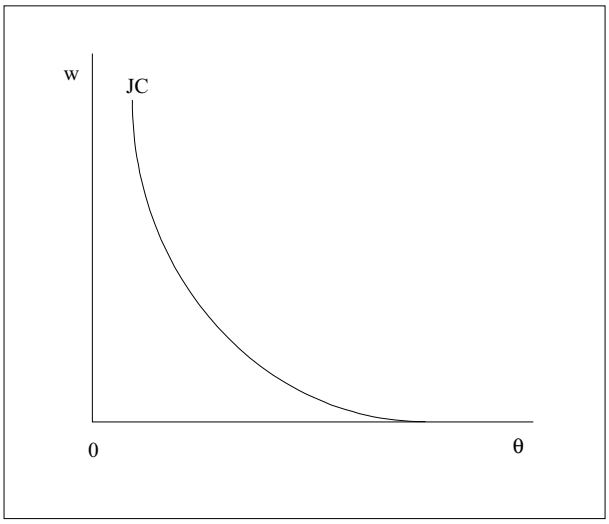
(19) $$\frac{y - w}{r + s} = \frac{h}{m(\theta)}$$

La probabilité d'appariement $m(\theta)$ étant strictement décroissante par rapport à θ, la relation (19) définit une liaison décroissante entre le salaire réel w et l'indicateur de tension θ. La Figure 3 représente cette courbe dans le plan (θ, w).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Figure 3 : La courbe JC à l'état stationnaire



Compte tenu de l'interprétation qui a été faite de la condition de création d'emploi au §4.4, il est clair que la courbe JC se déplacera vers la droite en trois circonstances :

- Dans le cas où le coût moyen d'une embauche diminue (baisse des coûts d'embauche ou hausse de la probabilité d'appariement).

- Dans le cas où l'espérance de profit d'une embauche augmente (hausse de la productivité marginale du travail, baisse du taux de séparation).

- Dans le cas où le taux d'intérêt réel baisse.

5. LE COMPORTEMENT DES ACTIFS EN PRÉSENCE D'ALLOCATIONS CHÔMAGE

5.1. Les espérances de gains

La population active est composée d'un nombre L_t d'individus identiques dont la durée de vie est infinie. Comme les employeurs, les actifs anticipent exactement toutes les variables futures et escomptent le futur au taux $\frac{1}{1+r}$. À la date t, chaque actif est soit employé, soit au chômage. S'il est employé, son espérance de gain est alors G_t^e, s'il est chômeur son espérance de gain est $G_t^u \leq G_t^e$.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Lorsqu'un actif est employé en t, il perçoit un salaire réel w_t mais il sait qu'il risque d'être sans emploi en $t+1$ avec une probabilité s. L'espérance de gain intertemporel d'un actif employé peut donc se calculer comme suit :

$$G_t^e = w_t + \frac{s.G_{t+1}^u + (1-s)G_{t+1}^e}{1+r} \quad (20)$$

Cette relation indique que l'espérance de gain d'une personne employée est égale à la somme de ses gains présents et de l'espérance actualisée de ses gains futurs. Avec une probabilité s, ses gains futurs coïncident avec ceux espérés d'un chômeur, et avec une probabilité complémentaire, ils se confondent avec ceux d'une personne employée.

Lorsqu'un actif est au chômage en t, il perçoit des allocations chômage z mais il espère occuper un emploi en $t+1$ avec une probabilité $\theta_{t+1}.m(\theta_{t+1})$. Son espérance de gain vérifie donc :

$$G_t^u = z + \frac{\theta_{t+1}.m(\theta_{t+1}).G_{t+1}^e + (1-\theta_{t+1}.m(\theta_{t+1}))G_{t+1}^u}{1+r} \quad (21)$$

Le comportement des employeurs et des actifs étant précisé, nous allons à présent exposer le processus de négociation salariale.

5.2. Le salaire de réservation

La valeur du salaire de réservation $w_t^{rés}$, c'est-à-dire du salaire pour lequel le chômeur est indifférent entre accepter un emploi et continuer sa recherche, est obtenue en égalisant les expressions (20) et (21), c'est-à-dire en imposant $G_t^e = G_t^u$. Il vient alors :

$$w_t^{rés} = z + \frac{1-s-\theta_{t+1}.m(\theta_{t+1})}{1+r}(G_{t+1}^u - G_{t+1}^e) \quad (22)$$

$$G_t^e - G_t^u = w_t - w_t^{rés} \quad (23)$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

6. LA NÉGOCIATION SALARIALE

Tout appariement (nouveau ou non) procure une rente nette à chaque protagoniste : pour l'employeur, cette rente nette s'élève à $\Pi_t^e - \Pi_t^v$ et pour l'employé, à $G_t^e - G_t^u$. Tout appariement crée donc un surplus S_t égal à la somme de ces deux rentes. Nous présentons d'abord comment ce surplus est partagé à l'issue de la négociation salariale, puis comment se forment les salaires.

6.1. Le partage du surplus

La négociation salariale repose sur les hypothèses suivantes : elle se déroule au niveau de chaque couple employeur-employé ; elle ne concerne que le salaire ; celui-ci est négocié à chaque date ; la solution de la négociation est obtenue en maximisant, par rapport au salaire courant, le critère de Nash généralisé, c'est-à-dire en maximisant le produit pondéré des rentes nettes des deux protagonistes :

(24) $$w_t = \text{Arg Max}(\Pi_t^e - \Pi_t^v)^{1-\gamma}(G_t^e - G_t^u)^{\gamma}, \text{ avec } \gamma \in [0,1]$$

Dans cette expression, γ est un paramètre exogène qui mesure le pouvoir que possède l'employé dans la négociation. La condition du premier ordre de ce programme montre (voir Annexe 3) que la négociation donne à chaque protagoniste une part du surplus proportionnelle à son pouvoir relatif.

(25) $$G_t^e - G_t^u = \gamma.S_t$$

(26) $$\Pi_t^e - \Pi_t^v = (1-\gamma).S_t$$

Cette règle de partage peut également s'écrire sous la forme :

(27) $$(1-\gamma).(G_t^e - G_t^u) = \gamma.(\Pi_t^e - \Pi_t^v)$$

6.2. Le salaire négocié

À partir de la règle de partage précédente et des définitions (23) et (12) des rentes nettes, nous obtenons que le salaire négocié doit vérifier l'équation suivante :

(28) $$w_t = (1-\gamma).w_t^{rés} + \gamma.w_t^{max}$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

L'interprétation de cette équation est simple : si l'employé possède la totalité du pouvoir dans la négociation ($\gamma = 1$), il obtiendra à l'issue de la négociation un salaire équivalent au salaire maximal que peut proposer l'employeur ; si le pouvoir de l'employeur est total ($\gamma = 0$), l'employé devra se contenter d'un salaire w égal au salaire de réservation. Dans les situations intermédiaires ($0 < \gamma < 1$), le salaire négocié correspondra à une moyenne pondérée du salaire de réservation et de la productivité marginale.

6.3. La formation des salaires et la droite WS (wage setting)

En reprenant la condition de libre entrée (13), la condition de création d'emploi (14) et la règle de partage (27), il est possible d'écrire la définition (22) du salaire de réservation sous la forme :

$$(29) \qquad w_t^{rés} = z + \frac{\gamma}{1-\gamma}\left[1 - s - \theta_{t+1}.m(\theta_{t+1})\right]\frac{h}{m(\theta_{t+1})}$$

En reportant les expressions (15) et (29) dans l'équation du salaire négocié (28), il est possible d'exprimer la valeur du salaire réel en fonction du pouvoir γ de l'employé dans la négociation, du montant z des allocations chômage, de la productivité du travail y, des coûts d'embauche h et du degré de tension anticipé θ_{t+1} :

$$(30) \qquad \boxed{w_t = (1-\gamma).z + \gamma.(y + h.\theta_{t+1})}$$

En présence de coûts d'embauche ($h > 0$) et à condition d'attribuer aux salariés un pouvoir de négociation non nul ($\gamma > 0$), la relation (30) définit une relation affine et croissante entre le salaire réel de la date t et le degré de tension de la date $t+1$. Cette relation couramment appelée WS, pour *wage setting* est donc totalement « tournée vers l'avant » (*forward looking*).

6.4. Les propriétés de la droite WS à l'état stationnaire

À l'état stationnaire, l'équation de formation des salaires WS devient :

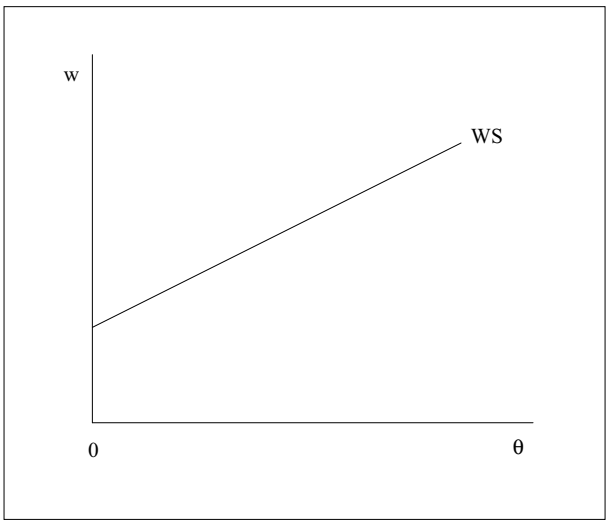
$$(31) \qquad w = (1-\gamma).z + \gamma.(y + h.\theta)$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

En présence de coûts d'embauche ($h > 0$), la relation (31) définit l'équation d'une droite à pente positive dans le plan (θ, w) à condition toutefois d'attribuer aux salariés un pouvoir de négociation non nul ($\gamma > 0$).

Figure 4 : La droite WS à l'état stationnaire



Pour un stock d'emplois vacants donné, cette droite définit une relation décroissante entre le taux de salaire réel et le stock de chômeurs, ce qui est équivalent à une relation croissante entre le taux de salaire réel et l'emploi. La droite WS s'apparente donc à l'offre de travail néoclassique. Cette parenté est cependant purement formelle, puisque dans le modèle néoclassique, les salariés ne disposent d'aucun pouvoir de négociation, alors que dans le modèle d'appariement, c'est justement le fait qu'ils disposent d'un pouvoir effectif qui justifie la pente positive de la droite WS.

Si l'on admet que le pouvoir de négociation est partagé entre employeurs et employés ($0 < \gamma < 1$) et que la productivité marginale du travail est supérieure au montant des allocations chômage ($y > z$)[6], les quatre dérivées partielles obtenues à partir de l'équation (31) sont strictement positives :

[6] Nous verrons dans la section suivante que l'existence d'un équilibre stationnaire sur le marché du travail repose sur ces deux hypothèses qui semblent -somme toute- assez naturelles.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

$$\frac{\partial w}{\partial y} = \gamma > 0 \qquad \frac{\partial w}{\partial h} = \gamma.\theta > 0$$

$$\frac{\partial w}{\partial z} = 1 - \gamma > 0 \qquad \frac{\partial w}{\partial \gamma} = -z + y + h.\theta > 0$$

En d'autres termes, pour un degré de tension (non nul) donné, on assistera à une hausse du salaire réel (et donc à un déplacement de la droite WS vers le haut) en cas d'augmentation :

- de la productivité marginale du travail ;
- des coûts d'embauche ;
- du montant des allocations chômage ;
- du pouvoir de négociation des employés.

7. L'ÉQUILIBRE STATIONNAIRE DU MARCHÉ DU TRAVAIL

7.1. La détermination de l'indicateur de tension et du taux de salaire réel

La valeur d'équilibre de l'indicateur de tension et du taux de salaire réel résulte de la confrontation de la droite WS et de la courbe JC à l'état stationnaire. À partir de leur équation respective, il est aisé d'établir que l'indicateur de tension à l'équilibre vérifie la relation qui suit :

$$(32) \qquad \frac{(1-\gamma)(y-z)}{r+s+\gamma.\theta.m(\theta)} = \frac{h}{m(\theta)}$$

Il est intéressant de noter que pour que la partie gauche de cette égalité soit positive et égale au coût moyen d'un poste vacant, et donc pour que le modèle admette un équilibre, il faut que la productivité marginale du travail soit supérieure au montant des allocations chômage ($y > z$) et que le pouvoir des salariés dans la négociation ne soit pas total ($\gamma < 1$). La justification de cette dernière condition est assez naturelle : si γ était égal à 1, plus aucun employeur n'ouvrirait de postes.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Comme le montre le graphique 5, de nombreux paramètres vont influencer la valeur de l'indicateur de tension à l'équilibre (θ^*) :

- Un processus d'appariement plus efficace, déplaçant la courbe JC vers la droite, sans déplacer la droite WS aura pour effet d'augmenter la tension sur le marché du travail, car la baisse du coût moyen des postes vacants stimule les ouvertures de postes.

- Une baisse du taux d'intérêt ou du taux de séparation aura des effets similaires sur JC, WS et donc θ^*, car les perspectives de profit sur les postes occupés étant revues à la hausse, les entreprises ouvriront de nouveaux postes.

- Une baisse des allocations chômage ou du pouvoir de négociation des salariés déplaçant WS vers la droite, sans déplacer JC aura aussi pour conséquence d'augmenter la tension. En effet, une baisse des paramètres z ou γ entraîne une baisse du salaire négocié et donc une hausse du profit espéré sur les postes occupés.

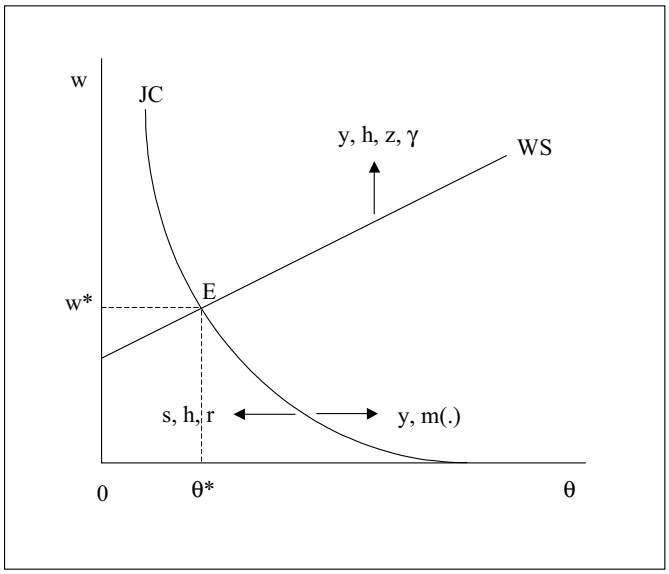
- Une baisse des coûts d'embauche h, déplaçant JC et WS vers la droite est également de nature à augmenter la tension sur le marché du travail car cela réduit à la fois le coût moyen d'un poste vacant et le niveau du salaire négocié.

- Une hausse de la productivité marginale du travail a *a priori* un effet ambigu sur θ^* : en améliorant le profit espéré sur un emploi occupé, cette hausse incite les employeurs à ouvrir de nouveaux postes ; en provoquant la hausse du salaire négocié, elle incite au contraire les employeurs à réduire leurs ouvertures de postes. L'étude mathématique de l'équation (32) démontre cependant que la hausse de la productivité marginale entraîne celle de l'indicateur de tension (voir démonstration en Annexe 4). Ce résultat prouve donc que la hausse du profit espéré sur un poste occupé a toujours plus d'effet sur θ^* que la hausse du salaire réel.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

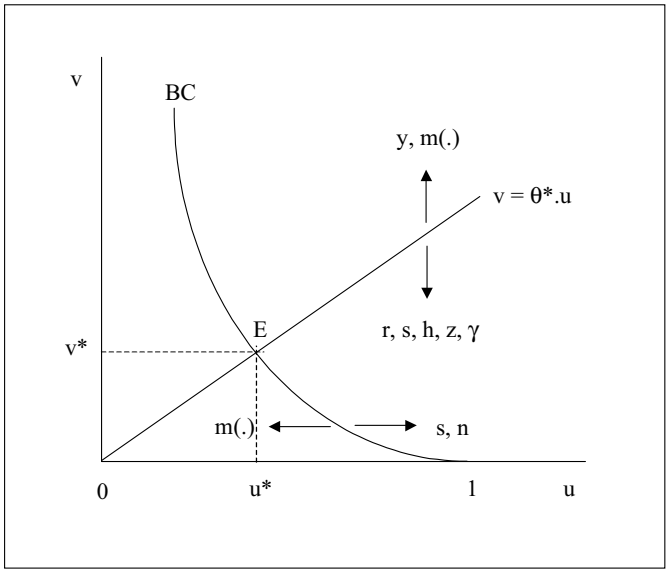
Figure 5 : L'équilibre du marché du travail : détermination de θ* et de w*



7.2. La détermination du taux de chômage d'équilibre

La Figure 6 représente l'équilibre du marché du travail dans le plan (u,v). Connaissant la valeur d'équilibre de l'indicateur de tension, la valeur d'équilibre du taux de chômage u* correspond à l'abscisse du point d'intersection de la courbe de Beveridge et de la droite de pente θ^* issue de l'origine des axes.

Figure 6 : L'équilibre du marché du travail : détermination de u*



http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

7.3. Les effets à long terme de chocs exogènes sur le chômage et les emplois vacants

La Figure 6 permet d'étudier les effets à long terme de différents chocs exogènes persistants sur le taux de chômage et le taux d'emplois vacants.

7.3.1. Un choc démographique

Un taux de croissance de la population active plus élevé (du fait de la démographie et / ou du taux d'activité) n'exercera aucun effet sur la valeur d'équilibre du degré de tension, mais étirera la courbe de Beveridge vers la droite. À long terme, une croissance plus rapide du nombre d'actifs accroîtra donc simultanément le taux de chômage et le taux d'emplois vacants.

7.3.2. Un choc agrégé

Un choc agrégé correspond à une modification de variables macroéconomiques comme le taux d'intérêt, la productivité marginale du travail, les coûts d'embauche, les allocations chômage ou le pouvoir de négociation des employés. Ce type de choc ne déplace pas la courbe de Beveridge.

Une hausse du taux d'intérêt (une baisse de la productivité, une hausse des coûts d'embauche, des allocations chômage ou du pouvoir de négociation des employés seraient équivalentes) réduisant la valeur d'équilibre du degré de tension, fera pivoter la droite issue de l'origine des axes dans le sens des aiguilles d'une montre, mais ne déplacera pas la courbe de Beveridge. Une hausse du taux d'intérêt se traduira donc à long terme par une hausse du taux de chômage et une baisse du taux d'emplois vacants.

7.3.3. Un choc de réallocation

Un choc de réallocation s'apparente à une modification soit du taux de séparation, soit de l'efficacité du processus d'appariement.

Un taux de séparation plus élevé (par exemple, suite à la destruction massive d'emplois dans les secteurs en déclin, à la diminution des coûts de licenciement, ou au développement du travail temporaire) réduira la valeur d'équilibre du degré de tension tout en étirant la courbe de Beveridge vers la droite. Dans le long terme, un taux de séparation plus

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

élevé augmentera donc le taux de chômage mais aura un effet incertain sur le taux d'emplois vacants.

Un processus d'appariement moins efficace (du fait, par exemple, de l'inadéquation croissante entre la structure des qualifications offertes et demandées) aura graphiquement les mêmes conséquences qu'une augmentation du taux de séparation. Dans le long terme, une dégradation de l'efficacité du processus d'appariement augmentera donc le taux de chômage mais aura un effet incertain sur le taux d'emplois vacants.

8. LA DYNAMIQUE DU MODÈLE D'APPARIEMENT

8.1. La dynamique du taux de chômage, du degré de tension et du salaire réel

La façon dont les trois variables endogènes u_t, θ_t et w_t s'ajustent dans le temps peut se comprendre en observant les trois équations qui caractérisent le marché du travail en dehors de l'équilibre stationnaire : la courbe de Beveridge (BC), la courbe de création d'emploi (JC) et la droite de formation des salaires (WS), dont nous reproduisons ici les équations respectives :

(7bis) $$\boxed{(1+n)u_t = n + s + (1 - \theta_{t-1}.m(\theta_{t-1}) - s)u_{t-1}}$$

(18) $$\boxed{y - w_t + (1-s)\frac{h}{m(\theta_{t+1})} = (1+r)\frac{h}{m(\theta_t)}}$$

(30) $$\boxed{w_t = (1-\gamma).z + \gamma.(y + h.\theta_{t+1})}$$

La première équation rappelle que le taux de chômage présent est lié aux taux de chômage passés ainsi qu'aux taux d'emplois vacants passés. Le taux de chômage est donc une variable « prédéterminée » (*backward looking*) dont la valeur ne se modifie que progressivement. Cette inertie du taux de chômage est liée au processus d'appariement qui est un processus qui prend du temps. À l'inverse, en substituant la troisième équation dans la seconde, on peut constater que le degré de tension ne prend en compte que le degré de tension anticipé ; il ne contient aucun facteur d'inertie ; il est donc uniquement « tourné vers l'avant » (*forward looking*). Cela provient de l'hypothèse que les employeurs déposent et retirent les offres

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

d'emploi instantanément de manière à toujours satisfaire la condition de libre entrée. De même, la formation des salaires que décrit la troisième équation est totalement tournée vers l'avant car le modèle suppose que le salaire est continuellement renégocié.

Conséquence de ces caractéristiques dynamiques : le salaire réel, le taux d'emplois vacants et le degré de tension s'adaptent immédiatement à toute modification de l'environnement. En cas de choc exogène, ces trois variables rejoignent instantanément leur valeur stationnaire. En revanche, le taux de chômage n'atteindra sa valeur stationnaire que progressivement.

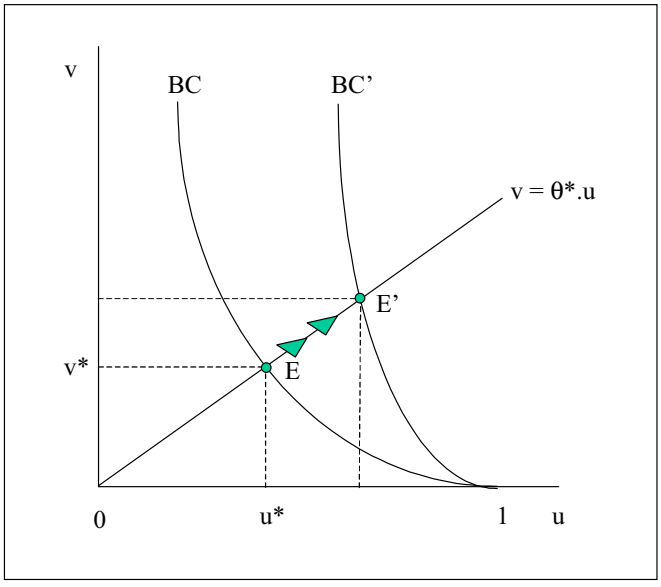
8.2. Les effets à court terme de chocs exogènes sur le chômage et les emplois vacants

Les propriétés dynamiques des variables endogènes exposées au paragraphe précédent permettent de préciser la trajectoire d'ajustement que suit le marché du travail en cas de choc exogène.

8.2.1. Un choc démographique

La Figure 7 illustre le changement d'équilibre consécutif à une croissance plus rapide de la population active. L'état initial de l'économie est représenté par le point d'équilibre stationnaire E. Suite au choc démographique, l'équilibre stationnaire se situe au point E'.

Figure 7 : Effets d'une augmentation du taux de croissance de la population active (n)



http://www.univ-lille1.fr/bustl

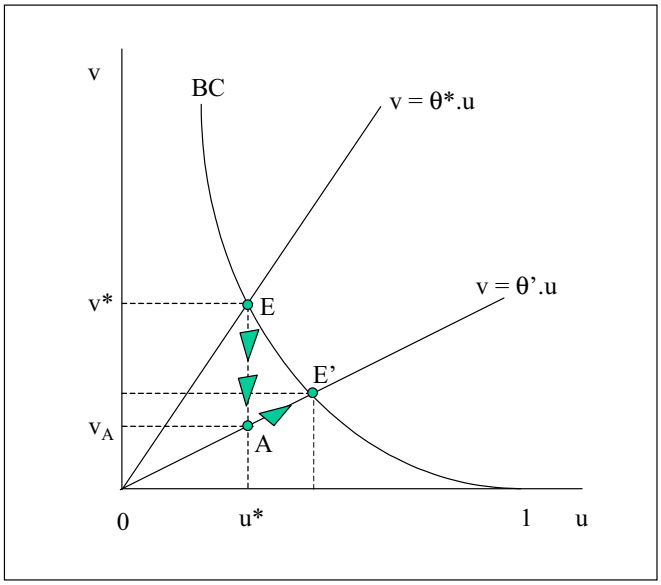
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

L'inertie du taux de chômage implique que le passage de E en E' n'est pas immédiat mais s'effectue progressivement en glissant le long de la droite d'équation $v = \theta.u$. Le passage d'un équilibre stationnaire à un autre se caractérise donc par une succession d'équilibres de court terme où le taux de chômage et le taux d'emplois vacants augmentent conjointement.

8.2.2. Un choc agrégé

La Figure 8 illustre le changement d'équilibre consécutif à un choc agrégé négatif. La variable θ_t atteint immédiatement sa valeur stationnaire θ', ce qui se traduit par le passage du point E au point A, puis le marché rejoint progressivement le nouvel équilibre stationnaire E' en se déplaçant le long de la droite d'équation $v = \theta'.u$.

Figure 8 : Effets d'un accroissement du niveau des allocations chômage (z) ou du pouvoir de négociation des salariés (γ)



L'examen de la trajectoire d'ajustement montre qu'après le saut initial du taux d'emplois vacants (de v* à v_A), le taux de chômage et le taux d'emplois vacants augmentent conjointement.

8.2.3. Un choc de réallocation

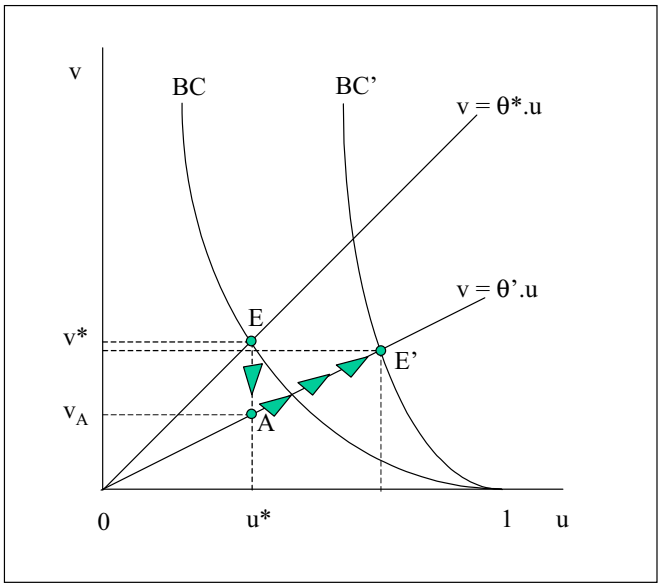
La Figure 9 illustre le changement d'équilibre consécutif à un choc de réallocation négatif. La variable θ_t atteint immédiatement sa valeur stationnaire θ', ce qui se traduit par le

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

passage du point E au point A, puis le marché rejoint progressivement le nouvel équilibre stationnaire E' en se déplaçant le long de la droite d'équation $v = \theta'.u$.

Figure 9 : Effets d'un taux de séparation (s) plus élevé ou d'un processus d'appariement m(.) moins efficace



L'examen de la trajectoire d'ajustement montre à nouveau qu'après le saut initial du taux d'emplois vacants (de v* à v_A), le taux de chômage et le taux d'emplois vacants augmentent conjointement.

9. CONCLUSION

Au cours de ce chapitre, nous avons présenté une modélisation simple du marché du travail, dans laquelle la rencontre entre les entreprises qui cherchent à pourvoir des postes vacants et les chômeurs qui cherchent un emploi est formalisée par une fonction d'appariement.

Nous avons défini la courbe de Beveridge comme étant l'ensemble des taux de chômage et d'emplois vacants pour lesquels le marché du travail est en croissance équilibrée.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Nous avons défini la courbe de création d'emploi (JC) à partir de la condition de création d'emploi et de la condition de libre entrée. En l'absence de coûts d'embauche, cette courbe équivaudrait à la traditionnelle demande de travail de la théorie néoclassique.

Nous avons également défini la droite de formation des salaires (WS) à partir des conditions de création d'emploi et de libre entrée et – parce que dans le modèle d'appariement les employés disposent d'un pouvoir de négociation alors qu'ils n'en n'ont aucun dans la théorie néoclassique - de la règle de partage du surplus.

L'examen à l'état stationnaire de chocs exogènes a révélé que dans ce modèle :

- Les chocs agrégés se traduisent par un déplacement le long de la courbe de Beveridge et donc par des mouvements en sens contraire de taux de chômage et du taux d'emplois vacants.

- Les chocs de réallocation se traduisent par un déplacement de la courbe de Beveridge et peuvent entraîner le taux de chômage et le taux d'emplois vacants dans le même sens ou en sens contraire.

L'examen de la dynamique des chocs a par ailleurs abouti à une conclusion importante : la montée conjointe du taux de chômage et du taux d'emplois vacants (comme celle observée en France durant la décennie 90) n'est pas – si les hypothèses du modèle sont vérifiées – nécessairement due à une montée des difficultés d'appariement. Elle peut aussi provenir soit de l'intensification des séparations, soit de chocs agrégés négatifs, voire même d'une croissance plus soutenue de la population active.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 1

DYNAMIQUE DU TAUX DE CHÔMAGE

L'équation (7) peut encore s'écrire : $u_{t+1} = \frac{n + s + (1 - \theta_t.m(\theta_t) - s)u_t}{1+n}$ avec $\theta_t = \frac{v_t}{u_t}$

Dérivons-la par rapport à u_t :

$$\frac{\partial u_{t+1}}{\partial u_t} = \frac{(1-s) + {\theta_t}^2.m'(\theta_t)}{1+n}$$

or $(1-s) > 0$ et ${\theta_t}^2.m'(\theta_t) < 0$ donc $\frac{\partial u_{t+1}}{\partial v_t}$ est de signe indéterminé.

Dérivons-la par rapport à v_t :

$$\frac{\partial u_{t+1}}{\partial v_t} = -\frac{m(\theta_t) + \theta_t.m'(\theta_t)}{1+n}$$

or d'après (5), $m(\theta_t) + \theta_t.m'(\theta_t) > 0$ donc $\frac{\partial u_{t+1}}{\partial v_t} < 0$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 2

PROPRIÉTÉS DE LA COURBE DE BEVERIDGE

La courbe de Beveridge est décroissante dans le plan (u,v) :

À partir de la relation (8) $u = \frac{n+s}{n+\theta.m(\theta)+s}$ où $\theta = \frac{v}{u}$, réécrivons tout d'abord la courbe de Beveridge sous la forme : $1 = u + \frac{v}{n+s} m\left(\frac{v}{u}\right) = b(v,u)$.

Étudions le signe du taux marginal de substitution associé à b(v,u) :

- $\frac{\partial b(v,u)}{\partial u} = 1 - \frac{v^2}{u^2(n+s)} m'\left(\frac{v}{u}\right) = 1 - \frac{\theta^2}{n+s} m'(\theta)$

  or nous savons que $m'(\theta) < 0$ donc $\frac{\partial b(v,u)}{\partial u} > 0$

- $\frac{\partial b(v,u)}{\partial v} = \frac{1}{n+s} m\left(\frac{v}{u}\right) + \frac{v}{u(n+s)} m'\left(\frac{v}{u}\right) = \frac{1}{n+s}[m(\theta) + \theta.m'(\theta)]$

  or d'après (5), $m(\theta) + \theta.m'(\theta) > 0$ donc $\frac{\partial b(v,u)}{\partial v} > 0$

d'où $TmS = \frac{\frac{\partial b(v,u)}{\partial u}}{\frac{\partial b(v,u)}{\partial v}} = \frac{n+s-\theta^2 m'(\theta)}{m(\theta)+\theta.m'(\theta)} > 0$

Nous en concluons que la courbe de Beveridge est décroissante dans le plan (u,v) :

La courbe de Beveridge est convexe par rapport à l'origine des axes :

Vérifions que le taux marginal de substitution calculé précédemment est une fonction strictement positive de θ. Cela revient à vérifier que :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

$$[n+s+\theta.m(\theta)]\times[2.m'(\theta)+\theta.m''(\theta)]<0$$

Il est clair que le premier terme entre crochets est strictement positif (n ,s, θ et $m(\theta)$ étant positifs).

Le second terme est strictement négatif. Cela se montre facilement à partir de la stricte concavité de la fonction d'appariement (propriété iv de la fonction h) et en remarquant que :

$$\theta.m(\theta)=h(\theta,1)$$

$$\Rightarrow [\theta\times m(\theta)]' \equiv m(\theta)+m'(\theta)\times\theta$$

$$\Rightarrow [\theta\times m(\theta)]'' \equiv 2m'(\theta)+m''(\theta)\times\theta = h''(\theta,1)<0\,.$$

La courbe de Beveridge admet une asymptote verticale en u = 0 :

Lorsque $u\to 0$ alors $v=u\times\theta=\dfrac{n+s}{\dfrac{n+s}{\theta}+m(\theta)}\to+\infty$ car $\dfrac{n+s}{\theta}\to 0$ et $m(\theta)\to 0$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 3

RÈGLE DE PARTAGE DU SURPLUS

La négociation salariale étant représentée par le programme suivant :

$$\text{Max}(\Pi_t^e - \Pi_t^v)^{1-\gamma}\left[S_t - (\Pi_t^e - \Pi_t^v)\right]^{\gamma}, \text{ avec } \gamma \in [0,1]$$

où S_t est le surplus, somme des rentes nettes $(\Pi_t^e - \Pi_t^v)$ et $(G_t^e - G_t^u)$, la condition du premier ordre donne :

$$(1-\gamma)(\Pi_t^e - \Pi_t^v)^{-\gamma}\left[S_t - (\Pi_t^e - \Pi_t^v)\right]^{\gamma} - \gamma\left[S_t - (\Pi_t^e - \Pi_t^v)\right]^{\gamma-1}(\Pi_t^e - \Pi_t^v)^{1-\gamma} = 0$$

$$\Leftrightarrow \frac{(\Pi_t^e - \Pi_t^v)^{-\gamma}\left[S_t - (\Pi_t^e - \Pi_t^v)\right]^{\gamma}}{\left[S_t - (\Pi_t^e - \Pi_t^v)\right]^{\gamma-1}(\Pi_t^e - \Pi_t^v)^{1-\gamma}} = \frac{\gamma}{1-\gamma}$$

$$\Leftrightarrow \frac{S_t - (\Pi_t^e - \Pi_t^v)}{(\Pi_t^e - \Pi_t^v)} = \frac{\gamma}{1-\gamma}$$

$$\Leftrightarrow \Pi_t^e - \Pi_t^v = (1-\gamma).S_t$$

$$\Leftrightarrow G_t^e - G_t^u = \gamma.S_t$$

L'employeur et l'employé obtiennent donc une part du surplus proportionnelle à leur pouvoir de négociation.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 4

EFFET SUR LA VALEUR D'ÉQUILIBRE DE L'INDICATEUR DE TENSION D'UN ACCROISSEMENT DE LA PRODUCTIVITÉ MARGINALE DU TRAVAIL

L'équation (32) définissant la valeur d'équilibre de l'indicateur de tension peut s'écrire de la façon suivante :

$$\text{(32bis)}\quad \frac{(1-\gamma)(y-z)}{h} = \frac{r+s+\gamma.\theta.m(\theta)}{m(\theta)}$$

Si y augmente, les deux membres de l'égalité vont augmenter. À gauche, du fait de y, à droite du fait de θ ; pour savoir dans quel sens évolue θ, dérivons le terme de droite par rapport à cette variable :

$$\frac{\gamma[m(\theta)+\theta.m'(\theta)]m(\theta)-[r+s+\gamma.\theta.m(\theta)].m'(\theta)}{[m(\theta)]^2} = \frac{\gamma[m(\theta)]^2-[r+s].m'(\theta)}{[m(\theta)]^2} > 0$$

puisque $m'(\theta) < 0$

Ce résultat montre que le terme de droite croît avec θ ; un accroissement de y impliquera donc un accroissement de la valeur d'équilibre de l'indicateur de tension.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

RÉFÉRENCES

CAHUC Pierre, ZYLBERBERG André (1996), Économie du travail. La formation des salaires et les déterminants du chômage, De Boeck Université, Bruxelles.

CAHUC Pierre, ZYLBERBERG André (2001), Le marché du travail, De Boeck Université, Bruxelles.

PISSARIDES C. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

CHAPITRE 2

RÉALLOCATIONS D'EMPLOIS ET MOUVEMENTS DE MAIN D'ŒUVRE EN FRANCE : UNE COMPARAISON AVEC LES ÉTATS-UNIS PUIS ENTRE LES RÉGIONS FRANÇAISES

1. Eléments de comparaison entre la France et les États-Unis.....56
2. Eléments de comparaison entre les régions françaises.....82
3. Conclusion.....97
Références.....99

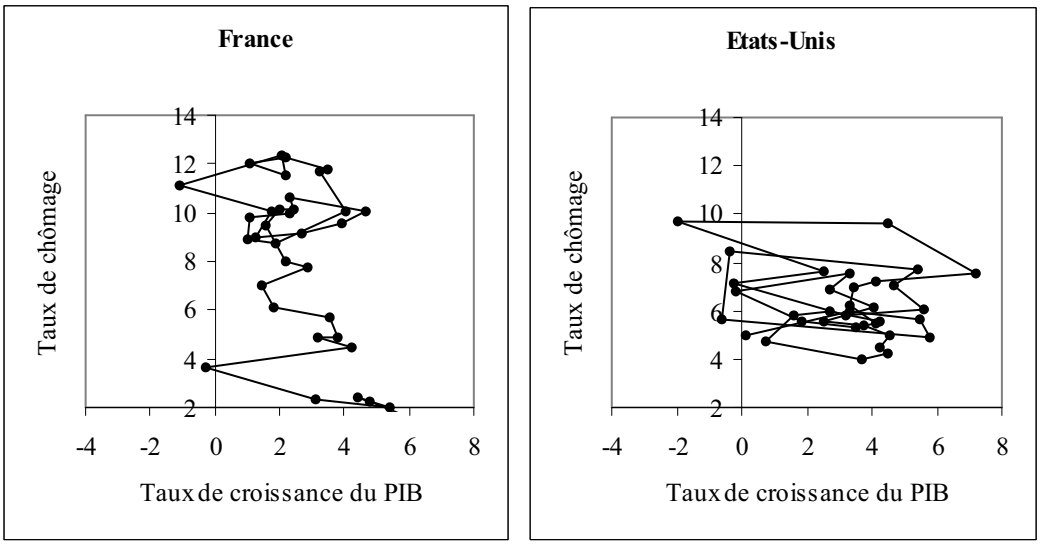
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Les développements précédents ont permis de préciser ce qu'une analyse du marché du travail fondée sur les flux pouvait apporter d'un point de vue théorique à la compréhension de l'équilibre sur le marché du travail. Voyons à présent ce qu'il ressort de l'observation des flux d'emplois et des flux de main d'œuvre d'abord sur deux marchés du travail *a priori* très contrastés : le marché français et le marché américain (section 1) puis sur les vingt-deux marchés régionaux français (section 2).

1. ÉLÉMENTS DE COMPARAISON ENTRE LA FRANCE ET LES ÉTATS-UNIS

1.1. Taux de chômage et taux de croissance

Graphique 1 : Relation observée en France et aux États-Unis de 1970 à 2004 entre taux de chômage et taux de croissance du PIB



Source : OCDE

La faiblesse de la croissance ne suffit plus à expliquer la montée du chômage. Le Graphique 1 montre que depuis 1970, en France, et dans une moindre mesure aux États-Unis, la relation entre chômage et croissance (ou loi d'Okun) est fortement instable. Le chômage

http://www.univ-lille1.fr/bustl

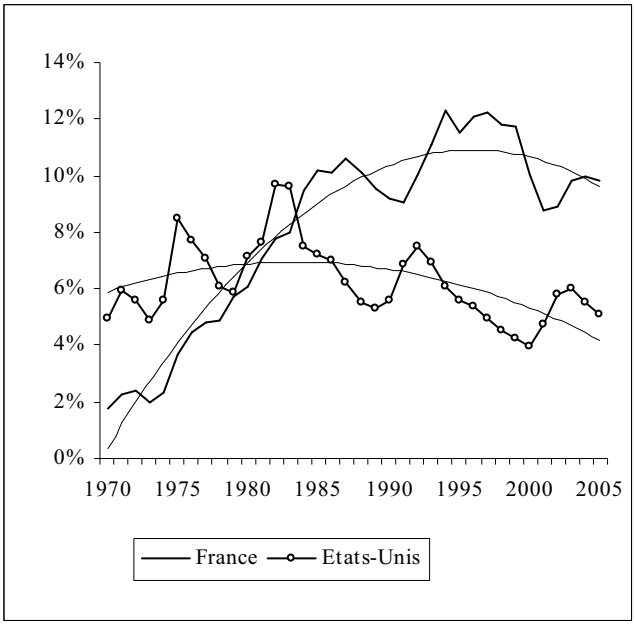
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

semble suivre une tendance propre. Ce phénomène de dérive est particulièrement visible en France où, depuis 1975, la plupart des augmentations de chômage apparues en phase de récession, n'ont pas disparu lors des phases de reprise.

1.2. Taux de chômage, taux d'activité et taux d'emploi

1.2.1. Évolution contrastée des taux de chômage

Graphique 2 : Taux de chômage en France et aux États-Unis, de 1970 à 2005



Source : OCDE

Au cours des trois dernières décennies, la France a connu une montée quasi continue du chômage. D'environ 2% en 1970, le taux de chômage de la population active française a atteint son maximum (un peu plus de 12%) en 1994. L'évolution du chômage aux États-Unis est, on le sait, fort différente. Comme le montre le Graphique 2, jusqu'à la fin des années 1970, le chômage frappait plus les américains que les français, mais depuis le début des années 1980, l'écart s'est inversé et a tendu à s'amplifier, si bien qu'en 2000, avec un taux de chômage historiquement bas de 4%, les États-Unis retrouvaient une situation proche du plein emploi.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

1.2.2. Croissance des populations actives

La diminution du taux de chômage américain est d'autant plus spectaculaire qu'elle va de pair avec une croissance rapide de la population active. En effet, entre 1979 (année où les taux de chômage français et américain sont très proches) et 2005, la population active américaine a progressé deux fois plus vite que celle de la France : + 42% au lieu de + 18%.

Le taux d'activité (que l'on notera a) désignant la proportion d'actifs (en nombre L) dans la population d'âge actif (en nombre LP), on peut exprimer la croissance de la population active en fonction du taux d'activité et de la population d'âge actif. En effet :

$$a = \frac{L}{LP} \Rightarrow L = a \times LP \Rightarrow \frac{\Delta L}{L} \cong \frac{\Delta a}{a} + \frac{\Delta LP}{LP}$$

L'application de cette formule aux cas français et américain fournit les résultats suivants :

Tableau 1 : Analyse de la croissance de la population active en France et aux États-Unis de 1970 à 2005 (taux annuels moyens)

Période	Taux de croissance du taux d'activité $\frac{\Delta a}{a}$		Taux de croissance de la population d'âge actif $\frac{\Delta LP}{LP}$		Taux de croissance de la population active $\frac{\Delta L}{L} \cong \frac{\Delta a}{a} + \frac{\Delta LP}{LP}$	
	France	États-Unis	France	États-Unis	France	États-Unis
1970-1974	0,07%	0,40%	0,98%	2,23%	1,05%	2,64%
1975-1979	0,26%	0,89%	0,88%	1,78%	1,14%	2,68%
1980-1984	-0,80%	0,35%	1,33%	1,23%	0,52%	1,58%
1985-1989	-0,07%	0,80%	0,56%	0,95%	0,50%	1,76%
1990-1994	0,11%	0,07%	0,21%	1,07%	0,32%	1,14%
1995-1999	0,32%	0,12%	0,27%	1,12%	0,58%	1,24%
2000-2005	0,32%	-0,28%	0,91%	1,44%	1,24%	1,16%
1970-2005	**0,04%**	**0,32%**	**0,74%**	**1,40%**	**0,78%**	**1,73%**

Source : OCDE

Cette analyse montre que jusqu'à la fin des années 1990, la forte progression de la population active américaine est due non seulement à la démographie, mais aussi à

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

l'évolution du taux d'activité. On constate en effet que la population d'âge actif[7] et le taux d'activité ne cessent de croître sur la période 1970-1999. En ce qui concerne la France, les raisons qui font que la population active croît moins vite qu'aux États-Unis, sont, jusqu'en 1989, également liées à la démographie et au taux d'activité. Exception faite du début des années 1980, la population en âge de travailler croît en effet plus modérément en France qu'aux États-Unis. L'évolution du taux d'activité est elle aussi peu favorable à la France : au cours des années 1970, son taux d'activité progresse plus modérément qu'aux États-Unis, et au cours des années 1980, il est en baisse. Dans les années 1990, la croissance plus lente de la population active française ne s'explique plus que par la démographie. En effet, si la population en âge de travailler croît toujours plus modérément en France qu'aux États-Unis, le taux d'activité croît désormais davantage en France qu'aux États-Unis. À bien des égards, la période 2000-2005 se distingue des périodes passées. Premièrement, le taux d'activité baisse aux États-Unis alors qu'il continue de progresser en France. Deuxièmement, la croissance de la population active aux États-Unis est due uniquement à sa démographie alors que les deux facteurs jouent en France. Troisièmement, la croissance de la population active devient plus forte en France qu'aux États-Unis.

1.2.3. Décomposition des taux de chômage

La proportion d'actifs occupés dans la population en âge de travailler définit le taux d'emploi. Un accroissement de ce taux signifie que l'économie est créatrice nette d'emplois, puisque comparativement au nombre de personnes en âge de travailler, le nombre d'actifs occupés est en hausse. À l'inverse, une baisse du taux d'emploi signifie que, pour un nombre donné de personnes en âge de travailler, l'économie est destructrice nette d'emplois.

Le taux de chômage étant défini par $u \equiv 1 - \frac{N}{L}$, le taux d'emploi par $e \equiv \frac{N}{LP}$ et le taux d'activité par $a \equiv \frac{L}{LP}$, on peut facilement vérifier que :

$$1 - u = \frac{e}{a}$$

[7] Il s'agit ici de la population ayant entre 15 et 64 ans.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

En passant en logarithme et en différenciant, il vient :

$$\Delta Ln(1-u) = \Delta Ln(e) - \Delta Ln(a)$$

La valeur de u étant petite, cette relation permet d'exprimer les variations du taux de chômage en fonction du taux de croissance du taux d'emploi et de celui du taux d'activité, on a ainsi :

$$\Delta u \cong \frac{\Delta a}{a} - \frac{\Delta e}{e}$$

Le Tableau 2 permet d'apprécier l'évolution des taux de chômage français et américain sur la base de cette décomposition.

Tableau 2 : Décomposition de la variation du taux de chômage en France et aux États-Unis de 1970 à 2005 (taux annuels moyens)

Période	Taux de croissance du taux d'activité $\frac{\Delta a}{a}$		Taux de croissance du taux d'emploi $\frac{\Delta e}{e}$		Croissance du taux de chômage $\Delta u \cong \frac{\Delta a}{a} - \frac{\Delta e}{e}$	
	France	États-Unis	France	États-Unis	France	États-Unis
1970-1974	0,07%	0,40%	-0,01%	-0,04%	0,07%	0,42%
1975-1979	0,26%	0,89%	-0,45%	0,85%	0,68%	0,05%
1980-1984	-0,80%	0,35%	-1,60%	0,01%	0,75%	0,34%
1985-1989	-0,07%	0,80%	-0,08%	1,28%	0,01%	-0,45%
1990-1994	0,11%	0,07%	-0,52%	-0,11%	0,56%	0,17%
1995-1999	0,32%	0,12%	0,45%	0,52%	-0,12%	-0,38%
2000-2005	0,32%	-0,28%	0,68%	-0,43%	-0,32%	0,14%
1970-2005	**0,04%**	**0,32%**	**-0,19%**	**0,28%**	**0,22%**	**0,04%**

Source : OCDE

Ce tableau montre que depuis le milieu des années 1970 et jusqu'à la fin des années 1990, en dépit d'un taux d'activité toujours croissant, les États-Unis obtiennent de bien meilleurs résultats en termes de chômage que la France, grâce à la hausse quasi continue de leur taux d'emploi, c'est-à-dire grâce à leur capacité à créer des emplois « en net ».

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

À l'inverse, depuis le milieu des années 1970 et jusqu'au milieu des années 1990, la France se caractérise par une baisse du taux d'emploi, c'est-à-dire pour un nombre égal de personnes en âge de travailler, par une destruction nette d'emplois. Dans la première moitié des années 1980, ces destructions qui s'effectuent au rythme soutenu de 1,60% par an, ne sont que partiellement compensées par la diminution du taux d'activité qui baisse pourtant de 0,80% par an. Il en résulte une très importante hausse du taux de chômage, de l'ordre de 0,75% en moyenne annuelle. Dans la deuxième moitié des années 1980, le rythme des destructions d'emplois tombe à 0,08% par an, ce qui, conjugué à la baisse du taux d'activité au rythme de 0,07% par an, permet une relative stabilisation du taux de chômage. En revanche, dans la première moitié des années 1990 comme dans la deuxième moitié des années 1970, les destructions nettes d'emplois, associées à l'augmentation du taux d'activité, se traduisent par une forte progression du taux de chômage : 0,68% par an pour la deuxième moitié des années 1970 et 0,56% par an pour la première moitié des années 1990. Dans la deuxième moitié des années 1990, la France, redevenue créatrice nette d'emplois au taux de 0,45%, parvient à réduire son taux de chômage, à raison de 0,12% par an.

À nouveau, la période 2000-2005 se démarque des périodes précédentes. En matière de réduction du taux de chômage, la France fait mieux que les États-Unis, malgré la croissance de son taux d'activité et grâce à ses créations nettes d'emplois.

De ces quelques indicateurs ressort un premier constat : en dépit de la hausse du taux d'activité, le marché du travail américain connaît une situation proche du plein emploi, grâce à sa capacité à créer « en net » des emplois à un rythme très supérieur à celui du marché français. Des signes d'amélioration sont cependant perceptibles sur le marché du travail français depuis 2000.

Pour mieux comprendre la façon dont l'emploi s'ajuste sur chacun de ces marchés, nous allons étudier à présent leur processus de réallocation des emplois, c'est-à-dire la façon dont les employeurs détruisent les emplois pour en créer de nouveaux.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

1.3. Les réallocations d'emplois

1.3.1. Importance des créations et destructions d'emplois

Quelle que soit la conjoncture, il existe toujours deux groupes d'unités de production (selon les études : établissements ou entreprises) : celles qui gagnent plus d'emplois qu'elles n'en perdent (ouvertures d'unités ou unités en expansion), et celles qui perdent plus d'emplois qu'elles n'en gagnent (fermetures d'unités ou unités en recul). En additionnant l'accroissement net de l'emploi (nombre d'emplois créés, moins nombre d'emplois détruits) du premier groupe, on obtient le chiffre des « créations brutes d'emplois », tandis qu'en additionnant le recul net de l'emploi (nombre d'emplois détruits moins nombre d'emplois créés) du second groupe, on obtient le chiffre des « destructions brutes d'emplois ». Dans cette terminologie proposée par Davis et Haltiwanger (1990), un emploi est assimilé à un poste occupé par un salarié. Ces flux de créations et de destructions d'emplois ne prennent donc en compte ni les emplois vacants, ni les redistributions d'emplois qui s'effectuent à l'intérieur des unités. Le Tableau 3 permet d'apprécier l'importance et la composition de ces deux flux bruts.

On note qu'en France comme aux États-Unis, les flux bruts sont sans commune mesure avec les flux nets. Par exemple, en France, entre 1989 et 1992, les créations et destructions d'emplois ont concerné un volume annuel moyen d'emplois de l'ordre de 13,7 et 13,9% de l'emploi total alors que l'emploi total subissait en net une baisse annuelle moyenne de 0,2%. Par voie de conséquence, l'écart entre le taux de réallocation des emplois - défini par la somme des créations et des destructions d'emplois exprimées en pourcentage de l'emploi total – et la valeur absolue du taux de croissance nette de l'emploi est considérable.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 3 : Créations et destructions d'emplois en France et aux États-Unis (taux annuels moyens en pourcentage de l'emploi total)

	France				États-Unis	
	1978-1984	1984-1989[8]	1989-1992	1995-2001	1984-1988	1989-1991
Créations d'emplois (a)	**11,4**	**13,9**	**13,7**	**11,1**	**13,2**	**12,6**
Ouvertures[9]	5,6	7,3	6,9	-	8,9	7,4
Expansions	5,7	6,6	6,8	-	4,3	5,1
Destructions d'emplois (b)	**12,0**	**12,8**	**13,9**	**9,2**	**10,0**	**11,1**
Fermetures	5,7	6,9	7,1	-	7,2	7,6
Contractions	6,2	5,9	6,8	-	2,9	3,5
Variation nette de l'emploi (c = a – b)	**-0,6**	**1,2**	**-0,2**	**1,9**	**3,2**	**1,4**
Taux de réallocation des emplois (d = a + b)	**23,3**	**26,7**	**27,6**	**20,3**	**23,2**	**23,7**
Excès de réallocation (d – |c|)	**22,7**	**25,5**	**27,4**	**18,4**	**20,0**	**22,3**

France : 1978-1992: données établies par l'UNEDIC ; champ : tous les établissements du secteur marchand non agricole qui emploient au moins un salarié.

1995-2001: données établies par l'INSEE ; champ : toutes les entreprises du secteur privé imposées aux bénéfices industriels et commerciaux (BIC), hors sociétés d'intérim et exploitations agricoles.

États-Unis : données recueillies par la Dun and Bradstreet Corporation ; champ : tous les établissements privés qui emploient au moins un salarié et qui ont un numéro d'immatriculation à la Dun and Bradstreet Corporation.

Sources : Perspectives de l'emploi, OCDE (1987 et 1994) et Duhautois (2005)

Ainsi en France, entre 1989 et 1992, 27,6% des emplois existants ont été redistribués chaque année entre les établissements alors que mathématiquement, il aurait suffit d'en réallouer 0,2%, soit un excès de réallocation égal à 27,4%. Les données américaines conduisent à des ordres de grandeur un peu plus faibles, tant pour les créations et les destructions d'emplois que pour l'excès de réallocation.

---

8 L'année 1980 n'est pas prise en compte dans les calculs.

9 L'OCDE recommande de traiter les données américaines avec prudence ; ces données tendraient en particulier, à surestimer le nombre d'ouvertures et de fermetures (cf. OCDE (1994), p.116). Karamé, Le Minez, Mihoubi (1999) émettent de semblables réserves à propos des données françaises établies à partir

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

1.3.2. Caractéristiques des créations et destructions d'emplois

Le Tableau 4 extrait de Duhautois (2002) montre qu'il existe une relation décroissante entre la taille des entreprises françaises et l'ampleur relative des flux annuels bruts.

Tableau 4 : Créations et destructions d'emplois en France par taille d'entreprises entre 1990 et 1996 (taux annuels moyens en pourcentage de l'emploi total)

Taille moyenne de l'entreprise entre 1990 et 1996	Créations d'emplois	Destructions d'emplois	Réallocations d'emplois	Croissance nette de l'emploi
De 0 à 19 salariés	22,3	20,6	42,9	1,7
De 20 à 49 salariés	10,6	11,1	21,8	- 0,5
De 50 à 499 salariés	9,6	10,0	19,6	- 0,4
Plus de 500 salariés	5,6	6,7	12,3	- 1,0
Ensemble	**10,2**	**10,6**	**20,8**	**- 0,4**

Source : Duhautois (2002)

Le Tableau 5 sur données américaines trimestrielles parvient au même constat. Davis et Haltiwanger (1999) montre que cet effet de taille ne s'explique pas seulement par l'existence d'un biais statistique, à savoir la non-prise en compte des flux d'emplois entre les établissements des grandes entreprises, mais aussi par la capacité plus grande qu'ont ces dernières à faire face à des chocs spécifiques (une mauvaise gestion, une grève, un incendie qui détruit une usine, par exemple).

des fichiers de l'UNEDIC. C'est pourquoi nous préférons ne pas faire de commentaires sur la contribution des ouvertures/fermetures d'établissements dans le processus de création/destruction d'emplois.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 5 : Créations et destructions d'emplois aux États-Unis par taille d'entreprises entre 1992 (3e trimestre) et 2005 (3e trimestre) (taux trimestriels moyens en pourcentage de l'emploi total)

	Créations d'emplois	Destructions d'emplois	Réallocations d'emplois	Croissance nette de l'emploi
De 1 à 4 salariés	17,9	17,1	35,0	0,7
De 5 à 9 salariés	11,9	11,5	23,4	0,4
De 10 à 19 salariés	10,0	9,6	19,5	0,4
De 20 à 49 salariés	8,3	7,8	16,1	0,4
De 50 à 99 salariés	7,0	6,5	13,5	0,4
De 100 à 249 salariés	6,0	5,5	11,5	0,4
De 250 à 499 salariés	5,3	4,9	10,3	0,4
De 500 à 999 salariés	4,7	4,3	8,9	0,4
Plus de 1000 salariés	3,2	2,9	6,1	0,3
Ensemble	**7,8**	**7,4**	**15,3**	**0,4**

Source : Business Employment Dynamics, Bureau of Labor Statistics

Les réallocations d'emplois en France sont généralement plus intenses dans le secteur des services que dans celui de l'industrie (voir le Tableau 6). Duhautois (2002) y voit deux explications : la concurrence plus vive dans le secteur des services (qui augmente la fréquence des ouvertures et fermetures d'entreprise) ainsi que sa faible intensité capitalistique (qui réduit les délais d'apprentissage de la main d'œuvre). Cette différence entre l'industrie et le tertiaire n'est cependant pas perceptible sur les données américaines dont nous disposons (voir le Tableau 7).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 6 : Créations et destructions d'emplois en France dans l'industrie et les services de 1990 à 1996 et de 1995 à 2001 (taux annuels moyens en pourcentage de l'emploi total)

	Période	Créations d'emplois	Destructions d'emplois	Réallocations d'emplois	Croissance nette de l'emploi
Industrie	1990-1996	7,0	8,7	15,7	- 1,7
	1995-2001	7,1	7,1	14,2	0,0
Services	1990-1996	12,8	12,1	24,9	0,7
	1995-2001	13,1	9,9	23,1	3,2
Ensemble	**1990-1996**	**10,2**	**10,6**	**20,8**	**- 0,4**
	1995-2001	**11,1**	**9,2**	**20,3**	**1,9**

Source : Duhautois (2002) et (2005)

Tableau 7 : Créations et destructions d'emplois aux États-Unis dans l'industrie et les services entre 1992 (3e trimestre) et 2005 (3e trimestre) (taux trimestriels moyens en pourcentage de l'emploi total)

	Créations d'emplois	Destructions d'emplois	Réallocations d'emplois	Croissance nette de l'emploi
Industrie	7,9	7,9	15,7	0,0
Services	7,8	7,3	15,1	0,5
Ensemble	**7,8**	**7,4**	**15,3**	**0,4**

Source : Business Employment.Dynamics, Bureau of Labor Statistics

1.3.3. Volatilité des créations et destructions d'emplois

La variabilité au cours du temps des créations d'emplois est différente de celle des destructions (voir le Tableau 8). La France comme les États-Unis se caractérise par de faibles variations dans les créations d'emplois et de fortes variations dans les destructions. Cependant, les créations comme les destructions sont marquées par de plus amples variations aux États-Unis qu'en France. Cette observation va dans le sens de l'étude de Garibaldi (1998) sur les effets de la protection de l'emploi - notoirement plus faible aux États-Unis qu'en France - sur les réallocations d'emplois, puisque selon Garibaldi, la volatilité des mouvements d'emploi tend à être d'autant plus grande que le niveau de protection de l'emploi (mesuré par le délai de préavis de licenciement) est faible.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 8 : Variabilité des créations et destructions d'emplois en France et aux États-Unis

Pays	France			États-Unis
Auteurs	Duhautois (2002)	Nocke (1994)	Greenan et Guellec (1996)	Baldwin, Dunne et Haltiwanger (1998)
Champs	Toutes entreprises, tous secteurs	Toutes entreprises, tous secteurs	Établissements > 10 salariés, industrie	Industrie
Période	1991-1996	1985-1991	1985-1991	1983-1993
Taux moyen de créations d'emplois (m)	10,2	12,7	8,1	8,4
Écart type (σ)	0,41	1,21	0,84	1,63
Coefficient de variation (σ/m)	**0,040**	**0,095**	**0,104**	**0,194**
Taux moyen de destructions d'emplois (m)	10,6	11,8	9,4	10,4
Écart type (σ)	0,77	1,63	1,00	2,28
Coefficient de variation (σ/m)	**0,073**	**0,138**	**0,106**	**0,219**

Source : Duhautois (2002)

1.3.4. Part des réallocations intersectorielles

Autre caractéristique commune à ces deux pays : l'essentiel des réallocations d'emplois s'effectue au sein d'un même secteur, et non entre des secteurs différents. Selon Davis et Haltiwanger (1992), l'importance de la réallocation intersectorielle des emplois peut se mesurer en rapportant deux indicateurs $E_{intra,t}$ et $E_{inter,t}$ obtenus en décomposant l'excès de réallocation des emplois E_t :

$$E_t = R_t - \left|VN_t\right| = \sum_{s=1}^{n} R_{st} - \left|\sum_{s=1}^{n} VN_{st}\right| = \underbrace{\sum_{s=1}^{n} R_{st} - \sum_{s=1}^{n}\left|VN_{st}\right|}_{E_{intra,t}} + \underbrace{\sum_{s=1}^{n}\left|VN_{st}\right| - \left|\sum_{s=1}^{n} VN_{st}\right|}_{E_{inter,t}}$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Dans cette expression, R_{st} (resp. VN_{st}) représente les réallocations d'emplois (resp. la variation nette de l'emploi) dans le secteur s durant la période t. L'indicateur $E_{intra,t}$ correspond à la somme des excès de réallocation observés à l'intérieur de chacun des n secteurs. L'indicateur $E_{inter,t}$ évalue l'importance des réallocations dues à des mouvements intersectoriels.

L'importance relative des réallocations d'emplois intersectorielles est alors mesurée par le rapport $E_{inter,t}/E_t$

Tableau 9 : Fraction des réallocations d'emplois dues à des mouvements intersectoriels en France et aux États-Unis

Pays	Période	Nombre de secteurs	Part des réallocations d'emplois intersectorielles
France	1984-1988	15	6%
	1985-1991	600	17%
États-Unis	1972-1988	980	14%

Source : Davis et Haltiwanger (1999)

Le Tableau 9 révèle que, même à des niveaux de nomenclature très fins, l'indicateur construit par Davis et Haltiwanger (1992) aboutit à des taux de réallocation intersectorielle ne dépassant pas les 17%. Un emploi détruit dans un secteur a plus souvent pour contrepartie un emploi créé dans le même secteur que dans un secteur différent. Cela incite à penser que la majorité des réallocations d'emplois ne s'effectuent pas des secteurs en déclin vers les secteurs en expansion.

1.3.5. Propriétés cycliques des réallocations d'emplois

Le comportement des réallocations d'emplois par rapport au cycle économique nous renseigne un peu plus sur le mode d'ajustement de l'emploi. Selon Caballero et Hammour (1996) dans le cas d'un marché du travail très flexible, l'ajustement de l'emploi se fait plutôt par les destructions. Celles-ci augmentent en phase de récession et diminuent en phase de croissance, tandis que les créations restent relativement constantes. Ainsi, les réallocations (somme des destructions et des créations) sont contracycliques (en opposition avec le cycle)

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

c'est-à-dire concentrées sur les phases de récession, puisque l'ajustement se fait par les destructions. À l'inverse, dans le cas d'un marché moins flexible, l'ajustement de l'emploi se fait plutôt par les créations. Ces dernières augmentent en phase de croissance et diminuent en phase de récession, alors que les destructions varient peu d'une phase à l'autre. Les réallocations sont alors procycliques (en phase avec le cycle) c'est-à-dire concentrées sur les phases de croissance, puisque l'ajustement se fait par les créations.

Pour les États-Unis, Davis, Haltiwanger et Schuh (1996) et Davis et Haltiwanger (1998) obtiennent les caractéristiques suivantes pour la période 1973-1993 :

- Les destructions d'emplois seraient fortement contracycliques ; elles seraient donc plus nombreuses en phase de récession.

- Les créations d'emplois seraient faiblement procycliques, voire acycliques.

- Les réallocations d'emplois seraient contracycliques, c'est-à-dire que l'ajustement de l'emploi se fait par les destructions.

Pour la France, Nocke (1994), Boeri (1996) et Lagarde, Maurin et Torelli (1994) aboutissent au contraire à des réallocations procycliques mais sur des périodes correspondant à des phases de croissance. Duhautois (2005) estime cependant que le mode d'ajustement de l'emploi pourrait avoir changé en France au cours des années 1990. Entre fin 1996 et fin 2001, période de forte croissance, il observe en effet, que les créations n'ont pas progressé alors que les destructions d'emplois ont nettement reculé par rapport à la période précédente (fin 1994-fin 1996). L'ajustement de l'emploi en France tendrait donc à devenir contracyclique comme aux États-Unis.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

À l'issue de cette analyse des flux bruts d'emplois, nous pouvons donc dégager plusieurs remarques.

- On constate que l'ampleur des flux bruts d'emplois est très sensible aux types de données utilisées (établissements ou entreprises, nombre de salariés, secteur d'activité, etc.).

- Les réallocations d'emplois sont essentiellement intrasectorielles et sont, pour la France, plus intenses dans les services que dans l'industrie.

- L'idée d'un marché du travail plus rigide en France qu'aux États-Unis est à écarter. Les réallocations d'emplois en France apparaissent en effet aussi dynamiques qu'aux États-Unis. Comme Bertola (1990), Bentolila et Bertola (1990), Millard et Mortensen (1997) ou encore, L'Haridon et Malherbet (2003), nous constatons que la rigueur de la protection de l'emploi en France n'exerce qu'un effet limité sur la création nette d'emplois car elle induit deux effets qui se compensent : la réduction des créations mais aussi des destructions d'emplois.

- Si la France crée « en net » moins d'emplois que les États-Unis, ce n'est donc pas parce que les créations d'emplois y sont moins fréquentes, mais parce que les destructions d'emplois y sont plus intenses.

L'observation des flux bruts de main d'œuvre entre chômage, inactivité et emploi, va nous permettre à présent de compléter cette étude sur le fonctionnement dynamique de chaque marché.

1.4. Les mouvements de main d'œuvre

Les mouvements de main d'œuvre peuvent être observés grâce à une étude des flux bruts entre l'emploi, le chômage et l'inactivité.

1.4.1. Les flux d'entrées et de sorties de l'emploi

Une entrée dans l'emploi correspond à une embauche (que l'emploi soit nouvellement créé ou qu'il soit déjà existant), et une sortie à une séparation (consécutive à un départ volontaire (démission, retraite...) ou involontaire (licenciement, fin de contrat, décès...)). Une

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

entrée dans l'emploi a pour provenance le non-emploi[10] ou l'emploi. Une sortie de l'emploi a pour destination le non-emploi ou l'emploi.

Les entrées et sorties de l'emploi (qui sont des flux de main d'œuvre) sont, en nombre, au moins égales aux créations et destructions d'emplois (qui correspondent à des flux d'emplois). Les créations d'emplois impliquent un nombre au moins égal d'embauches, car en plus des embauches sur les emplois nouvellement créés, s'ajoutent les embauches sur les emplois existants. De même, les destructions d'emplois entraînent un nombre au moins égal de séparations, car en plus des personnes séparées de leur emploi pour cause de suppression de poste, s'ajoutent les personnes qui quittent un emploi toujours existant. L'écart entre la rotation des emplois et la rotation de la main d'œuvre mesure donc la rotation de la main d'œuvre sur les emplois existants.

Selon les déclarations de mouvements de main d'œuvre[11], entre 1983 et 2004, la rotation de la main d'œuvre dans les établissements français comptant plus de 50 salariés (nombre d'embauches et de séparations rapporté au nombre de salariés présents en début d'année) a représenté selon les années entre 40 et 80%. Dans le même temps, l'ajustement net de l'emploi ne dépassait guère les 2% l'an.

La réallocation des emplois n'explique que partiellement la rotation de la main d'œuvre. Comme le montre le Tableau 10, en rapportant le taux de réallocation des emplois au taux de rotation de la main d'œuvre, on obtient un ratio moyen de 35,7% pour la sous-période 1991-1996 et de 29,9% pour la sous-période 1995-2001.

La rotation de la main d'œuvre française s'effectue donc en majorité sur des emplois qui ne sont ni créés, ni détruits, et sur lesquels les salariés ne font que se succéder.

---

[10] Le non-emploi agrège le chômage et l'inactivité, cette dernière s'apparentant parfois à du chômage déguisé.

[11] La déclaration de mouvements de main d'œuvre (DMMO) est un formulaire administratif que les établissements de 50 salariés et plus des secteurs privé et semi-public sont tenus de remplir annuellement. Ces établissements occupent environ 50% des salariés des secteurs marchands non agricoles. Du fait des non-réponses, la statistique des DMMO couvre environ 80% du champ. L'emploi salarié couvert par les DMMO concerne tous les salariés titulaires d'un contrat de travail, y compris les emplois aidés (comme les contrats de qualification ou les contrats d'adaptation). En revanche, les intérimaires et les stagiaires (comme les SIVP ou les stagiaires de la formation professionnelle) ne sont pas comptabilisés.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Entre 1983 et 2004, le taux annuel d'embauche dans les établissements français de 50 salariés et plus (nombre d'embauches rapporté au nombre de salariés présents en début d'année) a augmenté de 15 points. Dans le même temps, le taux annuel de séparation (nombre de séparations rapporté au nombre de salariés présents en début d'année) a augmenté de 14 points.

Tableau 10 : Part de la rotation de la main d'œuvre due à la réallocation des emplois dans les entreprises françaises de 1991 à 2001

	Taux annuel de réallocation des emplois (a)	Taux annuel de rotation de la main d'œuvre (b)	(a/b)
1991	21,2	60,7	34,9
1992	21,5	57,4	37,5
1993	21,4	54,1	39,6
1994	20,8	58,1	35,8
1995	19,8	60,6	32,7
1996	20,4	60,5	33,7
1991-1996	**20,9**	**58,6**	**35,7**
1995	22,0	60,6	36,3
1996	21,4	60,5	35,3
1997	17,7	62,8	28,2
1998	19,1	67,8	28,2
1999	20,0	71,6	27,9
2000	20,5	79,1	25,9
2001	21,6	77,8	27,8
1995-2001	**20,3**	**68,6**	**29,9**

Sources : (a) 1991-1996 : fichiers des bénéfices réels normaux (BRN)
(a) 1995-2001 : fichiers des bénéfices industriels et commerciaux (BIC)
(b) déclarations des mouvements de main d'œuvre (DMMO)
INSEE et Ministère du Travail

Le taux annuel de rotation de la main d'œuvre (somme des taux d'embauche et de séparation) a donc progressé de 29 points[12]. Ces résultats s'expliquent principalement par le

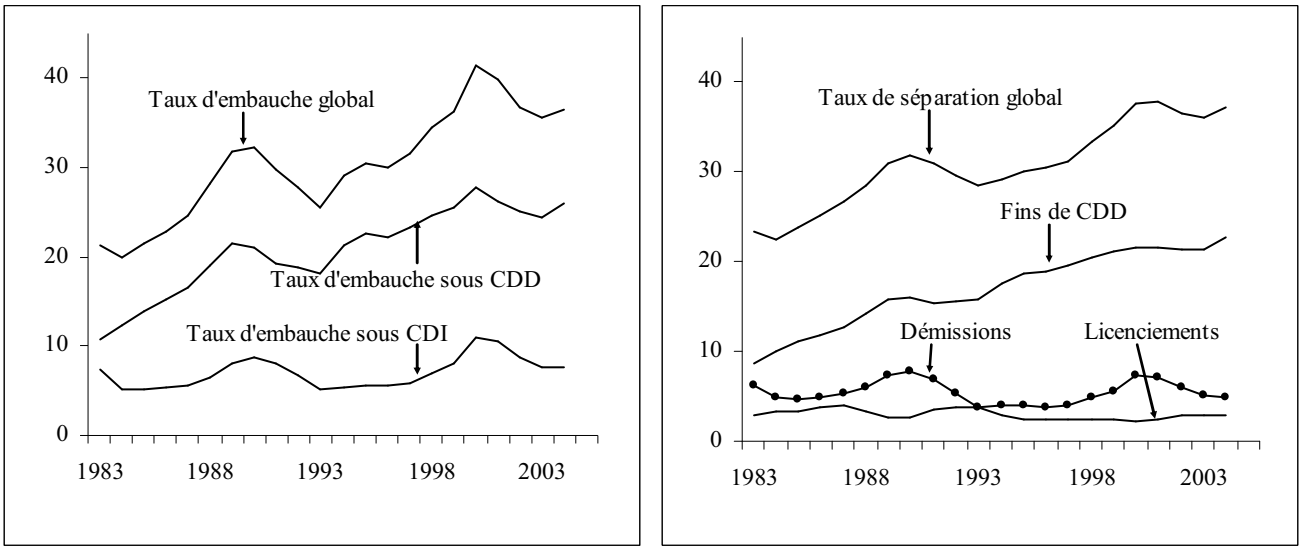
[12] La hausse du taux de rotation concerne à la fois les hommes et les femmes. Le taux de rotation des femmes augmente cependant plus que celui des hommes : +45 points pour les femmes et +17 points pour les hommes.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

recours toujours plus fréquent aux contrats à durée déterminé (CDD) qui permettent aux employeurs d'embaucher des travailleurs sur de courtes durées avec des coûts de séparation minimes (voir le Graphique 3).

Graphique 3 : Mouvements de main d'œuvre dans les établissements français comptant plus de 50 salariés (taux annuels en pourcentage des effectifs présents en début d'année) de 1983 à 2004



Source : déclarations des mouvements de main d'œuvre, INSEE et Ministère du Travail

La décomposition du taux d'embauche montre en effet qu'en vingt-deux ans, le taux d'embauche sur contrat à durée déterminée (CDD) a plus que doublé alors que celui sur contrat à durée indéterminée (CDI) est resté à peu près stable. La décomposition du taux de séparation montre que la majorité des séparations est imputable aux fins de CDD. La part des licenciements est quasiment stable et celle des démissions (très sensible à la conjoncture de l'emploi) tend à baisser.

On ne dispose guère d'aussi longues séries de données pour une comparaison avec les États-Unis. Les données collectées par le Bureau of Labor Statistics, dans le cadre du Job Openings and Labor Turnover Survey (JOLTS) couvrant la sous-période 2001-2004, semblent indiquer que le taux annuel d'embauche et le taux annuel de séparation sont du même ordre de grandeur dans les deux pays. La rotation de la main d'œuvre par rapport à l'emploi paraît donc aussi forte aux États-Unis qu'en France (voir le Tableau 11).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

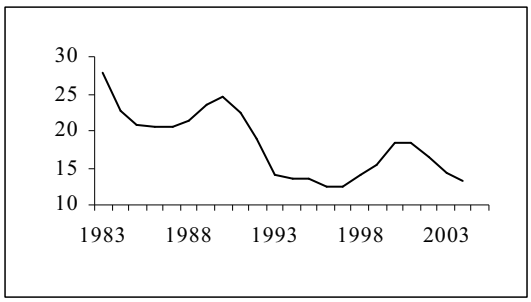
En France, cette rotation des travailleurs reflète avant tout une mobilité initiée par les employeurs (qui mettent continuellement à l'essai de nouveaux salariés) bien plus qu'une mobilité souhaitée par les salariés : en admettant que les démissions correspondent toutes à un départ volontaire et qu'elles donnent toutes lieu à une embauche, les démissions permettent d'expliquer selon les années entre 12 et 28% de la rotation de la main d'œuvre (voir le Graphique 4). Il en va autrement aux États-Unis où la proportion des démissions est telle qu'elle pourrait expliquer plus de la moitié de la rotation de la main d'œuvre (voir le Tableau 11).

Tableau 11 : Mouvements de la main d'œuvre par rapport à l'emploi en France et aux États-Unis, de 2001 à 2004 (taux annuels moyens en pourcentage de l'emploi total)

	France	Etats-Unis
Taux d'embauche (a)	**37,2**	**39,8**
Taux de séparation (b)	**36,9**	**39,0**
Démissions	5,8	21,1
Licenciements	2,8	2,9
Taux de rotation de la main d'œuvre (a+b)	**74,1**	**78,8**
Contribution des démissions à la rotation de la main d'œuvre	15,6	53,5

France : données annuelles des DMMO ; champ : établissements de 50 salariés et plus appartenant aux secteurs privé et semi-public non agricoles
États-Unis : données annuelles du Job Openings and Labor Turnover Survey ; champ : établissements des secteurs privé et public non agricoles

Graphique 4 : Contribution des départs volontaires[13] dans l'excès de rotation de la main d'œuvre en France de 1983 à 2004



Source : déclarations des mouvements de main d'œuvre, INSEE et Ministère du Travail

[13] La contribution des départs volontaires est estimée ici en multipliant le nombre des démissions par deux et en le divisant par le nombre total des embauches et des séparations. Le pouvoir explicatif réel des départs volontaires est probablement plus faible que ne le suggère ce ratio car un nombre important de démissions sont des licenciements déguisés.

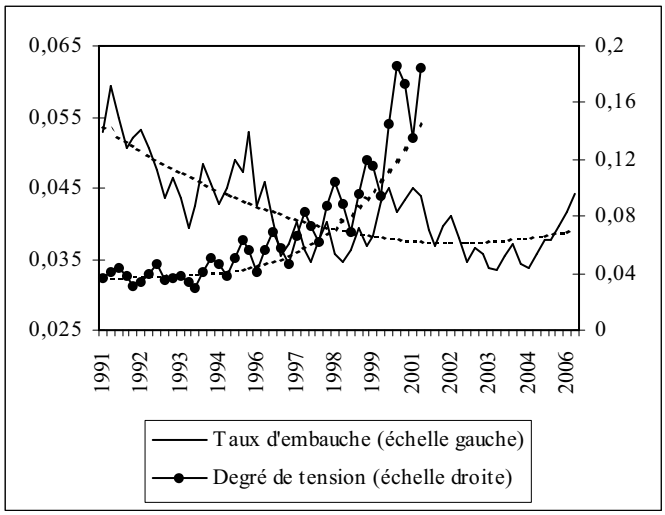
http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

1.4.2. Taux d'embauche des chômeurs et degré de tension

Le Graphique 5 reproduit l'évolution du taux de sortie du chômage vers l'emploi (ou taux d'embauche des chômeurs) et du degré de tension régnant sur le marché du travail français depuis janvier 1991. Ces deux ratios ont été établis à partir des demandes et offres d'emploi déposées dans les agences de l'ANPE. Le second ratio prend fin en mai 2001, date à laquelle le nombre d'offres d'emploi en fin de mois a cessé d'être diffusé[14].

Graphique 5 : Degré de tension et taux de sortie du chômage vers l'emploi (moyenne trimestrielle des taux mensuels) en France de 1991 à 2006



Source : données non corrigées des variations saisonnières ANPE-DARES

Le taux d'embauche des chômeurs est défini par le rapport entre le flux de demandes d'emploi sorties pour cause de reprise d'emploi durant le mois et le stock de demandes d'emploi à la fin du mois précédent. Il rend compte des difficultés que les chômeurs français éprouvent pour trouver un emploi. On observe que la proportion de chômeurs qui trouvent un emploi suit une baisse tendancielle. D'un peu plus de 5% en 1991, elle recule à 4% en 2005. Les baisses les plus fortes ont lieu au début des années 1990.

[14] La continuité de la série des offres d'emploi en fin de mois n'est pas affectée par le changement de typologie intervenu en 1995 (passage des offres de catégorie 1, 2 et 3 aux offres de type A, B et C) puisque nous nous intéressons ici à l'ensemble des offres, quelle que soit leur catégorie ou quel que soit leur type.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

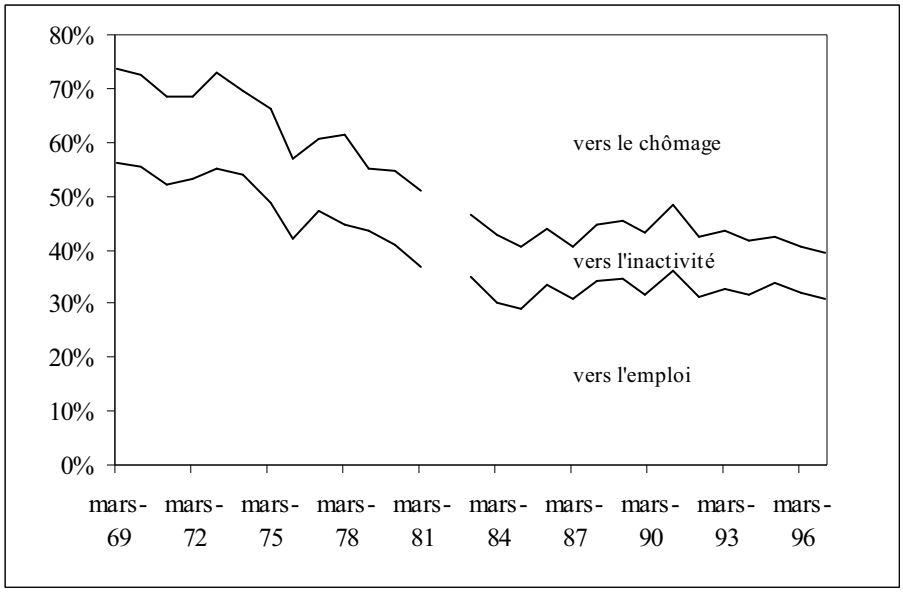
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

On n'observe pas de tendance similaire pour l'indicateur de tension (rapport entre le nombre d'offres d'emploi en fin de mois et le nombre de demandes d'emploi en fin de mois). Il tendrait même à suivre une tendance opposée. Or, d'après les fondements théoriques exposés au Chapitre 1 (§ 2.2. et 2.3.), la probabilité d'embauche d'un chômeur $f_t = \theta_t . m(\theta_t)$ est, toutes choses égales par ailleurs, une fonction croissante du degré de tension θ_t. Le contraste entre les deux suggère donc une dégradation de la fonction d'appariement $m(.)$, au moins dans le courant des années 1990.

1.4.3. Les flux d'entrées et de sorties du chômage

La forte progression du chômage dans la population active française résulte de deux effets complémentaires, bien antérieurs aux années 1990. Premièrement, les sorties du chômage, à la fois en direction de l'emploi et de l'inactivité sont devenues plus rares (Graphique 6). Ainsi, la part des chômeurs qui le sont encore l'année suivante (ou taux d'attrition des chômeurs) est-elle passée de 26% en 1969 à 60% en 1997.

Graphique 6 : Le devenir en année n des chômeurs en année n – 1 en France de 1969 à 1997 (en pourcentage du chômage en année n – 1)



Source : enquêtes Emploi, INSEE

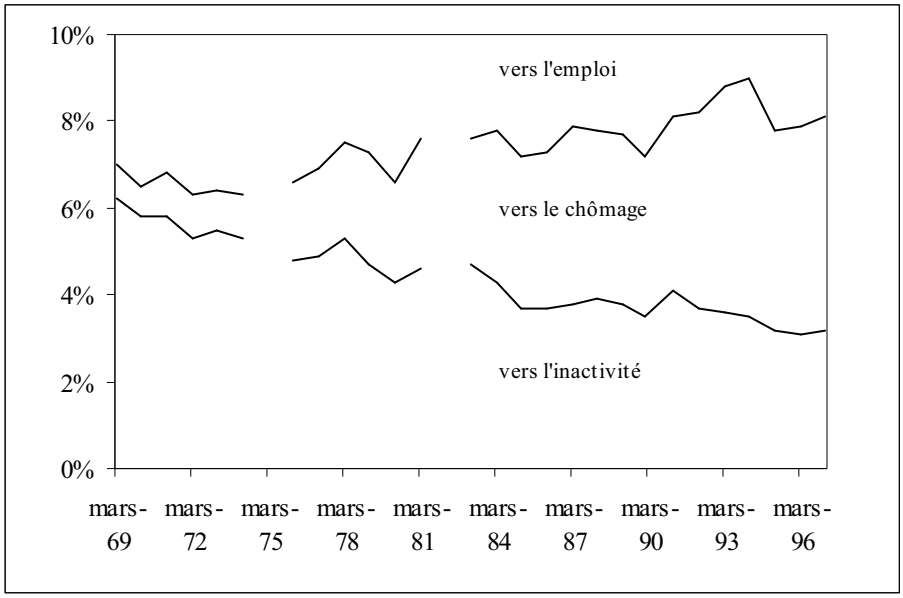
Deuxièmement, les entrées en chômage sont devenues plus fréquentes à la fois en provenance de l'emploi et de l'inactivité. La part des actifs occupés devenus chômeurs l'année suivante

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

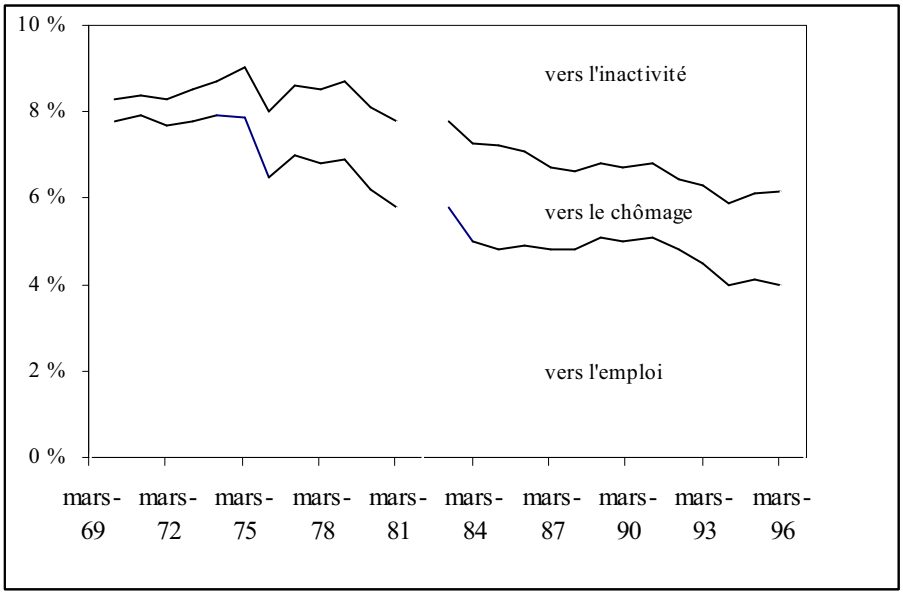
est passée de 0,8% à 5% (Graphique 7) ; celle des inactifs devenus chômeurs l'année suivante est passée de 0,5% à 2% (Graphique 8). Au total, le chômage français serait donc à la fois une situation dont il est de plus en plus difficile de sortir, et un point de passage de plus en plus obligé pour les actifs occupés et les inactifs.

Graphique 7 : Le devenir en année n des actifs occupés en année n – 1 en France de 1969 à 1997 (en pourcentage de l'emploi en année n – 1)



Source : enquêtes Emploi, INSEE

Graphique 8 : Le devenir en année n des inactifs en année n – 1 en France de 1970 à 1996 (en pourcentage de la population inactive en âge de travailler en année n – 1)



Source : enquêtes Emploi, INSEE

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Le Tableau 12 retrace l'importance des entrées et sorties mensuelles du chômage en France et aux États-Unis.

Tableau 12 : Taux mensuels d'entrée et de sortie du chômage en France et aux États-Unis en 1979, 1983, 1985, 1993 et 1994 (en pourcentage de la population d'origine)

		France	États-Unis
Taux mensuel d'entrée en chômage (en % de la population d'âge actif (de 15 à 64 ans), moins les chômeurs)	1979	0,30	2,18
	1983	0,29	2,59
	1985	0,32	2,45
	1993	0,34	2,06
	1994	0,37	1,73
Taux mensuel de sortie du chômage (en % du chômage total)	1979	6,1	47,4
	1983	4,8	34,7
	1985	3,7	41,4
	1993	3,4	37,4
	1994	3,0	37,6

Source : OCDE (1995)

On note qu'aux États-Unis, environ 2% des actifs occupés et des inactifs en âge de travailler entrent chaque mois en chômage, alors qu'en France, ils sont moins de 0,4%. Par contre, plus de 34% des chômeurs sortent chaque mois du chômage aux États-Unis, contre seulement 3 à 6% en France. La probabilité de devenir chômeur serait donc plus élevée pour les américains que pour les français mais la probabilité de rester chômeur serait au contraire plus faible pour les américains que pour les français.

1.4.4. Les flux d'entrées et de sorties du non-emploi

L'étude de Cohen et Dupas (2000) sur les trajectoires des chômeurs en France et aux États-Unis fournit quelques précisions intéressantes sur les chômeurs ayant perdu leur emploi. En effet, le Tableau 13 extrait de cette étude, montre que le taux d'attrition des travailleurs qui ont perdu leur dernier emploi, c'est-à-dire le pourcentage d'un stock de travailleurs qui n'ont pas retrouvé d'emploi x mois après avoir perdu leur dernier emploi, est toujours plus fort en France qu'États-Unis, quelle que soit la durée du non-emploi. Cela signifie que les

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

travailleurs américains qui avaient un emploi et qui l'ont perdu, en retrouvent un à une vitesse supérieure à celle de leurs homologues français. Ainsi, en France, seuls 15% des hommes et 8% des femmes en non-emploi ont retrouvé un emploi au bout de six mois, contre, respectivement 36% et 26% aux États-Unis.

Tableau 13 : Taux d'attrition des travailleurs sans emploi x mois après avoir perdu leur dernier emploi en France de 1991 à 1996 et aux États-Unis de 1988 à 1992

	Hommes			Femmes		
« x »	France (a)	États-Unis (b)	(a/b)	France (a)	États-Unis (b)	(a/b)
1 mois	96	94	1,02	99	96	1,03
3 mois	90	87	1,03	96	86	1,12
6 mois	85	64	1,33	92	74	1,24
1 an	68	48	1,42	81	50	1,62
2 ans	60	40	1,50	73	38	1,92

Sources : France : enquêtes Emploi, INSEE
États-Unis : Panel Study of Income Dynamics, Institute for Social Research, University of Michigan
Champ : hommes et femmes de 25-60 ans
Tableau établi à partir de Cohen et Dupas (2000)

Si l'on considère à présent les flux d'entrée dans le non-emploi, et donc la vitesse avec laquelle les travailleurs perdent leur emploi, la comparaison entre la France et les États-Unis ne débouche pas tout à fait sur les conclusions attendues. Pour les travailleurs qui occupent leur emploi depuis plus d'un an, la transition vers le non-emploi touche davantage les travailleurs américains que français : en France, 11% des hommes et 13% des femmes font au moins une fois l'expérience du non-emploi au bout de deux ans, alors qu'aux États-Unis, cela concerne 21% des hommes et 25% des femmes (voir le Tableau 14).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 14 : Taux d'attrition des travailleurs ayant un emploi depuis plus d'un an après x mois en France de 1991 à 1996 et aux États-Unis de 1988 à 1992

	Hommes			Femmes		
« x »	France (a)	États-Unis (b)	(a/b)	France (a)	États-Unis (b)	(a/b)
6 mois	98	94	1,04	96	93	1,03
1 an	92	87	1,06	90	85	1,06
2 ans	89	79	1,13	87	75	1,16

Sources et champ : cf. Tableau 13

En revanche, pour les travailleurs qui occupent leur emploi depuis peu, on constate le contraire : deux travailleurs français sur trois connaissent au moins une fois le non-emploi au bout de deux ans, contre un travailleur américain sur deux (voir le Tableau 15).

Tableau 15 : Taux d'attrition des travailleurs ayant un emploi depuis moins d'un an après x mois en France de 1991 à 1996 et aux États-Unis de 1988 à 1992

	Hommes			Femmes		
« x »	France (a)	États-Unis (b)	(a/b)	France (a)	États-Unis (b)	(a/b)
6 mois	60	86	0,70	58	77	0,75
1 an	47	69	0,68	45	65	0,69
2 ans	36	49	0,73	35	47	0,74

Sources et champ : cf. Tableau 13

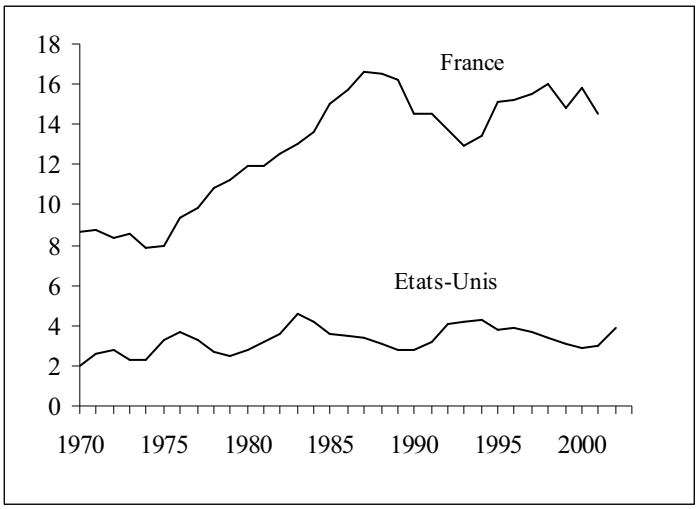
1.5. La fréquence du chômage de longue durée

La supériorité du taux de sortie du chômage aux États-Unis se traduit par une durée moyenne du chômage notablement plus courte qu'en France. En témoignent le Graphique 9 sur l'ancienneté moyenne du chômage et le Graphique 10 sur la proportion de chômeurs de longue durée dans ces deux économies.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

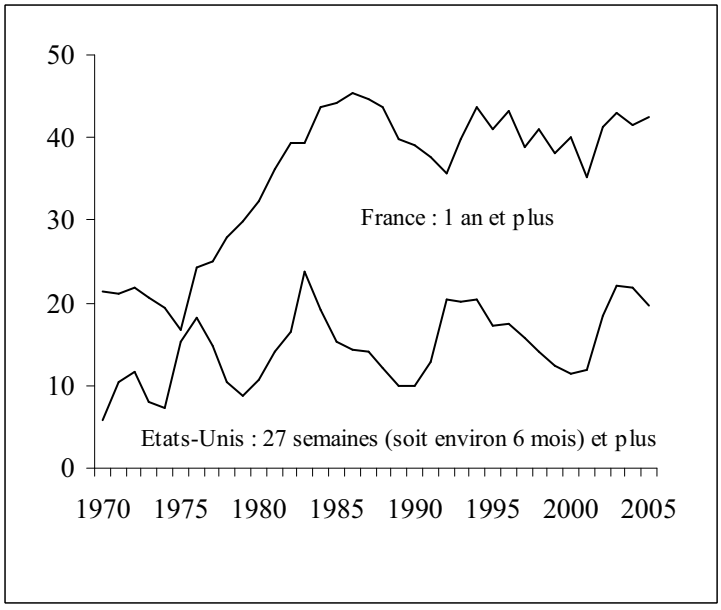
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 9 : Ancienneté moyenne du chômage (en mois) en France et aux États-Unis depuis 1970



Sources : France : enquêtes Emploi, INSEE
États-Unis : Current Population Survey, Bureau of Labor Statistics

Graphique 10 : Fréquence du chômage de longue durée (en pourcentage du chômage total) en France et aux États-Unis de 1970 à 2005



Sources : France : enquêtes Emploi, INSEE
États-Unis : Current Population Survey, Bureau of Labor Statistics

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

À l'issue de cette analyse des flux bruts de main d'œuvre, nous pouvons donc dégager plusieurs remarques.

- En moyenne, les entreprises françaises embauchent - proportionnellement à leurs effectifs - autant de travailleurs que les entreprises américaines. Les contrats de travail conclus sont en grande majorité des contrats limités dans leur durée et non protégés par la législation.

- En moyenne, les taux de séparation français et américain semblent également très proches. Cette moyenne cache toutefois des différences : les travailleurs français qui occupent un emploi depuis plus d'un an ont moins de risque d'être séparés de leur emploi que leurs homologues américains car ils occupent plutôt des emplois stables et protégés. En revanche, les travailleurs français qui occupent un emploi depuis moins d'un an, ayant trouvé le plus souvent un contrat temporaire (CDD ou intérim) non protégé, ont plus de risque de perdre leur emploi que leurs homologues américains.

- Les chômeurs français mettent en moyenne plus de temps à trouver un emploi que les chômeurs américains. Le déclin de l'efficacité d'appariement pourrait en être la cause.

2. ÉLÉMENTS DE COMPARAISON ENTRE LES RÉGIONS FRANÇAISES

La section précédente a comparé les marchés du travail français et américain sur la base de données nationales. Or diverses études réalisées par l'OCDE (1989, 1990, 2000) ont montré que le problème du chômage différait non seulement d'un pays à un autre, mais aussi à l'intérieur d'un même pays, d'une région à une autre. La section présente s'intéresse donc aux vingt-deux marchés régionaux français. Son but est de dégager les points communs et les divergences dans le mode d'ajustement de ces marchés régionaux du travail et de vérifier certaines hypothèses sur lesquelles se fonde la théorie des modèles d'appariement telle qu'elle a été décrite au Chapitre 1. Pour ce faire, elle rassemble un certain nombre de statistiques régionales se rapportant au mois de mars 1999, période de croissance soutenue. Le choix de cette date est dicté par celle du dernier recensement de la population française auquel nous avons largement recours dans cette section.

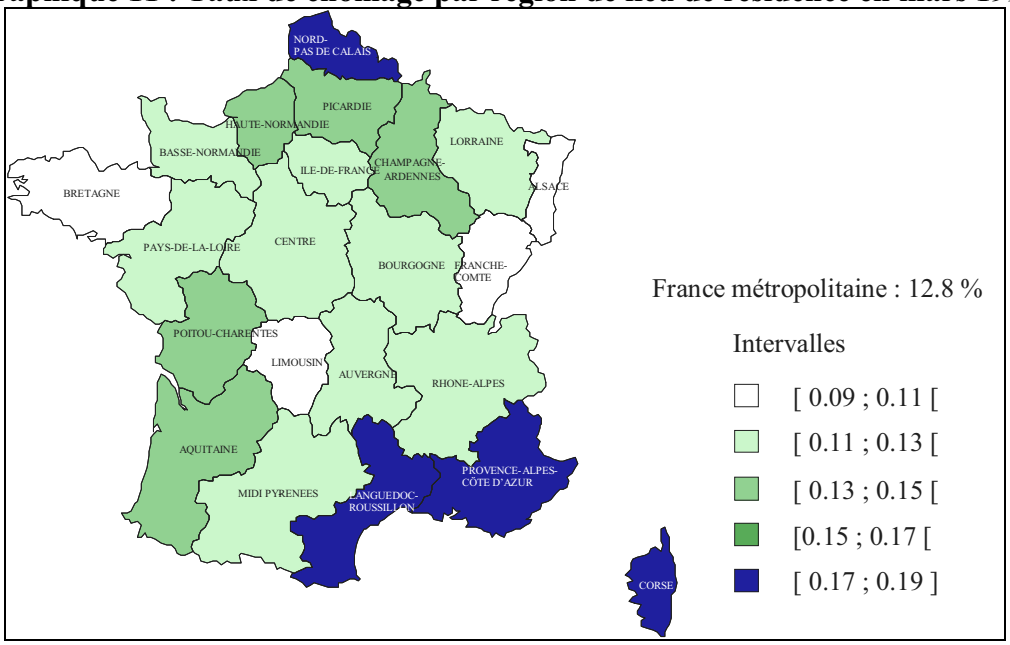
http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

2.1. Taux de chômage, taux d'emploi et taux d'activité

Le Graphique 11 donne un aperçu de la dispersion géographique du chômage français.

Graphique 11 : Taux de chômage par région de lieu de résidence en mars 1999

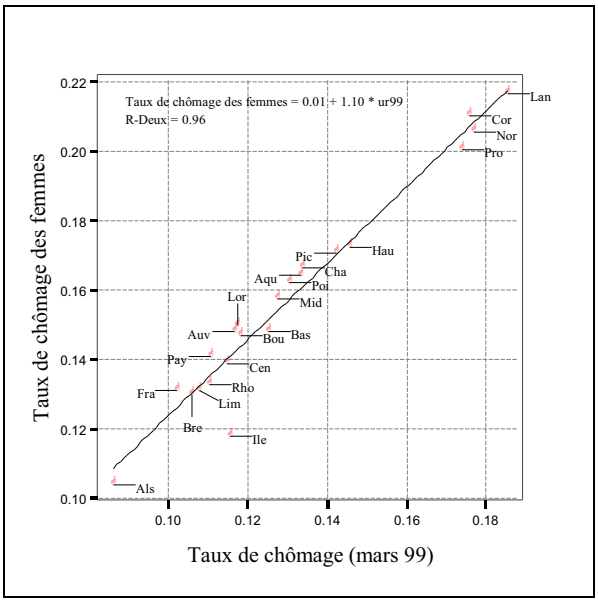


Source : recensement de la population, INSEE

Il apparaît que le chômage ne touche pas uniformément les régions françaises. L'Alsace, la Franche-Comté, la Bretagne et le Limousin ont un taux de chômage inférieur à 11%. À l'inverse, la Provence-Alpes-Côte-d'Azur, la Corse, le Nord-Pas-de-Calais et le Languedoc-Roussillon affichent un taux de chômage supérieur à 17%, alors que le taux de chômage moyen en France métropolitaine est de 12,8%. Entre l'Alsace où le taux de chômage est le plus bas (8,6%) et le Languedoc-Roussillon où il est au plus haut (18,5%), l'écart avoisine les 10 points.

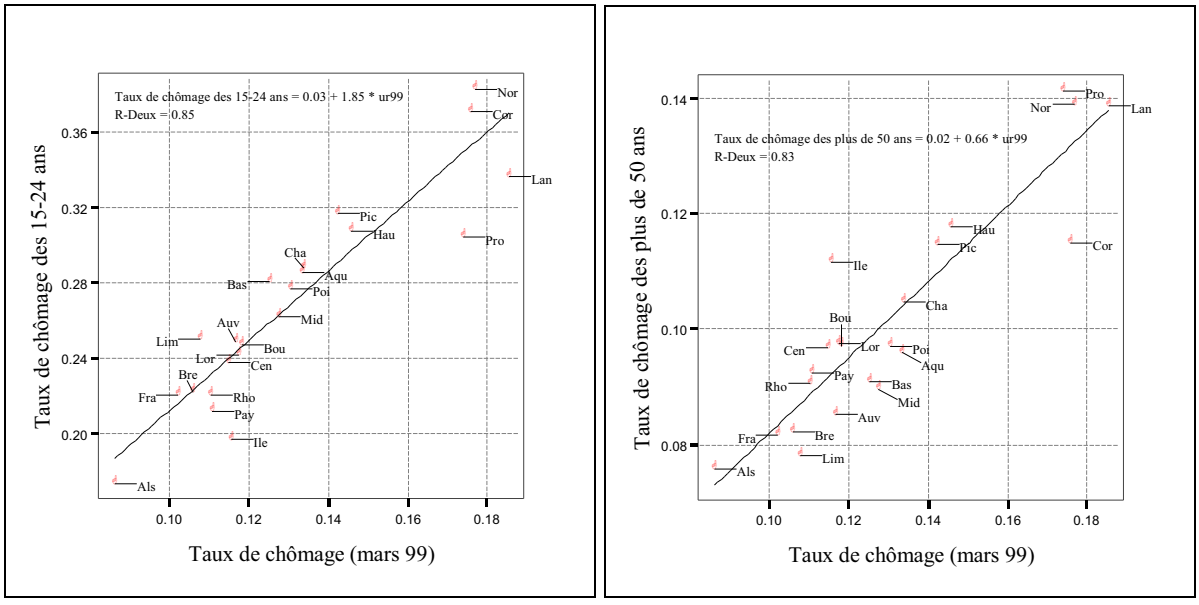
http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 12 : Taux de chômage des femmes par région de résidence : corrélation avec le taux de chômage régional en mars 1999



Source : recensement de la population de 1999, INSEE

Graphique 13 : Taux de chômage régionaux des moins de 25 ans et des plus de 50 ans : corrélation avec le taux de chômage régional en mars 1999



Source : recensement de la population de 1999, INSEE

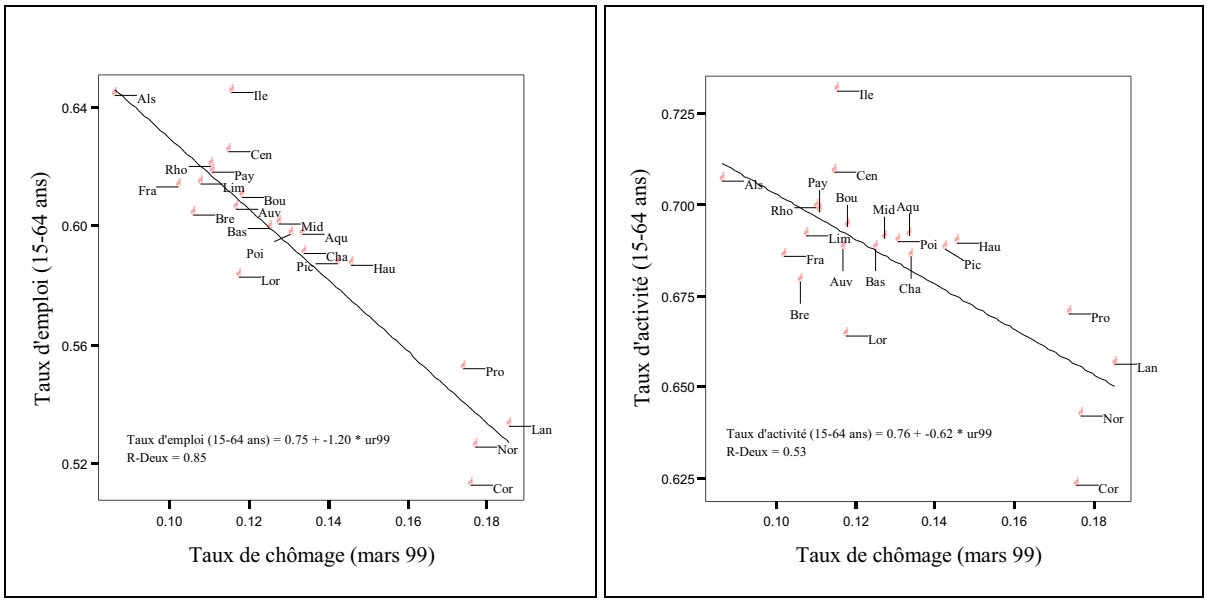
Les Graphique 12 et Graphique 13 montrent la dispersion des taux de chômage régionaux des femmes, des jeunes et des travailleurs âgés et leur corrélation avec le taux de chômage régional global (chaque région est identifiée par les trois premières lettres de son nom). Dans toutes les régions, le taux de chômage des femmes et celui des jeunes sont supérieurs au taux de chômage global. Celui des travailleurs âgés est au contraire toujours

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

inférieur. Entre l'Alsace où le taux de chômage des femmes est de 10,4% et le Languedoc-Roussillon où il atteint 21,7% l'écart est de 11,3 points. Entre l'Alsace où le taux de chômage des jeunes est de 17,3% et le Nord-Pas-de-Calais où il atteint 38,3%, l'écart est encore plus prononcé : 21 points. Entre l'Alsace où le taux de chômage des travailleurs âgés est de 7,6% et la Provence-Alpes-Côte-d'Azur où il atteint 14,1%, l'écart se réduit : 6,5 points. La corrélation positive entre le taux de chômage des femmes et le taux de chômage global est très marquée : les régions où le taux global est élevé (faible) présentent aussi un taux de chômage élevé (faible) pour les femmes, avec une exception, en Île-de-France, région fortement tertiaire, où le chômage des femmes est moins élevé que ne laisse présager le taux de chômage francilien. La corrélation positive entre le taux de chômage global et le taux de chômage des actifs jeunes ou âgés est également significative, bien que la dispersion du nuage des points autour de la droite de régression soit plus grande comparativement à la régression précédente.

Le Graphique 14 présente les taux de chômage, d'emploi et d'activité dans chacune des vingt-deux régions françaises.

Graphique 14 : Taux d'emploi, taux d'activité et taux chômage par région de lieu de résidence en mars 1999



Source : recensement de la population de 1999, INSEE

Les taux d'emploi, c'est-à-dire le rapport de l'emploi à la population en âge de travailler (de 15 à 64 ans), complètent utilement l'information donnée par les taux de chômage, en particulier pour les régions qui affichent des taux de chômage inférieurs à la

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

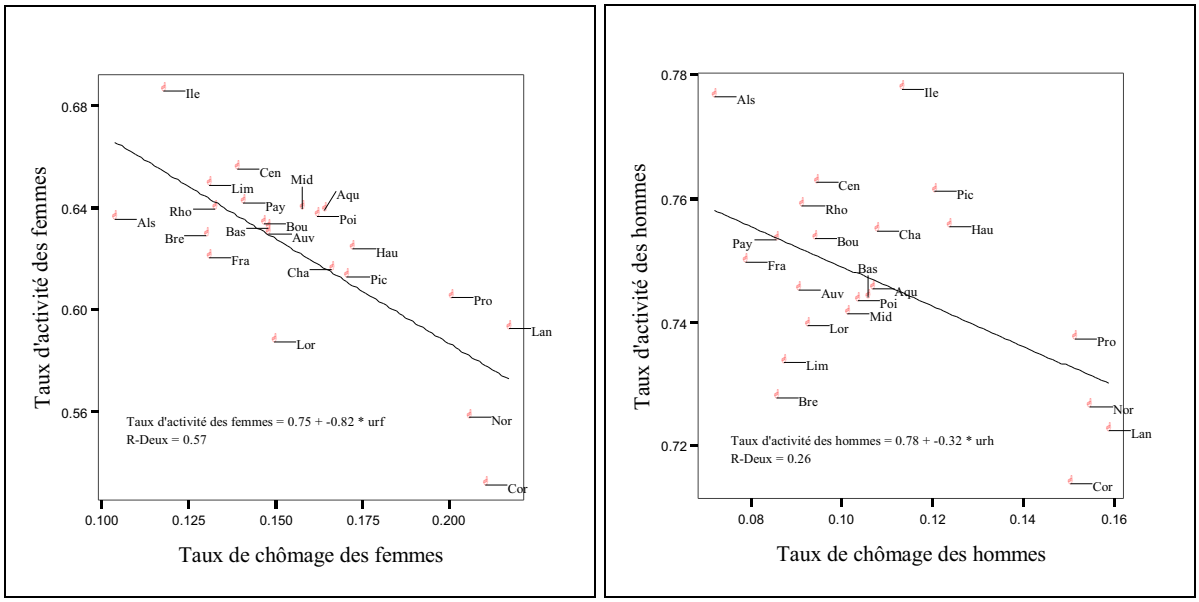
moyenne nationale. Ainsi, l'Île-de-France avec un taux de chômage supérieur de 3 points à celui de l'Alsace, n'en est pas moins la région qui crée relativement le plus d'emplois avec un taux d'emploi voisin de 65% soit autant qu'en Alsace. On voit également que la bonne performance réalisée par la Bretagne en termes de taux de chômage (10,6%) est en partie une conséquence d'une participation faible au marché du travail (67,8% de la population d'âge actif). C'est aussi le cas de la Lorraine dont le taux de chômage (11,8%) se situe au-dessus de la moyenne nationale mais dont le taux d'emploi (58,3%) est en deçà de la moyenne nationale (60,2%). En revanche, on peut constater qu'un taux de chômage élevé va de pair avec un taux d'emploi faible.

En principe, la relation entre taux de chômage et taux d'activité à une date donnée est indéterminée[15]. Deux régions, ayant la même population d'âge actif et le même taux d'emploi peuvent afficher des taux de chômage différents. Il suffit que le taux d'activité dans l'une de ces régions soit plus élevé pour que son taux de chômage soit lui aussi plus haut. Inversement, dans une région donnée, un taux de chômage élevé (faible) peut entraîner un taux d'activité faible (élevé) en raison du nombre élevé (faible) d'inactifs qui renoncent à entrer ou à retourner à la vie active. Le Graphique 14 montre que ce dernier mécanisme domine généralement le précédent : les régions qui affichent un taux de chômage élevé (faible) sont aussi celles qui ont un taux d'activité faible (élevé).

[15] Sur données chronologiques, nous avons vu (voir paragraphe1.2) que la relation entre taux de chômage et taux d'activité était forcément positive.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 15 : Taux d'activité et taux chômage selon le sexe et selon la région de lieu de résidence en mars 1999



Source : recensement de la population de 1999, INSEE

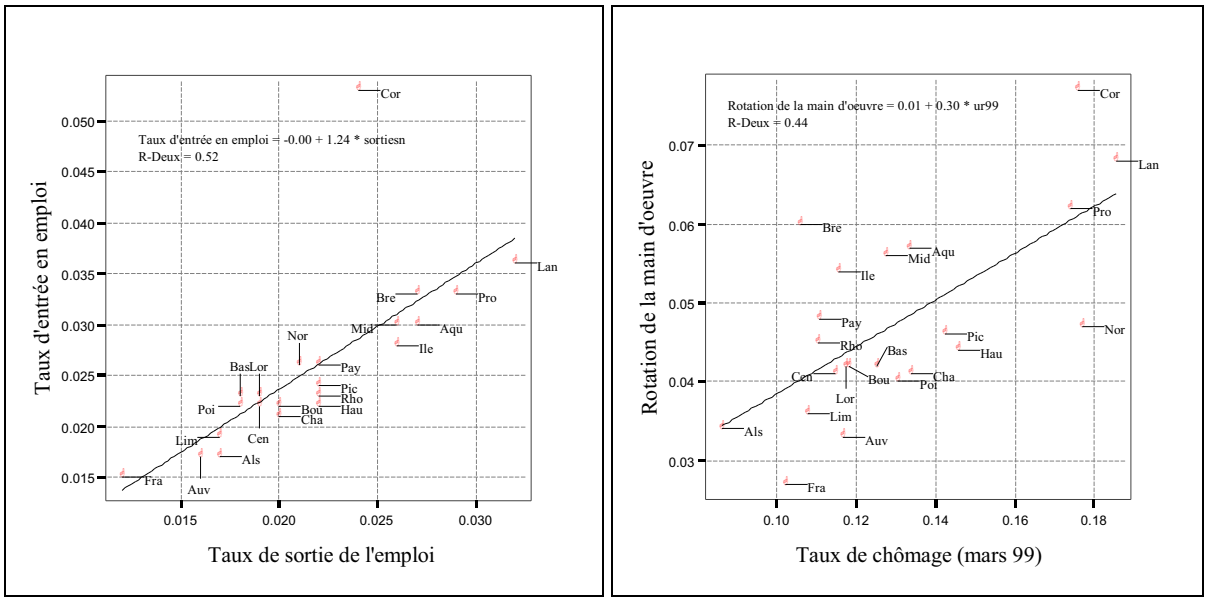
Cette corrélation négative est encore plus nette si l'on considère la population féminine pour qui la question du retour à la vie active se pose davantage que pour la population masculine (Graphique 15).

2.2. Les réallocations de main d'œuvre au niveau des régions

2.2.1. Les flux d'entrées et de sorties de l'emploi

Chaque mois, les établissements de plus de 50 salariés des secteurs privé et semi-public sont tenus de déclarer les flux bruts d'entrées et de sorties de salariés en précisant le type de contrat conclu ou rompu. Ces déclarations permettent d'appréhender la flexibilité plus ou moins grande de la main d'œuvre régionale (Graphique 16).

Graphique 16 : Entrées et sorties de l'emploi, rotation de la main d'œuvre et taux de chômage en mars 1999



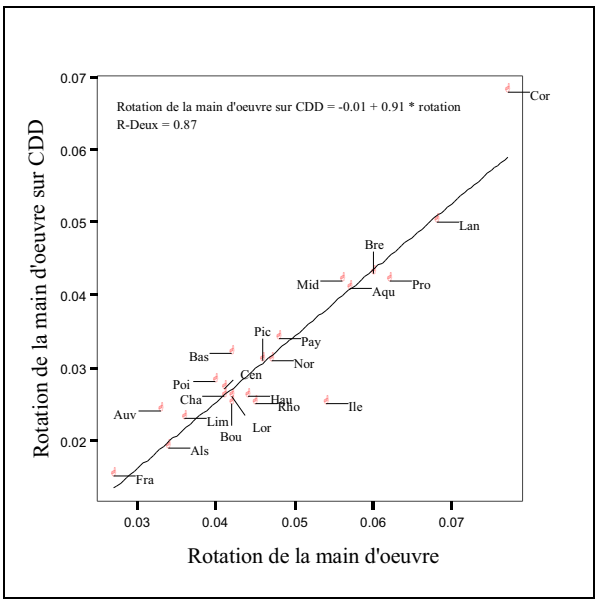
Sources : déclarations des mouvements de main d'œuvre, INSEE et Ministère du Travail
recensement de la population de 1999, INSEE

Le Graphique 16 montre que le taux d'entrée dans les établissements de 50 salariés et plus (nombre d'embauches rapporté au nombre de salariés présents en début d'année) et le taux de sortie (nombre de séparations rapporté au nombre de salariés présents en début d'année) sont intimement liés[16]. Les régions (comme le Languedoc-Roussillon ou la Provence-Alpes-Côte-d'Azur) où les sorties de l'emploi sont plus fréquentes sont donc celles où les entrées dans l'emploi sont plus fréquentes. Les régions (comme la Franche-Comté ou l'Auvergne) où les sorties de l'emploi sont moins fréquentes sont donc celles où les entrées dans l'emploi sont moins fréquentes. On constate aussi une corrélation positive entre le taux de rotation de la main d'œuvre (somme des taux d'entrée et de sortie de l'emploi) et le taux de chômage. Les régions où le chômage est plus élevé qu'ailleurs sont donc plutôt des régions où la main d'œuvre accède plus souvent à l'emploi mais où elle en sort également plus souvent du fait du recours plus fréquent aux contrats à durée déterminée (Graphique 17).

16 En excluant la Corse, la droite de régression devient : Taux d'entrée en emploi = 1,11* Taux de sortie de l'emploi, avec un R-deux de 0,92

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 17 : Taux de rotation de la main d'œuvre et taux de rotation de la main d'œuvre ayant un contrat à durée déterminée selon la région de lieu de travail en mars 1999



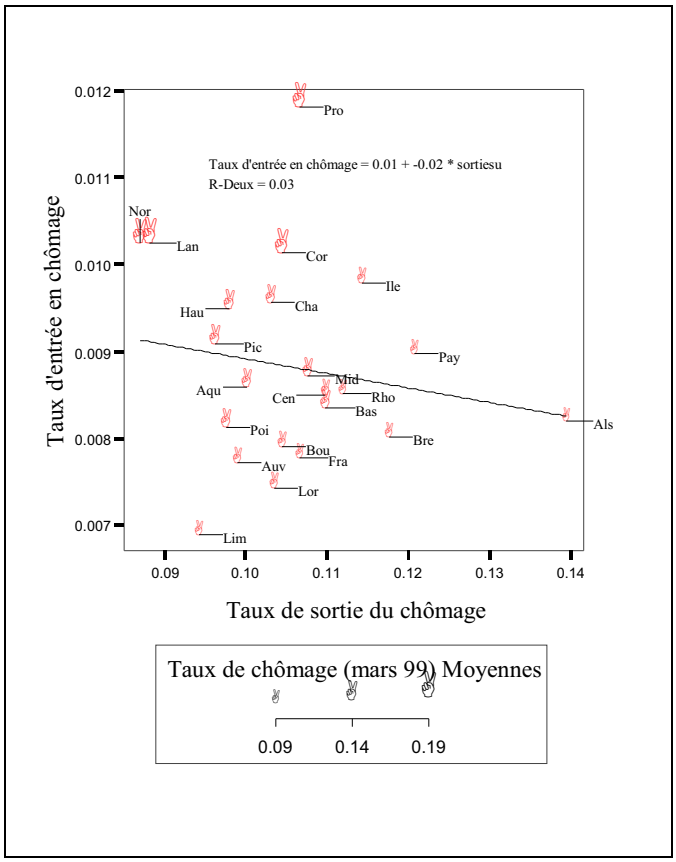
Source : déclarations des mouvements de main d'œuvre, INSEE et Ministère du Travail

2.2.2. Les flux d'entrées et de sorties du chômage

Chaque mois, l'ANPE publie le nombre de demandes d'emploi à durée indéterminée et temps plein (demandes dites de catégorie 1) enregistrées ou sorties au cours du mois, quel que soit le motif d'entrée ou de sortie. Construit à partir de ces données, le Graphique 18 permet de comparer pour chaque région, le taux mensuel d'entrée en chômage (rapport des demandes d'emploi de catégorie 1 enregistrées au cours du mois de mars 1999 à la population d'âge actif inactive ou occupée au recensement) au taux de sortie du chômage (rapport des demandes d'emploi de catégorie 1 sorties au cours du mois de mars 1999 à la population au chômage au recensement).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 18 : Taux mensuels d'entrée et de sortie du chômage (en pourcentage de la population d'origine) en mars 1999



Sources : données ANPE
Pour les populations d'origine : recensement de la population de 1999, INSEE

On n'observe pas de corrélation significative entre les taux d'entrées et de sorties du chômage. Les régions qui ont un taux de chômage élevé se distinguent des autres régions en accumulant deux formes de handicap : un fort taux d'entrée en chômage et un faible taux de sortie du chômage. Ce fait est particulièrement avéré pour le Nord-Pas-de-Calais et le Languedoc-Roussillon. Les régions où le chômage est inférieur à la moyenne le doivent d'abord à la faiblesse du taux d'entrée en chômage, à une exception près : l'Alsace qui bénéficie des deux atouts : un faible taux d'entrée en chômage et un taux élevé de sortie.

2.3. Les mouvements de main d'œuvre entre les régions

Les flux de main d'œuvre entre les régions sont aussi un indicateur de la capacité d'ajustement des marchés régionaux du travail. Deux types de migrations peuvent être distinguées : les migrations alternantes qui permettent à la main d'œuvre d'une région de trouver un emploi dans une région adjacente et les migrations définitives.

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

2.3.1. Les migrations alternantes ou navettes domicile-travail

Le recensement de la population fournit deux flux migratoires bruts : le nombre d'actifs qui travaillent quotidiennement dans la région alors qu'ils n'y résident pas (les entrants) et le nombre d'actifs qui résident dans la région mais qui travaillent quotidiennement en dehors de celle-ci (les sortants). D'une façon générale, les entrants sont moins nombreux que les sortants, excepté en Île-de-France où l'on compte plus de quatre entrants pour un sortant. À l'opposé, on trouve deux régions frontalières : la Lorraine avec 6 sortants (dont 4 travaillant au Luxembourg ou en Allemagne) pour un entrant, l'Alsace avec 4,5 sortants (dont 2,2 travaillant en Suisse ou en Allemagne) pour un entrant, et une région voisine de l'Île-de-France : la Picardie où l'on dénombre 3,2 sortants pour un entrant.

Tableau 16 : Estimation des taux de chômage régionaux en l'absence de migrations alternantes, en mars 1999

	Taux de chômage en l'absence des migrations alternantes	Différentiel de chômage gagné par les migrations alternantes
Limousin	10,9%	0,1
Bretagne	11,3%	0,8
Île-de-France	11,5%	0,0
Pays de la Loire	12,0%	0,9
Bourgogne	12,6%	0,8
Rhône-Alpes	12,7%	1,7
Auvergne	13,2%	1,5
Midi-Pyrénées	13,2%	0,4
Basse-Normandie	13,4%	0,9
Champagne-Ardenne	13,5%	0,2
Poitou-Charentes	13,5%	0,5
Franche-Comté	13,8%	3,6
Aquitaine	14,0%	0,7
Centre	14,9%	3,4
Alsace	16,2%	7,6
Haute-Normandie	17,3%	2,7
Corse	17,9%	0,3
Provence-Alpes-Côte d'Azur	17,9%	0,5
Lorraine	18,9%	7,1
Nord-Pas de Calais	19,3%	1,6
Languedoc-Roussillon	20,6%	2,1
Picardie	22,6%	8,4
France métropolitaine	**14,5%**	**1,7**

Source : calculs réalisés à partir du recensement de la population de 1999, INSEE

Comme on peut le voir au Tableau 16, l'impact de ces migrations alternantes sur le taux de chômage est loin d'être négligeable. En leur absence, et en admettant que les sortants se

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

substituent sans difficultés aux entrants, le taux de chômage national atteindrait 14,5% au lieu de 12,8%, celui de la Picardie, de l'Alsace et de la Lorraine effectuerait un bond de l'ordre de 7 à 8 points, rétrogradant ainsi l'Alsace de la première place à la quinzième.

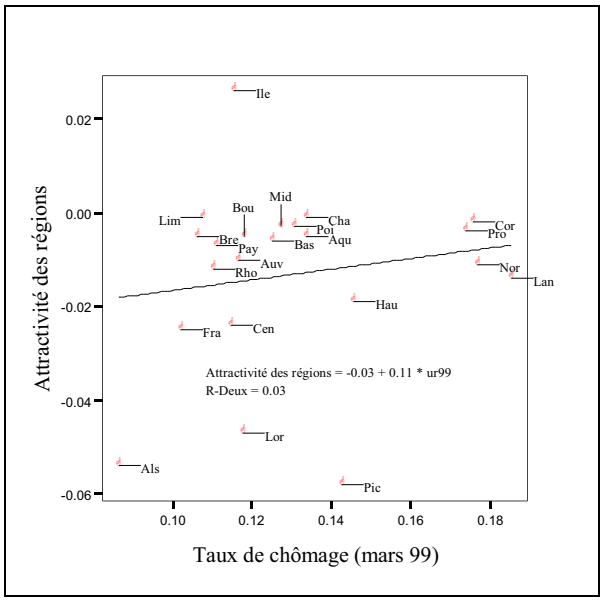
Le degré d'attractivité d'une région peut se mesurer en rapportant le flux net d'entrants à la population d'âge actif. On s'attend à une corrélation négative entre le degré d'attractivité des régions et leur taux de chômage, les régions où le chômage est faible connaissant un afflux net de personnes provenant de régions où il est élevé. Le Graphique 19 ne met pas en évidence la relation attendue puisqu'elle montre une corrélation positive mais non significative entre l'attractivité et le chômage[17]. Non seulement les régions où le chômage est faible ne connaissent donc pas un afflux net de personnes, mais celles où le chômage est élevé connaissent un afflux net de personnes tout à fait comparable à celui que connaissent des régions où le chômage est nettement moins fort.

[17] D'après une étude de l'OCDE (2000) portant sur neuf pays, il est rare que cette corrélation soit significative.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 19 : Degré d'attractivité des régions et taux de chômage en mars 1999



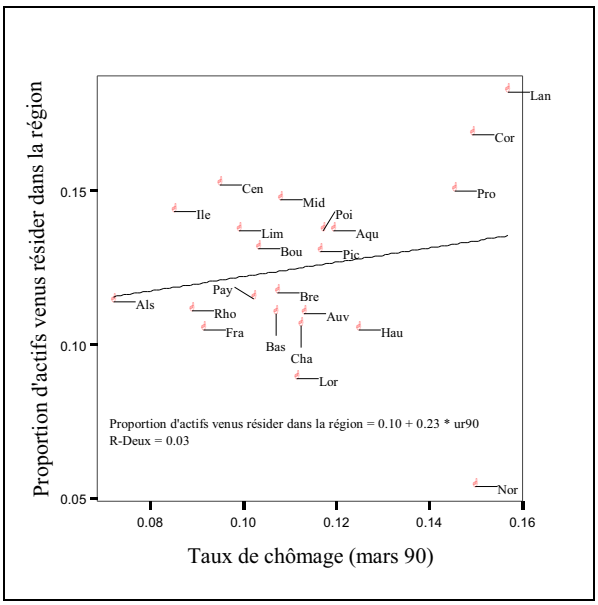
Source : recensement de la population de 1999, INSEE

2.3.2. Les migrations définitives

Près d'un actif sur huit a changé de région entre le recensement de 1990 et celui de 1999. Le niveau des migrations définitives, mesuré par la proportion dans la population active régionale en mars 1999, d'actifs venus résider dans la région entre les deux recensements varie beaucoup d'une région à une autre : à un extrême, on trouve le Nord-Pas-de-Calais où à peine plus de 5% des actifs sont venus se fixer en neuf ans. À l'autre extrême, on trouve le Languedoc-Roussillon où plus de 18% des actifs sont venus s'installer.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

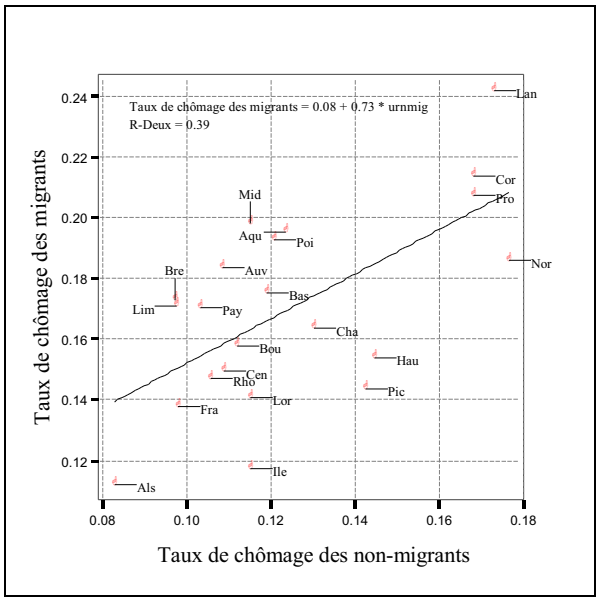
Graphique 20 : Proportion d'actifs ayant rejoint la région entre les deux derniers recensements : corrélation avec le taux de chômage régional en début de période (mars 1990)



Sources : recensements de la population de 1990 et 1999, INSEE

Le Graphique 20 montre la relation entre cet afflux brut d'actifs et le taux de chômage régional en début de période (mars 1990). À nouveau, nous notons que la situation des marchés régionaux du travail ne justifie pas de tels mouvements d'actifs. Une région comme l'Alsace accueille relativement peu d'actifs en provenance d'autres régions, alors que des régions où le taux de chômage est largement supérieur à la moyenne nationale (Languedoc-Roussillon, Corse et Provence-Alpes-Côte-d'Azur) sont plutôt des régions qui connaissent un afflux important d'actifs. Il est intéressant de noter du reste que ces « migrants » éprouvent davantage de difficultés à obtenir et/ou conserver un emploi que les « non-migrants », comme l'atteste le Graphique 21.

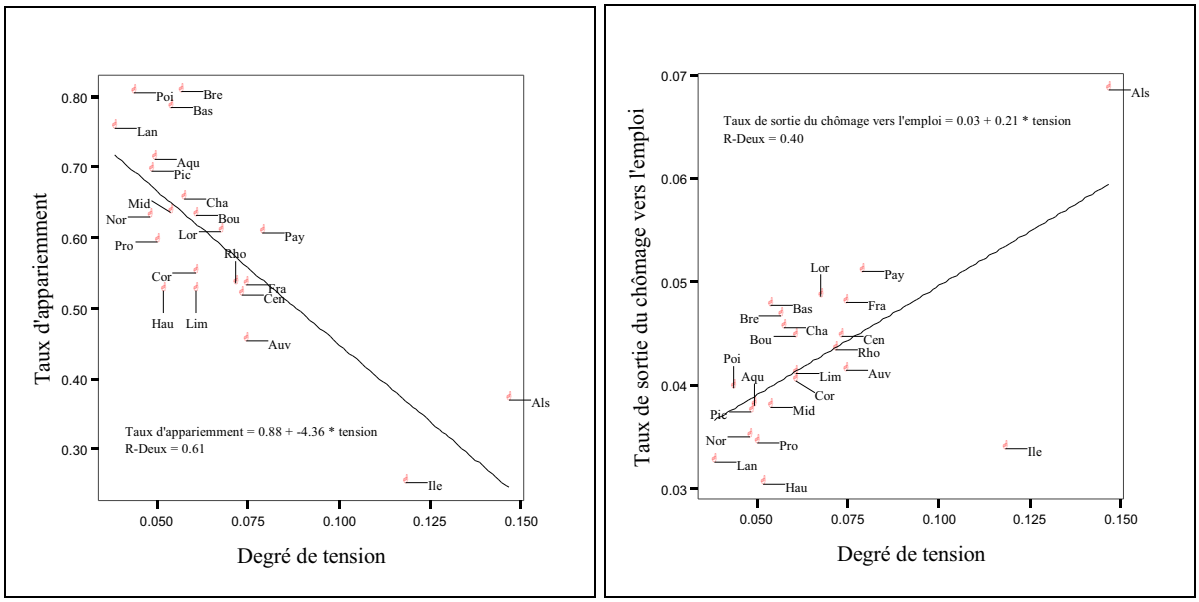
Graphique 21 : Migrations définitives : taux de chômage des migrants et non-migrants



Source : recensement de la population de 1999, INSEE

2.4. Taux d'appariement, taux d'embauche des chômeurs et degré de tension

Graphique 22 : Degré de tension, taux d'appariement et taux de sortie du chômage vers l'emploi en mars 1999



Sources : données ANPE et recensement de la population de 1999

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Le Graphique 22 permet d'examiner le taux d'appariement, le taux de sortie du chômage vers l'emploi (ou taux d'embauche des chômeurs) et le degré de tension pour chaque marché régional du travail.

Le taux d'appariement (défini par le rapport du flux de demandes d'emploi sorties pour cause de reprise d'emploi durant le mois de mars 1999 au stock d'offres d'emploi à la fin février 1999) rend compte des difficultés de recrutement auxquelles sont confrontées les entreprises. C'est en Île-de-France et en Alsace (régions où les actifs en âge de travailler ont déjà une forte probabilité d'être occupés) que les entreprises éprouvent le plus de difficultés à pourvoir leurs postes vacants. Parmi les régions où les difficultés d'appariement sont les plus modérées, on trouve assez logiquement le Languedoc-Roussillon, une des régions où la main d'œuvre potentielle est largement sous-employée, et de façon plus inattendue la Bretagne, la Basse-Normandie, le Poitou-Charentes, l'Aquitaine et la Picardie.

Le taux d'embauche des chômeurs (défini par le rapport du flux de demandes d'emploi sorties pour cause de reprise d'emploi durant le mois de mars 1999 au stock de demandes d'emploi à la fin février 1999) rend compte des difficultés que les chômeurs éprouvent pour trouver un emploi. À nouveau l'Alsace se détache clairement des autres régions françaises : sur 100 chômeurs inscrits à l'ANPE, 7 trouveront un emploi au cours du mois suivant, contre 5 dans les Pays de la Loire et 3 en Haute-Normandie.

On constate que le taux d'appariement et le taux d'embauche des chômeurs semblent répondre au degré de tension (rapport du stock d'emplois vacants au stock de chômeurs au recensement) dans le sens prévu dans le cadre de la théorie des modèles d'appariement de Pissarides (Chapitre 1). Autrement dit, plus le nombre de postes vacants est grand (relativement au nombre de chômeurs) dans une région, moins il est facile aux entreprises de cette région de pourvoir leurs postes vacants mais plus il est facile aux chômeurs de cette région de trouver un emploi.

2.5. La fréquence du chômage de longue durée

La fréquence du chômage de longue durée (c'est-à-dire la proportion de chômeurs à la recherche d'un emploi depuis plus d'un an) peut donner une idée de l'étendue des difficultés d'appariement. Selon le dernier recensement de la population, cette catégorie de chômeurs a

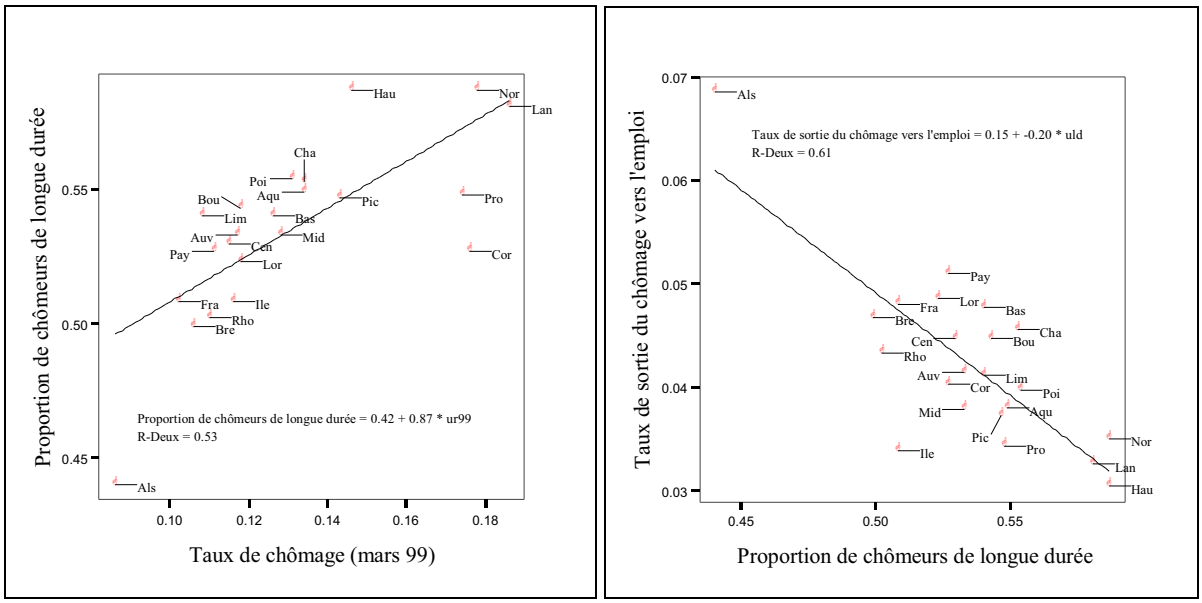
http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

représenté 53% du chômage total. Le Graphique 23 indique que cette catégorie de chômeurs constitue presque 59% du chômage dans le Nord-Pas-de-Calais, la Haute-Normandie et le Languedoc-Roussillon contre 44% en Alsace et 50% en Bretagne.

Le Graphique 23 montre que les régions où le chômage de longue durée est fréquent sont généralement des régions où le taux de chômage est élevé et où le taux de sortie du chômage vers l'emploi est faible.

Graphique 23 : Relation entre la proportion de chômeurs de longue durée, le taux de chômage et le taux de sortie des chômeurs vers l'emploi en mars 1999



Sources : données ANPE (pour le taux de sortie du chômage vers l'emploi)
recensement de la population de 1999, INSEE

3. CONCLUSION

Cette comparaison du marché du travail en France et aux États-Unis, puis entre les régions françaises avait pour but de mettre en évidence des éléments communs ainsi que des divergences dans le mode d'ajustement de ces marchés. À l'issue de cette comparaison, plusieurs points méritent d'être soulignés.

Malgré une évolution des taux de chômage assez contrastée, le marché français et le marché américain présentent un haut degré d'ajustement. Comparativement aux flux nets, les

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

réallocations d'emplois et les mouvements de main d'œuvre sont étonnamment intenses aux États-Unis. Le marché français parvient au même résultat en recourant largement aux emplois temporaires (contrats à durée déterminée ou intérims).

Il en résulte une segmentation de la main d'œuvre bien plus marquée en France qu'aux États-Unis : un premier segment comprenant les travailleurs bénéficiant d'emplois stables et peu exposés au chômage, un deuxième segment comprenant les travailleurs alternant emplois temporaires et périodes de chômage, et un troisième segment comprenant les chômeurs qui éprouvent d'importantes difficultés à trouver ou retrouver un emploi.

Les régions qui affichent un taux de chômage élevé sont des régions qui accumulent en général de nombreux handicaps : faible taux d'emploi, faible taux d'activité, fort taux de sortie de l'emploi, fort taux d'entrée en chômage, faible taux de sortie du chômage, faible taux d'embauche des chômeurs, forte proportion de chômage de longue durée. Ce sont également des régions où le taux de chômage des femmes et des jeunes est plus prononcé qu'ailleurs et où la main d'œuvre doit faire preuve d'une plus grande flexibilité (recours plus fréquent aux contrats à durée déterminée). L'association d'un fort taux d'entrée dans l'emploi et d'un faible taux de sortie du chômage vers l'emploi donne à penser que cette main d'œuvre passe également plus souvent qu'ailleurs d'un emploi à un autre.

L'examen des migrations alternantes et définitives montre que parmi les régions les plus attractives pour les actifs, on trouve aussi bien des régions où le chômage se situe dans la moyenne nationale que des régions où il est fortement supérieur. En d'autres termes, les déplacements de la main d'œuvre entre les régions paraissent jouer un rôle modeste dans l'ajustement des marchés.

Ce chapitre avait également pour but de valider certaines hypothèses fondatrices de la théorie des modèles d'appariement. À partir des données régionales, nous avons pu vérifier que le taux d'embauche des chômeurs et le taux d'appariement des emplois vacants réagissaient aux variations du degré de tension dans le sens prévu par la théorie. Sur données chronologiques françaises, nous avons pu déceler les signes d'un processus d'appariement moins efficace.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

RÉFÉRENCES

BENTOLILA Samuel et BERTOLA Giuseppe (1990), « Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Eurosclerosis? », Review of Economic Studies, 57, pp. 381-402.

BERTOLA Giuseppe (1990), « Job security, employment and wages », European Economic Review, Elsevier, vol. 34(4), pages 851-879, June.

BOERI Tito (1996), « Is job turnover countercyclical ? », Journal of Labor Economics, vol. 14, n° 4.

CABALLERO J. Ricardo, HAMMOUR Mohamad L. (1996), « On the timing and efficiency of creative destruction », The Quaterly Journal of Economics, August, pp. 805-852.

CAHUC Pierre, ZYLBERBERG André (1996), Économie du travail. La formation des salaires et les déterminants du chômage, De Boeck Université, Bruxelles.

CAHUC Pierre, ZYLBERBERG André (2002), Le marché du travail, De Boeck Université, Bruxelles.

CASTEL Robert, FITOUSSI Jean-Paul, FREYSSINET Jacques, GUAINO Henri (1997), *Chômage : le cas français*, La documentation Française, Paris.

CHAMBIN M., MIHOUBI F. (1997), « Créations et suppressions d'emplois et flux de main d'œuvre dans les établissements de 50 salariés et plus », Document d'études, n° 12, DARES.

COHEN Daniel, DUPAS Pascaline (2000), « Trajectoires comparées des chômeurs en France et aux États-Unis », Économie et Statistique, n° 332-333, pp. 17-26.

DAVIS Steven, HALTIWANGER John (1990), « Gross job creation, gross job destruction : microeconomic evidence and macroeconomic implications », NBER macroeconomics annual.

DUHAUTOIS Richard (2002), « Les réallocations d'emplois en France sont-elles en phase avec le cycle ? », Économie et statistique, n° 351, pp. 87-103.

DUHAUTOIS Richard (2005), « Les créations nettes d'emplois : la partie visible de l'iceberg », *INSEE Première*, n° 1014, 4p.

GARIBALDI Pietro (1998), « Job flow dynamics and firing restrictions », *European Economic Review*, Elsevier, vol. 42(2), pp. 245-275.

KARAME Frédéric, LE MINEZ S., MIHOUBI F. (1999), « Les flux d'emplois en France : quelle intensité, quel impact de la démographie des établissements ? une comparaison sur données françaises », Document d'études, DARES.

L'HARIDON Olivier, MALHERBET Franck (2003), « Protection de l'emploi et performance du marché du travail », Document de travail, 19, CREST INSEE.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

LAGARDE Sylvie, MAURIN Éric, TORELLI Constance (1994), « Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude de la période 1984-1992 », Économie et prévision, n° 113-114, pp. 67-88.

LAGARDE Sylvie, MAURIN Éric, TORELLI Constance (1996), « Flux d'emplois et flux de main d'œuvre en France : une étude sur la période 1987-1992 », Revue économique, vol.47, n° 3 , n° 351, pp. 633-642.

MILLARD Stephen P., MORTENSEN Dale T. (1997), « The Unemployment and Welfare Effects of Labor Market Policy: A Comparison of the USA and the UK » in D. J. Snower and G. de la Dehesa (eds.) Unemployment Policy: Government Options for the Labor Market, Cambridge University Press, Cambridge.

NOCKE Volker (1995), « Gross job creation and gross job destruction : an empirical study with French data », Document de travail, CREST INSEE.

OCDE (1987), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 4, Le processus de création et de suppression d'emplois, Paris, septembre.

OCDE (1989), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 3, Chômage régional dans les pays de l'OCDE, Paris, septembre.

OCDE (1990), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 3, L'offre et la demande sur les marchés du travail régionaux : croissance démographique, mouvements migratoires, activité et disparités de gains, Paris, septembre.

OCDE (1994), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 3, Gains et pertes d'emplois dans les entreprises, Paris, juillet.

OCDE (1995), *Perspectives de l'emploi*, Paris, juillet.

OCDE (1996), *Perspectives de l'emploi*, Paris, juillet.

OCDE (2000), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 2, Disparités entre marchés régionaux du travail, Paris, juin.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

CHAPITRE 3

UNE ESTIMATION DE L'EFFICACITÉ D'APPARIEMENT SUR LES MARCHÉS RÉGIONAUX FRANÇAIS AU DÉBUT DES ANNÉES 1990

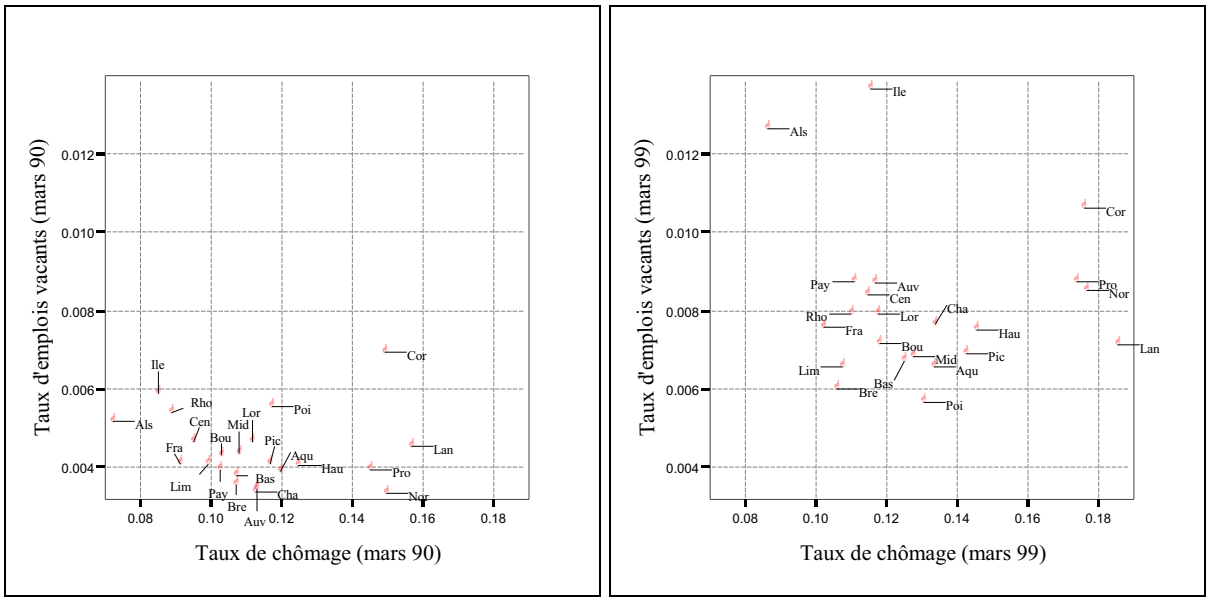
1. Fondements théoriques de l'efficacité et méthode des frontières stochastiques 104
2. Données 107
3. Résultats 113
4. Conclusion 125
Annexe 5 Définition et source des données 127
Annexe 6 Hétérogénéité et appariement 129
Annexe 7 Estimation de l'efficacité d'appariement par région 132
Annexe 8 Efficacité estimée et taux de chômage 133
Références 134

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Au cours des années 1990, la position des vingt-deux régions françaises dans le plan (u,v), plan habituellement retenu pour tracer la courbe de Beveridge s'est notablement modifiée. Ainsi, comme le montre le Graphique 24, entre mars 1990 et mars 1999, le nuage de points correspondant aux vingt-deux régions françaises s'est clairement décalé vers le haut et vers la droite tout en se dispersant davantage.

Graphique 24 : Positionnement des régions françaises dans le plan (u,v) en mars 1990 et mars 1999



Sources : Données ANPE (pour les emplois vacants) et recensements de la population de 1990 et 1999

Le Chapitre 1 a montré que la montée simultanée du taux de chômage et du taux d'emplois vacants pouvait refléter soit un déclin dans l'efficacité du processus d'appariement, soit une intensification des séparations ou encore des chocs agrégés négatifs. Il s'avère donc intéressant de chercher à évaluer dans quelle mesure l'efficacité du processus d'appariement est responsable des déplacements de la courbe de Beveridge tant dans le temps qu'au niveau des régions. Plusieurs auteurs ont examiné cette question en estimant des fonctions d'appariement à partir de données régionales (voir par exemple, Gorter et Van Ours (1994)

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

pour les Pays-Bas, Maillard (1997) et Agullo (1999) pour la France). Notre travail[18] s'inscrit dans la même lignée. En revanche, notre méthode s'en éloigne puisque, au lieu de recourir à la méthode traditionnelle des effets fixes, nous utilisons la *méthode des frontières stochastiques*, méthode développée par Aigner, Lovell et Schmidt (1977) et par Meeusen et van den Broeck (1977) dans le cadre de la théorie de la production[19] et que Warren (1991) fut le premier à transposer à l'étude du marché du travail pour estimer le chômage frictionnel dans l'industrie américaine. Bien que le processus d'appariement soit souvent comparé à un processus de production dont l'output serait le flux d'embauches et les inputs le stock de chômeurs et d'emplois vacants, rares sont encore les auteurs qui tels Bodman (1999) pour l'Australie et Ibourk et Perelman (2001) pour le Maroc ont appliqué la méthode des frontières stochastiques au problème d'appariement sur le marché du travail. Les avantages de cette méthode sur celle des effets fixes sont pourtant manifestes. Un premier avantage est de pouvoir estimer un terme d'efficacité variable à travers les régions *et* le temps. Un autre avantage est -en adoptant la spécification de Battese et Coelli (1995)- de pouvoir tester correctement l'influence de facteurs explicatifs potentiels sur l'efficacité d'appariement.

Sur le plan empirique, nous estimons donc une frontière stochastique à partir de données régionales françaises sur la période allant de mars 1990 à février 1995. Dans le même temps, nous introduisons un certain nombre de variables destinées à capturer les caractéristiques et comportements des demandeurs et offreurs d'emploi.

La première section de ce chapitre rappelle les fondements théoriques de l'efficacité technique et expose la méthode des frontières stochastiques et ses particularités. La deuxième section est consacrée à la définition des variables et à l'analyse de la structure de l'échantillon et la troisième section aux résultats empiriques. Nos principales conclusions sont réunies dans la quatrième section.

---

[18] Pour l'essentiel, ce chapitre reprend un travail entrepris avec Aomar Ibourk, Sergio Perleman et Henri Sneessens. On en trouvera une première synthèse dans IBOURK Aomar, MAILLARD Bénédicte, PERELMAN Sergio, SNEESSENS Henri (2004), « Aggregate Matching Efficiency: A Stochastic Production Frontier Approach, France 1990-1994 », *Empirica*, n° 31, pp. 1-25.

[19] Pour un résumé de la littérature sur la méthode des frontières stochastiques, voir Kumbhakar et Lovell (2000).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

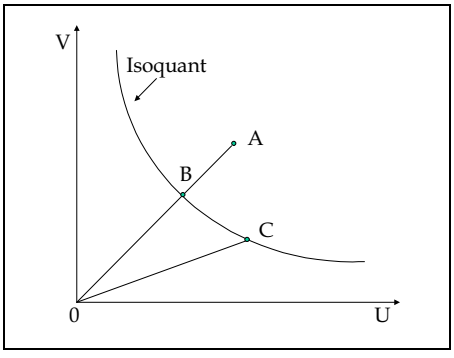
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

1. FONDEMENTS THÉORIQUES DE L'EFFICACITÉ ET MÉTHODE DES FRONTIÈRES STOCHASTIQUES

1.1. Frontière efficace et efficacité technique

À l'origine, la méthode des frontières stochastiques a longtemps servi à l'analyse théorique du comportement de la firme. L'efficacité technique d'une firme est dans ce cadre mesurée par la distance qui sépare la firme observée de la *frontière efficace* c'est-à-dire de l'ensemble des points qui sont techniquement efficaces pour un niveau de production donné (Shephard (1953)). La Figure 10 illustre ce principe pour un niveau de production donné et fixe obtenu en combinant deux facteurs. La courbe à pente négative représente la frontière efficace : elle détermine pour chaque niveau de facteur U, la quantité minimale requise de facteur V pour atteindre le niveau de production désiré H. Tout point situé à droite de cette courbe est techniquement inefficace. Debreu (1951) et Farrell (1957) définissent l'*efficacité technique* d'une firme comme étant « égale à 1 moins la réduction maximale équiproportionnelle dans l'utilisation des inputs qui permet de continuer à produire le même niveau d'output ». Par exemple, pour une firme opérant au point A alors qu'elle aurait la possibilité de produire autant en réduisant les deux facteurs dans la proportion AB/OA, l'efficacité technique correspond au ratio OB/OA. Pour une firme opérant au point C ou B, l'efficacité est maximale et vaut 1.

Figure 10 : Frontière efficace et efficacité d'appariement



Parce que le processus d'appariement est comparable à un processus de production et que notre objectif principal est d'estimer l'efficacité d'appariement du marché du travail, la méthode que nous retenons est tout naturellement la méthode des frontières stochastiques (appelée aussi modèle à erreurs composées).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

1.2. Méthode des frontières stochastiques

Selon la méthode des frontières stochastiques, la frontière efficace peut varier de façon aléatoire pour deux raisons : d'une part, l'existence d'erreurs de mesure dans les variables observées, et d'autre part, la présence de chocs exogènes favorables ou défavorables. La distance par rapport à la frontière efficace (distance qui représente l'inefficacité) peut elle aussi varier de façon aléatoire. L'intégration de ces effets aléatoires se fait par la décomposition de l'erreur en deux termes : une composante d'erreur aléatoire combinant les erreurs de mesure et les chocs exogènes et une composante d'inefficacité.

Nous utilisons une spécification translogarithmique pour la fonction d'appariement :

$$\log H_{it} = \begin{bmatrix} \alpha + \beta_1 \log V_{it-1} + \beta_2 \log U_{it-1} \\ + \beta_{11} (\log V_{it-1})^2 + \beta_{22} (\log U_{it-1})^2 + \beta_{12} (\log V_{it-1})(\log U_{it-1}) + v_{it} \end{bmatrix} - u_{it} \quad (33)$$

avec $u_{it} \geq 0$

où H_{it}, V_{it}, U_{it} désignent respectivement le nombre d'appariements, d'emplois vacants et de chômeurs observés dans la région i en période t et $\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_{11}, \beta_{22}$ et β_{12} sont les paramètres à estimer de la fonction translog (le terme entre crochets). Le premier terme aléatoire v_{it} agit sur la position de cette fonction. On suppose que les v_{it} sont des variables aléatoires distribuées de façon indépendante et identique selon une loi normale $N(0, \sigma_v^2)$. Le second terme aléatoire u_{it} représente l'inefficacité d'appariement de la région i en période t. On suppose que ce second terme est indépendant du premier et, pour garder une distance non-négative par rapport à la frontière, qu'il est lui même non-négatif.

L'hypothèse la plus courante dans la littérature est que les u_{it} sont indépendamment et identiquement distribués et qu'ils suivent une distribution semi-normale (valeur absolue d'une distribution $N(0, \sigma_u^2)$) comme dans Aigner, Lovell et Schmidt (1977). Mais comme le soulignent Battese et Coelli (1988), cette hypothèse ne permet pas de déterminer les facteurs qui ont directement agi sur la distance qui sépare chaque région de la frontière.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

1.3. Facteurs déterminant l'efficacité d'appariement

Nous supposons donc, ainsi que le préconisent Battese et Coelli (1995) que la valeur attendue de u_{it} peut s'écrire sous la forme d'une fonction linéaire de variables observées dans les différentes régions. On a ainsi :

(34) $$u_{it} = Z_{it}\delta + \varepsilon_{it}$$

où Z_{it} est un vecteur de variables capturant des effets spécifiques à la région i en période t[20], δ un vecteur de paramètres à estimer et ε_{it} un terme aléatoire. On suppose en outre que les u_{it} sont indépendamment distribués, et, afin que la valeur des u_{it} reste non-négative, qu'ils suivent une loi normale $N(Z_{it}\delta, \sigma_u^2)$ tronquée en 0.

Les paramètres de la frontière stochastique et du terme d'efficacité (équations (33) et (34)) sont estimés simultanément en maximisant le logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle[21]. Deux autres paramètres sont estimés par ce modèle : $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ et $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$, la part relative du résidu attribuée au terme d'inefficacité.

Sur la base de ces paramètres, on estime le degré d'efficacité correspondant à chaque observation comme une espérance conditionnelle :

(35) $$\hat{e}_{it} = E\left[e^{-u_{it}} \middle| v_{it} - u_{it}\right]$$

1.4. Méthodes alternatives

Un aspect intéressant de la méthode de Battese et Coelli est qu'elle englobe en tant que cas particuliers, les autres méthodes fréquemment utilisées pour estimer l'efficacité. La spécification semi-normale (sans variables Z) s'obtient ainsi en posant $\delta \equiv 0$. Le modèle à effets fixes correspond au cas où Z est un vecteur de variables muettes régionales et où la

---

20 Ces effets spécifiques peuvent s'interpréter en termes de caractéristiques propres aux travailleurs ou aux emplois. Voir l'Annexe 6 pour une discussion plus détaillée dans le cadre d'une fonction d'appariement translogarithmique.

21 Voir Battese et Coelli (1993) pour une présentation des expressions de la fonction de vraisemblance et des dérivées partielles premières.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

variance σ_u est strictement égale à zéro. Jusqu'à présent, le modèle à effets fixes était généralement adopté dans la littérature, bien qu'il ne permette pas l'estimation d'un terme d'efficacité variable dans le temps[22]. Par ailleurs, les effets fixes tendent à capturer partiellement voire totalement les effets de rendements d'échelle, en particulier lorsque la taille diffère largement d'une région à l'autre, et cette corrélation potentielle entre les effets fixes et les variables explicatives implique un biais d'estimation qui n'est pas toujours pris en compte[23]. Une autre limite du modèle à effets fixes est la difficulté avec laquelle on teste l'influence des variables explicatives sur l'efficacité d'appariement. La procédure d'estimation en deux étapes utilisée à cette fin entraîne la perte d'un grand nombre d'informations et de degrés de liberté. De plus, la seconde étape de cette procédure (la régression de l'efficacité technique par rapport à des facteurs explicatifs) est en contradiction avec l'hypothèse sous-jacente de la première étape selon laquelle les termes d'erreurs sont distribués de façon identique (Battese et Coelli (1995)). Une façon d'éviter ce problème serait d'inclure les facteurs explicatifs Z dans la fonction d'appariement aux cotés de U et V, mais cela impliquerait que ces facteurs affectent directement la forme de la frontière, un postulat qui entre alors en contradiction avec l'hypothèse qu'ils n'affectent que l'inefficacité d'appariement (c'est-à-dire la distance par rapport à la frontière)[24].

2. DONNÉES

Nous estimons les paramètres de la frontière stochastique et du terme d'efficacité sur des données de panel couvrant les 22 régions françaises et allant de mars 1990 à février 1995. Une présentation détaillée des définitions et des sources est fournie en Annexe 5.

---

22 Pour une revue des études sur la fonction d'appariement, voir Petrongolo et Pissarides (2001).

23 Nous faisons implicitement référence ici au test d'Hausman et Taylor (1981) sur les régressions de données de panel et sa transposition dans le cadre de la méthode des frontières stochastiques (Kumbhakar et Lovell (2000)). Citons une exception dans la littérature empirique sur la fonction d'appariement : Agullo (1999).

24 Coelli, Perelman et Romano (1999) discutent de ce problème dans le cadre de la méthode des frontières stochastiques.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

La variable V_{it-1} est définie par le stock des offres d'emploi déposées dans les agences de l'ANPE de la région i à la fin du mois $t-1$. Cette variable inclut les emplois à temps plein mais aussi à temps partiel, quelle que soit la durée du contrat (indéterminée ou déterminée) mais exclut les stages de formation destinés aux demandeurs d'emploi. Les effets de composition (la part des emplois permanents à temps plein offerts ayant notablement chuté au cours de la période) seront pris en compte dans les variables Z. La variable U_{it-1} correspond au stock de chômeurs inscrits dans les agences de l'ANPE de la région i, en quête d'un emploi à durée indéterminée et temps plein à la fin du mois $t-1$. Les chômeurs entrés en stage de formation en sont exclus. Bien que la plupart des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE recherchent un emploi à durée indéterminée et temps plein (plus de 93% d'entre eux), nombreux sont ceux qui accepteraient -faute de mieux- un emploi temporaire ou à temps partiel (en févier 1995, seul un tiers des emplois vacants satisfaits étaient des emplois permanents à temps plein). De ce point de vue, le fait d'inclure les emplois temporaires et les emplois à temps partiel dans la définition de V_{t-1} paraît être le choix le plus cohérent. Enfin la variable H_{it} mesure le flux de chômeurs inscrits à l'ANPE de la région i ayant trouvé un emploi au cours du mois t (les entrées en stage de formation sont de nouveau exclues)[25].

Le Graphique 25 retrace l'évolution mensuelle de l'indicateur de tension (mesuré par V_t/U_t) et de la probabilité d'embauche d'un chômeur (mesurée par H_t/U_{t-1}) au niveau national. Il n'est pas surprenant de constater que ces deux variables sont soumises à de fortes variations saisonnières. Entre mars 1990 et février 1993, la probabilité d'embauche a clairement reculé.

---

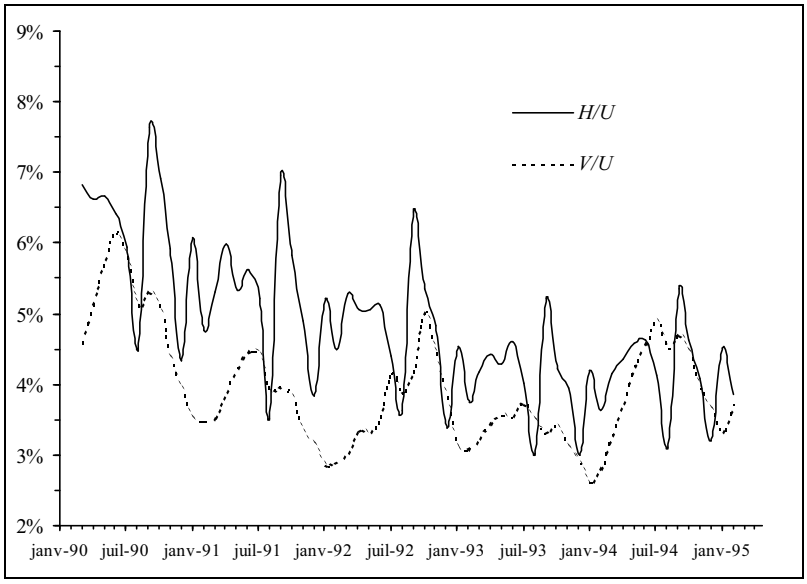
[25] Nous négligeons les migrations interrégionales qui semblent jouer un rôle modeste en France, au niveau des régions et au niveau plus détaillé des départements (voir Petrongolo et Wasmer (1999) et le Chapitre 2, § 2.3.). Nous négligeons aussi l'impact des actifs occupés qui recherchent un emploi. Cela est cohérent avec notre définition des embauches qui n'inclut pas les flux d'emploi à emploi ; cela peut toutefois biaiser les paramètres estimés si les actifs occupés convoitent les mêmes postes vacants enregistrés par l'ANPE que les actifs au chômage. Voir à ce sujet Anderson et Burgess (2000), Broersma et van Ours (1999). Les comparaisons interrégionales demeureront non biaisées tant que l'importance relative des actifs occupés à la recherche d'un autre emploi ne varie pas d'une région à l'autre ou tant qu'elle est prise en compte par la variable de rotation de la main d'œuvre.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

On n'observe pas de tendance similaire pour l'indicateur de tension, tout au moins après 1990. Le contraste entre les deux suggère une efficacité d'appariement en déclin[26].

Graphique 25 : Indicateur de tension (V_t/U_t) et probabilité d'embauche d'un chômeur (H_t/U_{t-1}) de mars 1990 à février 1995 (moyennes annuelles)



Le Graphique 26 donne un aperçu des différences entre les régions. Il montre la corrélation observée entre le logarithme de la probabilité d'embauche d'un chômeur et le logarithme de l'indicateur de tension dans les différentes régions en février 1995. La corrélation est nettement positive et le coefficient directeur est approximativement égal à 0,37. Les régions situées au dessus de la droite sont *a priori* les plus efficientes. Cette conjecture reste toutefois à vérifier car le raisonnement précédent demeure sommaire (hypothèse de rendements d'échelle constants, aucune exploitation de l'information contenue dans les séries chronologiques, aucune détermination des nombreux facteurs qui agissent sur l'efficacité d'appariement).

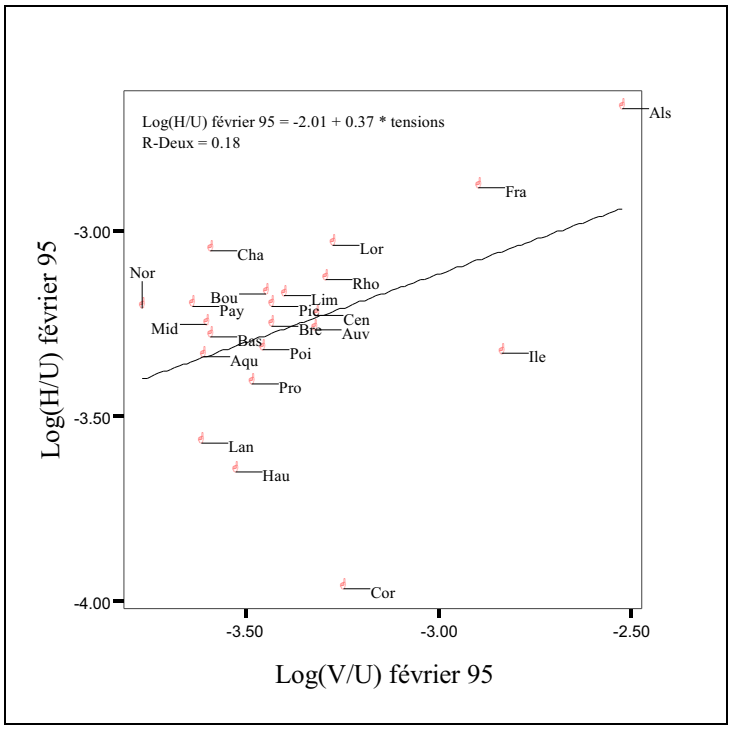
---

[26] D'après les fondements théoriques exposés au Chapitre 1 (§ 2.2. et 2.3.), la probabilité d'embauche d'un chômeur $f_t = \theta_t.m(\theta_t)$ est une fonction croissante de l'indicateur de tension θ_t. Comme le déclin de la probabilité d'embauche apparaît peu lié à l'évolution de l'indicateur de tension, tout porte à croire que la dégradation de la fonction d'appariement $m(.)$ en soit la cause.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 26 : Indicateur de tension (V_{it}/U_{it}) et probabilité d'embauche d'un chômeur (H_{it}/U_{it-1}) en février 1995 selon les régions



Afin d'analyser les variations de l'efficacité d'appariement dans le temps et entre les régions, nous introduisons donc un ensemble de variables destinées à saisir les caractéristiques et le comportement des employeurs et des chômeurs. Parmi ces derniers, nous distinguons les moins de 25 ans, les plus de 50 ans, les étrangers, les travailleurs qualifiés (d'après leur précédent emploi : cadres, techniciens ou agents de maîtrise), les femmes et les chômeurs de longue durée (plus d'un an). La taille de chaque groupe est mesurée en pourcentage du chômage total (l'Annexe 6 en fournit une justification). Il est probable que les différences entre ces groupes reflètent des différences dans l'intensité de la recherche d'emploi, la propension à accepter des offres d'emplois non conformes à l'emploi recherché (un contrat à durée déterminée (CDD) au lieu d'un contrat à durée indéterminée (CDI), par exemple) et aussi des pratiques d'entreprises (discrimination envers la main d'œuvre étrangère, féminine ou inexpérimentée, par exemple). Les effets liés à la taille ou au type d'activité de l'entreprise sont représentés par le taux de rotation de la main d'œuvre et par la proportion de CDI dans les emplois vacants.

Les stages de formation destinés aux demandeurs d'emploi peuvent aussi influer sur l'efficacité d'appariement bien que ces stages et leurs bénéficiaires soient exclus de la

http://www.univ-lille1.fr/bustl

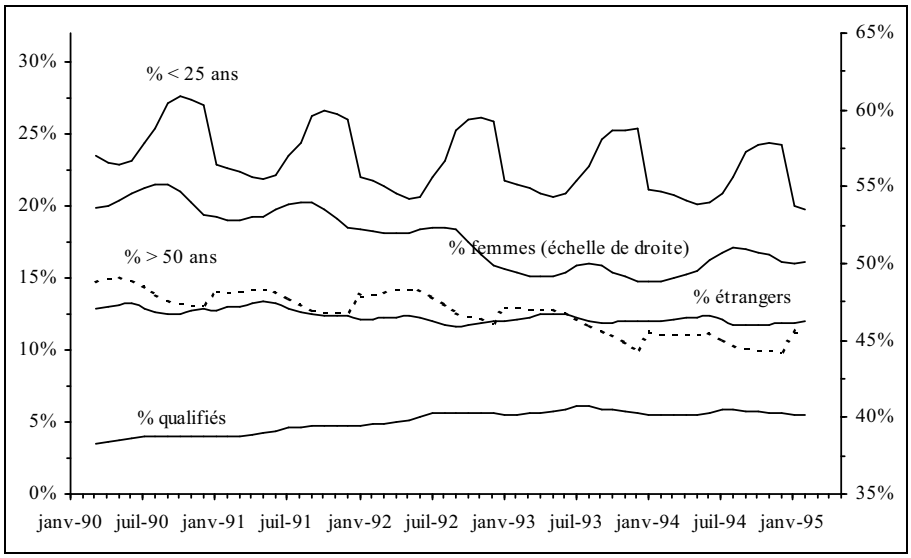
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

définition de V_{it-1}, U_{it-1} et H_{it}. En effet, dans la mesure où ces stages sont ciblés sur les chômeurs qui font face à d'importantes difficultés dans leur recherche d'emploi, le fait de les retirer du marché, se répercute automatiquement sur l'efficacité d'appariement observée (voir à nouveau l'Annexe 6). Nous contrôlons de tels effets en introduisant parmi les variables Z la proportion de chômeurs entrés en stage au cours du mois. Enfin, la densité de population est destinée à tenir compte de la fréquence d'arrivée des offres d'emploi (pour les travailleurs) et des candidatures à l'embauche (pour les firmes). Wahba et Zenou (2003) introduisent la densité de population pour mesurer la fréquence des rencontres entre les travailleurs en recherche d'emploi et leurs relations (amis, voisins, parents, etc.) et, par conséquent, l'information qu'ils reçoivent sur les emplois vacants grâce à leurs relations. Ils obtiennent que la densité de population a un effet positif sur l'appariement tant qu'elle reste à un niveau raisonnable ; lorsque la densité devient trop forte, l'effet peut devenir négatif car si chacun dispose d'encore plus d'informations, ces informations sont également partagées par un plus grand nombre d'individus (effet de congestion). Une même variable peut bien évidemment capter différents effets simultanément. Par exemple, la proportion de chômeurs de longue durée peut à la fois capter des effets de cycle économique et des difficultés structurelles accrues (comportement des firmes, déqualification de la main d'œuvre et/ou inadéquation des qualifications offertes et demandées, par exemple). De même, dans la mesure où les services sont relativement plus rares dans les régions rurales par exemple, la densité de population peut capter des effets liés aussi bien au type d'activité économique qu'à la diffusion de l'information.

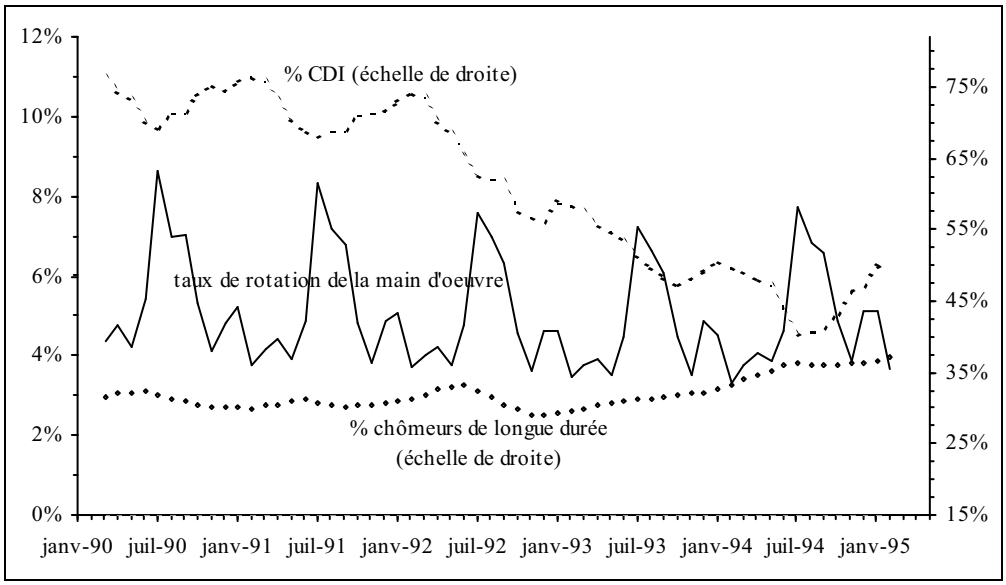
Les moyennes nationales de la plupart de ces variables sont reproduites au Graphique 27 et au Graphique 28, mois par mois.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 27 : Caractéristiques des chômeurs de mars 1990 à février 1995 (moyennes nationales)



Graphique 28 : Autres facteurs pouvant être corrélés à l'efficacité d'appariement de mars 1990 à février 1995 (moyennes nationales)



Certaines de ces variables présentent des fluctuations saisonnières prononcées. Quelques remarques s'imposent. La proportion de chômeurs jeunes ou âgés diminue au fil du temps, ce qui implique que la proportion de chômeurs d'âge moyen s'est accrue. La proportion de chômeuses est d'abord décroissante puis croissante. La proportion de chômeurs qualifiés a régulièrement progressé au début des années 1990 et demeure élevée ensuite. La proportion de chômeurs étrangers reste stable au niveau national (il y a bien sûr de substantielles

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

différences entre certaines régions). Enfin, on observe après 1992-1993, une proportion croissante de chômeurs de longue durée et une proportion nettement décroissante de contrats à durée indéterminée parmi les offres d'emploi.

3. RÉSULTATS

Le modèle est estimé à l'aide du programme *Frontier* de Coelli (1992) et (1994). Afin d'écarter les effets des fluctuations purement saisonnières qui affectent les variables H, U et V, nous ajoutons des variables muettes mensuelles à l'intérieur du terme entre crochets de l'équation (33). Dans un souci de cohérence, nous éliminons la composante purement saisonnière qui pourrait être présente dans les variables Z. Pour ce faire, nous avons d'abord pratiqué, région par région, une régression de chaque variable explicative par rapport à un trend temporel et à des variables muettes mensuelles, puis nous avons éliminé les effets saisonniers lorsqu'ils étaient significatifs. La série des variables Z comprend un terme constant[27] (en plus de celui inclus dans la frontière) et un trend temporel commun à toutes les régions. Enfin, dans l'éventualité où la densité de population exercerait des effets non linéaires, nous introduisons un terme quadratique.

3.1. Estimation des paramètres

Ainsi que nous l'avons déjà souligné, tous les paramètres sont estimés simultanément. Les principaux résultats sont reportés dans le Tableau 17. Cinq versions ont été distinguées[28].

---

[27] En l'absence d'autres variables Z, ce terme constant servirait à mesurer l'efficacité moyenne.

[28] Les variables de la fonction tranlog (log(H), log(V) et log(U)) sont exprimées en écarts par rapport à leur moyenne calculée sur l'échantillon complet. De cette façon, les paramètres associés aux termes log-linéaires peuvent s'interpréter comme dans le cas d'une fonction Cobb-Douglas.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 17 : Résultats d'estimation (variable dépendante : log H)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Sans contrainte		Rendements d'échelle constants		Île-de-France exclue		Sous période		Finalement retenu	
	03-90 - 02-95		03-90 - 02-95		03-90 - 02-95		03-93 - 02-95		03-90 - 02-95	
Constante	0,511	(11,3)	0,491	(9,7)	0,534	(11,3)	0,101	(3,8)	0,506	(14,1)
Log U	0,842	(30,8)	0,803	-	0,854	(39,7)	0,705	(33,8)	0,847	(46,3)
Log V	0,212	(7,6)	0,197	(10,1)	0,202	(9,4)	0,336	(13,3)	0,198	(11,0)
$(\log U)^2$	0,071	(2,1)	0,008	-	0,057	(2,1)	0,145	(4,0)	0,079	(7,7)
$(\log V)^2$	-0,093	(2,6)	0,008	(0,3)	-0,125	(4,3)	-0,032	(0,8)	-0,077	(8,1)
(log U)(log V)	0,029	(0,4)	-0,008	-	0,058	(1,2)	-0,138	(2,0)	0,000	-
+ 11 variables muettes mensuelles									+ 6 var. muettes mensuelles	
Constante	-3,274	(10,2)	-3,17	(13,6)	-3,248	(13,5)	0,309	(0,4)	-3,154	(18,3)
trend temporel	0,002	(1,2)	0,002	(1,4)	0,002	(1,5)	0,016	(4,1)	0	-
% < 25 ans*	0,036	(6,6)	0,031	(7,6)	0,038	(8,4)	0,067	(5,9)	0,037	(11,3)
% > 50 ans*	-0,006	(0,7)	0,002	(0,2)	-0,001	(0,1)	-0,007	(0,3)	0	-
% étrangers	0,017	(5,2)	0,015	(5,6)	0,017	(6,7)	-0,002	(0,3)	0,016	(6,6)
% qualifiés	-0,005	(0,9)	-0,003	(0,9)	-0,001	(0)	0,038	(3,0)	0	-
% femmes*	0,032	(6,7)	0,031	(8,2)	0,030	(7,8)	-0,045	(3,2)	0,028	(9,1)
% chômeurs LD	-0,014	(4,7)	-0,014	(6,1)	-0,015	(6,1)	-0,037	(4,5)	-0,013	(6,2)
% CDI	0,003	(2,8)	0,002	(2,8)	0,003	(3,7)	0,001	(0,1)	0,002	(3,1)
Taux de rotation*	0,047	(5,4)	0,05	(7,8)	0,052	(5,7)	0,074	(4,0)	0,043	(7,4)
% entrées stages*	0,083	(4,7)	0,078	(5,2)	0,074	(5,0)	0,045	(1,7)	0,08	(8,1)
densité	0,105	(3,6)	0,162	(8,3)	-0,07	(1,7)	-0,156	(2,2)	0,101	(5,1)
(densité)2	-0,011	(4,0)	-0,017	(8,9)	0,039	(3,7)	0,014	(2,1)	-0,011	(5,6)
σ^2	0,026	(22,1)	0,027	(20,9)	0,025	(21,4)	0,018	(9,9)	0,027	(23,9)
γ	0,614	(4,6)	0,555	(3,1)	0,629	(4,1)	0,322	(3,1)	0,654	(5,2)
Log-vraisemblance	580,3		543,8		576,1		363,1		570,9	

Les t de Student figurent entre parenthèses ; * variable corrigée des variations saisonnières.

Le modèle 1 donne les résultats obtenus sans aucune restriction sur l'échantillon complet (22 régions observées de mars 1990 à février 1995). Les coefficients associés au logarithme du nombre de chômeurs et d'emplois vacants donnent la valeur estimée de l'élasticité des embauches par rapport à ces deux variables, en moyenne sur tout l'échantillon. Les deux coefficients sont très significatifs. L'élasticité par rapport au nombre de chômeurs est beaucoup plus grande que l'élasticité par rapport au nombre d'emplois vacants (0,84 contre 0,21). Ces estimations sont du même ordre de grandeur que celles obtenues dans d'autres

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

études où les embauches sont définies par les flux du chômage vers l'emploi[29]. Avec une fonction translogarithmique, ces élasticités ne sont pas constantes. En raison des termes quadratiques, elles varient selon les valeurs de U et V, aussi bien dans le temps que dans l'espace. Si l'on néglige les effets du produit croisé (qui ne sont pas significativement différents de zéro), nous pouvons voir que l'élasticité des embauches par rapport au nombre de chômeurs (resp. d'emplois vacants) est une fonction positive (resp. négative) du nombre de chômeurs (resp. d'emplois vacants). Après vérification, les élasticités estimées sont positives pour toutes les observations.

La plupart des variables utilisées pour expliquer l'efficacité ont des t de Student bien supérieurs à deux, à l'exception du trend temporel, de la proportion de chômeurs âgés et de la proportion de chômeurs qualifiés, qui ont des effets limités et statistiquement non-significatifs. Les variables significatives ont un signe dont l'interprétation est simple : un signe positif signifie un effet positif sur l'efficacité. Une plus grande proportion de jeunes, d'étrangers et/ou de femmes parmi les chômeurs accroît la probabilité d'appariement. Cela peut refléter différents degrés de sélectivité, parce que, par exemple, ces groupes acceptent plus volontiers des emplois temporaires, qui, on le sait, représentent une part substantielle des emplois vacants. Dans le même registre, nous obtenons qu'un plus grand pourcentage de CDI dans les emplois vacants accroît la probabilité d'appariement. Le taux de rotation de la main d'œuvre (décalé d'une période) a un effet positif significatif, qui peut refléter des effets sectoriels (taille des firmes, type d'activité, organisation du travail, etc.). La proportion de chômeurs de longue durée a l'effet négatif attendu. Les stages de formation destinés aux demandeurs d'emploi ont, via leur effet sur la composition du stock de chômeurs, un effet positif sur l'efficacité, ce qui nous conforte dans l'idée que ces stages ont bien pour cible privilégiée, des chômeurs confrontés à des difficultés de recherche au dessus de la moyenne. Comme dans Cole et Smith (1996), la densité de population semble bien affecter les probabilités d'embauche. Les coefficients estimés impliquent une relation concave entre densité et efficacité, comme dans Wahba et Zenou (2003). À l'exception de l'Île-de-France où les effets de congestion semblent dominer, la densité de population exerce un effet positif

[29] Pour une comparaison internationale de ces élasticités, voir le compte rendu fait au tableau 1 de Broesma et van Ours (1999).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

assez considérable sur l'efficacité : on estime que la densité de population génère un accroissement d'environ 20% dans le Nord-Pas-de-Calais (la région où la population est la plus dense après l'Île-de-France) par rapport aux régions les moins denses.

Les élasticités par rapport à U et V estimées au modèle 1 impliquent des rendements d'échelle légèrement croissants (1,05) en moyenne sur l'échantillon complet[30]. Imposer des rendements d'échelle constants est clairement rejeté par le test sur la vraisemblance (voir le modèle 2), bien qu'une telle contrainte laisse les autres paramètres estimés pratiquement inchangés. Imposer une forme fonctionnelle de type Cobb-Douglas est aussi clairement rejeté (comme le laissent deviner les valeurs des t de Student associés aux termes quadratiques), bien que cela n'affecte pas substantiellement l'estimation des autres paramètres à l'exception des rendements d'échelle qui ne sont plus significativement différents de l'unité. Cela confirme que l'usage d'une forme fonctionnelle contrainte telle que la Cobb-Douglas peut biaiser l'estimation des rendements d'échelle, ainsi que l'ont déjà constaté Guilkey, Lovell et Sickles (1983) et Warren (1996). Retirer l'Île-de-France de l'échantillon ne modifie pratiquement pas les paramètres estimés (voir le modèle 3). Le seul changement significatif porte sur les coefficients associés à la densité de population. Les implications restent toutefois en concordance avec celles du modèle 1. Comme dans le modèle 1, la densité de population engendre un accroissement de l'efficacité d'environ 20% dans le Nord-Pas-de-Calais par rapport aux régions où la population est la moins dense, mais son effet devient négligeable pour les régions les moins denses. Nous avons souligné lors de la présentation des variables Z que certaines d'entre elles avaient des profils tout à fait différents avant et après 1993. Afin de vérifier la stabilité des paramètres, nous avons estimé le modèle sans restriction sur la sous-période allant de mars 1993 à février 1995 (ce qui réduit le nombre d'observations de 1320 à 528). Les résultats correspondent au modèle 4. Le principal changement vient du trend temporel, désormais significatif et qui, étant donné la taille réduite de l'échantillon, crée manifestement de sévères problèmes de multicollinéarité. Ces résultats restent tout de même

[30] Les estimations des rendements d'échelle varient avec les valeurs de U et V. Elles varient un peu dans le temps, et surtout d'une région à l'autre : de 0,986 en moyenne pour l'Alsace jusqu'à 1,085 pour le Nord-Pas-de-Calais.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

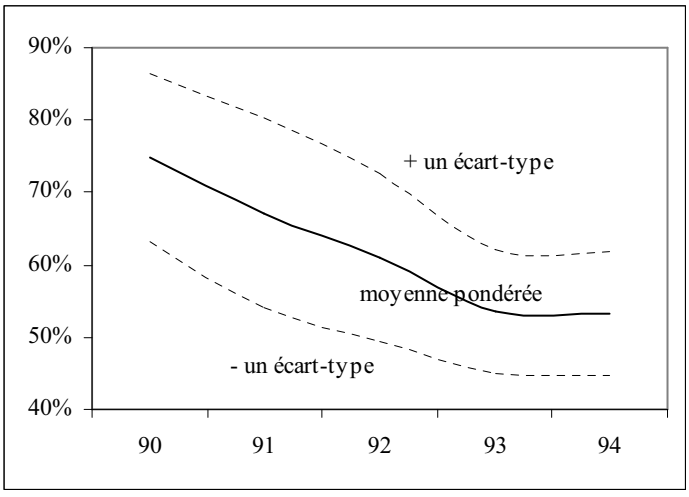
largement comparables aux résultats précédents, à l'exception notoire du coefficient associé à la proportion de femmes parmi les chômeurs.

3.2. Estimation de l'efficacité d'appariement

Sur la base des paramètres estimés, on peut calculer l'efficacité d'appariement $\hat{e}_{it}$. Pour ce faire, nous utilisons les paramètres issus de l'estimation du modèle 5, l'équivalent du modèle 1 sans les variables qui ont un effet non significativement différent de zéro.

Le Graphique 29 reproduit l'évolution de la moyenne pondérée de l'efficacité obtenue chaque année (moyenne sur 12 mois à compter du mois de mars). Entre 1990 et 1994, l'efficacité moyenne a chuté de 75% à 53%. Il existe de grandes différences entre les régions, comme en témoigne l'écart type indiqué sur le Graphique 29.

Graphique 29 : Évolution de l'efficacité d'appariement estimée de mars 1990 à février 1995 (moyennes annuelles pondérées par l'emploi régional)



Les cinq cartes du Graphique 30 montrent la distribution de l'efficacité parmi les régions et son évolution au cours des cinq années étudiées (les données de ces cinq cartes sont reproduites dans l'Annexe 7 ; pour simplifier la notation, 1990 désigne la période de mars 1990 à février 1991 et ainsi de suite pour 1991 jusqu'à 1994). En 1994, les cinq régions qui obtiennent les plus faibles scores sont (en commençant par le bas du classement) : la Haute Normandie (0,43), l'Île-de-France, le Languedoc-Roussillon, la Provence-Alpes-Côte d'Azur et le Poitou-Charentes ; les cinq régions qui obtiennent les meilleurs scores sont regroupées

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

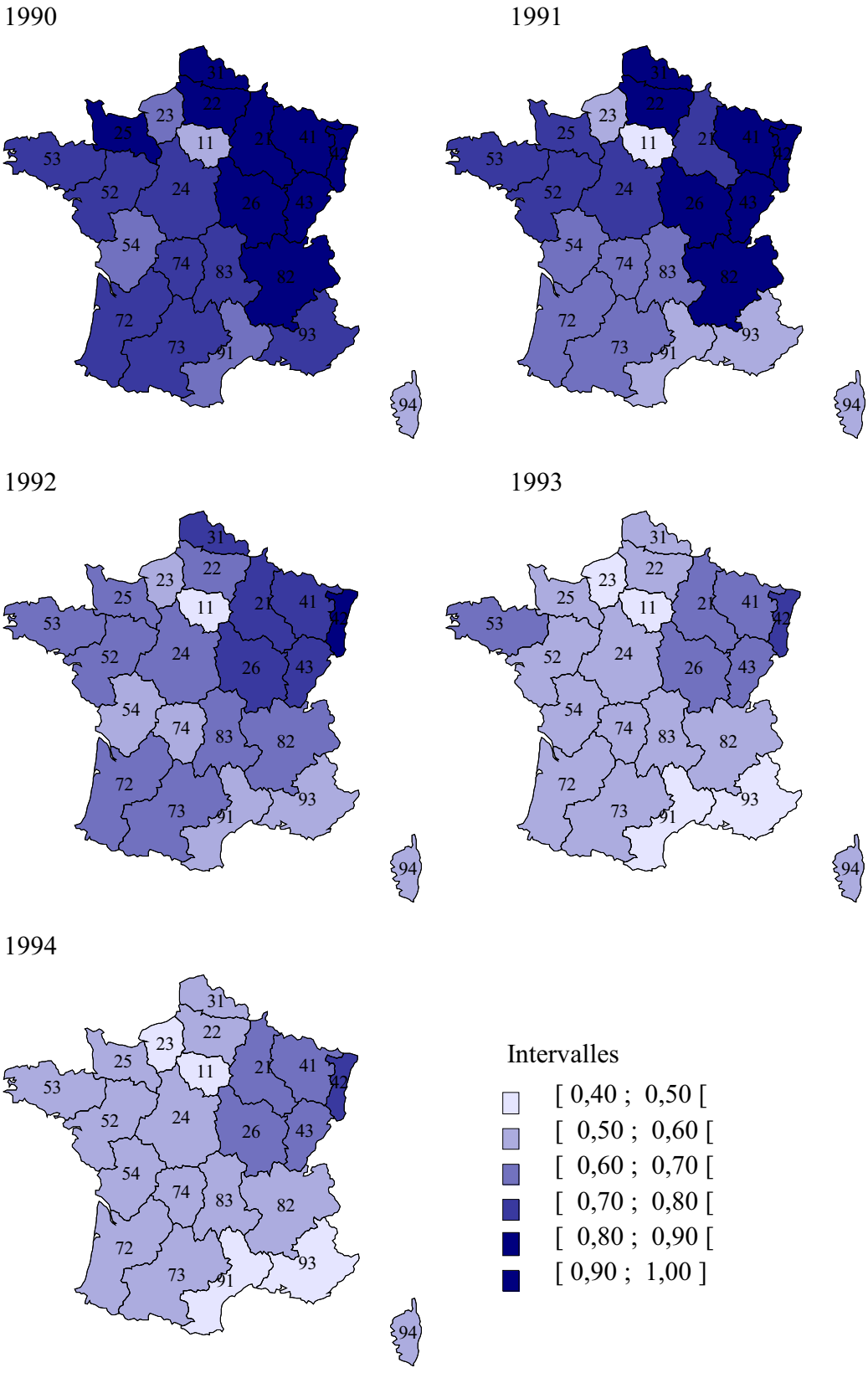
dans le quart Nord-Est de la France : il s'agit (en commençant par le haut du classement) de l'Alsace (0,74), de la Franche-Comté, de la Champagne-Ardenne, de la Lorraine et de la Bourgogne. Le classement des régions reste relativement stable dans le temps (le coefficient de corrélation entre les classements en 1994 et 1990 est de 0,77). La baisse d'efficacité est générale ; elle touche toutes les régions ; elle est particulièrement vigoureuse (en commençant par la plus forte baisse) en Picardie (-0,35), Rhône-Alpes, Nord-Pas-de-Calais, Provence-Alpes-Côte d'Azur et Bourgogne ; elle reste relativement modérée (en commençant par la plus faible baisse) en Corse (-0,06), Limousin, Alsace, Auvergne et Île-de France.

Le Graphique 31 illustre la relation entre l'efficacité d'appariement et le taux de chômage en 1994. Des graphiques analogues ont été construits pour les périodes précédentes (voir l'Annexe 8). Ces graphiques suggèrent, comme on aurait pu le prévoir, une relation négative entre le taux de chômage et l'efficacité d'appariement (le coefficient de corrélation est de –0,62).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

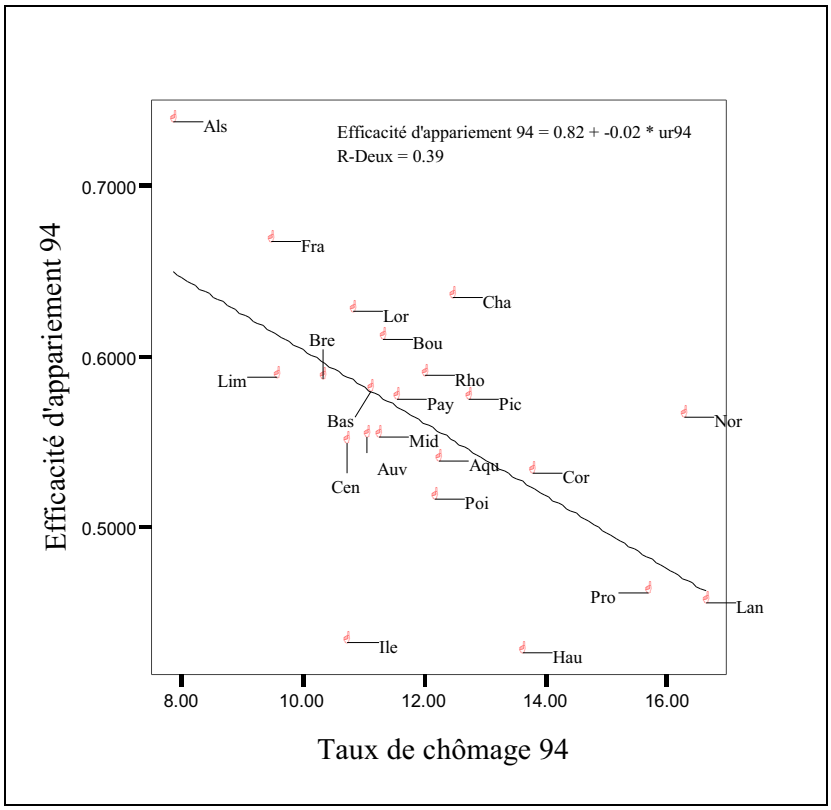
Graphique 30 :Distribution régionale de l'efficacité d'appariement estimée de mars 1990 à février 1995



http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 31 :Efficacité d'appariement estimée et taux de chômage, en moyenne, de mars 1994 à février 1995



3.3. Contribution globale des variables explicatives

Afin d'évaluer dans quelle mesure les variables Z contribuent à expliquer les variations de l'efficacité (dans le temps et entre les régions), nous introduisons à présent la distinction entre efficacité *brute* et *nette*. L'*efficacité brute* désigne la mesure que nous avons utilisée jusqu'à présent ; elle renvoie à l'estimation de l'efficacité obtenue lorsque toutes les variables Z prennent leur valeur réelle. L'*efficacité nette* renvoie à l'estimation de l'efficacité obtenue lorsqu'on associe à chaque variable Z une valeur de référence identique sur toute la période et dans toutes les régions[31]. La différence entre les valeurs de l'efficacité brute et nette mesure par conséquent l'impact global des valeurs spécifiques prises par les variables Z dans une région donnée ou un mois donné. Dans notre cas, les valeurs de référence des variables Z correspondent à leur valeur moyenne calculée sur les vingt-deux régions au cours des douze

[31] Nous suivons ainsi l'approche proposée par Coelli, Perelman, Romano (1999) pour estimer l'efficacité nette.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

premiers mois (de mars 1990 à février 1991), c'est-à-dire que les valeurs de référence sont calculées sur la sous-période où l'efficacité d'appariement est la plus haute. Naturellement, l'efficacité nette peut toujours varier d'une région ou d'un mois à l'autre en raison du terme aléatoire ε_{it}.

Les principaux résultats sont rassemblés au Tableau 18.

Tableau 18 : Efficacité brute ou nette et pouvoir explicatif des variables Z

	Estimation de l'efficacité		Différences Brute-Nette (en % de l'efficacité brute)			Pouvoir explicatif des variables Z (en %)	
	Brute	Nette	Moyenne	Min.	Max.	Distance à la frontière	Effet sur l'emploi
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Périodes (moyennes pondérées sur l'ensemble des régions)							
1990	0,75	0,76	-1,4	-5,7	4,0	0,0	-0,2
1991	0,67	0,69	-2,4	-5,5	3,4	12,0	-0,4
1992	0,61	0,65	-4,0	-6,5	1,4	18,6	-0,8
1993	0,53	0,58	-5,2	-7,0	-0,9	17,6	-1,2
1994	0,53	0,60	-6,2	-8,6	-2,7	22,5	-1,5
Régions (moyennes sur l'ensemble des périodes)							
Alsace	0,82	0,80	1,1	-5,7	6,7	0,0	0,1
Franche-Comté	0,78	0,79	-1,7	-9,6	5,7	65,1	-0,2
Lorraine	0,74	0,76	-3,1	-10,3	3,2	44,7	-0,4
Picardie	0,73	0,76	-5,1	-11,8	0,8	53,2	-0,8
Rhône-Alpes	0,72	0,74	-3,0	-11,2	4,3	29,1	-0,5
Bourgogne	0,72	0,74	-2,7	-10,6	3,7	28,4	-0,4
Champagne-Ardenne	0,71	0,74	-4,5	-11,7	1,5	41,4	-0,6
Nord-Pas-de-Calais	0,71	0,74	-4,6	-12,2	0,9	38,8	-0,8
Bretagne	0,68	0,71	-4,4	-10,5	1,0	30,1	-0,5
Basse-Normandie	0,68	0,70	-3,9	-11,1	2,1	25,8	-0,5
Pays de la Loire	0,66	0,68	-4,5	-11,9	2,8	23,6	-0,6
Centre	0,65	0,66	-4,1	-11,7	2,7	19,5	-0,6
Auvergne	0,63	0,68	-7,6	-12,5	-1,8	32,3	-0,9
Midi-Pyrénées	0,62	0,67	-7,9	-15,4	0,1	31,4	-1,0
Aquitaine	0,62	0,66	-6,7	-12,5	0,3	25,3	-0,9
Limousin	0,61	0,64	-5,8	-9,7	-0,5	21,3	-0,6
Poitou-Charentes	0,59	0,64	-8,7	-15,9	-1,3	26,9	-1,1
Provence-Alpes-Côte d'A.	0,54	0,60	-10,9	-17,7	-2,6	24,8	-1,7
Corse	0,54	0,61	-11,5	-17,6	-1,2	27,1	-1,0
Haute-Normandie	0,53	0,56	-7,6	-15,7	1,1	16,2	-1,1
Languedoc-Roussillon	0,52	0,57	-10,7	-17,5	-1,4	21,7	-1,8
Île-de-France	0,48	0,55	-14,4	-22,1	-7,2	23,3	-1,6
Échantillon complet	0,62	0,66	-7,5	-22,1	6,7	27,9	-0,8

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Les deux premières colonnes reproduisent l'estimation de l'efficacité brute et nette. La partie supérieure du tableau donne les scores moyens sur l'ensemble des régions pour chaque sous-période de 12 mois à compter de mars 1990. La partie inférieure du tableau fournit les scores moyens associés à l'ensemble de la période pour chaque région, en commençant par la plus efficiente (l'Alsace). On peut facilement vérifier que le classement des régions est à peu près le même pour les deux estimations de l'efficacité (la corrélation des deux classements est de 0,99). Ce constat donne à penser que les régions qui affichent les meilleures caractéristiques (les $Z_{it}\delta$ les plus élevés) sont aussi celles qui intrinsèquement sont les plus performantes en termes d'efficacité d'appariement (ont les ε_{it} les plus élevés en moyenne).

Les colonnes (3) à (5) reportent la différence en points entre les deux estimations de l'efficacité. Une valeur négative (resp. positive) implique que les variables Z, comparativement à leurs valeurs de référence, ont eu un impact global négatif (resp. positif) sur le score de la sous-période ou de la région considérée. Par exemple, la différence entre les valeurs de référence des variables Z et leurs valeurs effectives en 1994 a eu un impact négatif sur l'efficacité d'appariement égal à -6,2%. Il s'agit d'une moyenne pondérée sur l'ensemble des régions. L'impact des variables Z peut varier de façon substantielle d'une région à l'autre. En 1994, la région où l'impact négatif des variables Z a été le plus grand a subi une perte d'efficacité égale à -8,6% (colonne (4)) ; dans la meilleure région, la perte s'est limitée à 2,7% (colonne (5)). La partie inférieure du tableau donne une information similaire pour chaque région. Par exemple, les valeurs observées des variables Z en Picardie, en comparaison avec les valeurs de référence de 1990, impliquent en moyenne une baisse d'efficacité de -5,1%, fluctuant entre -11,8% et +0,8% selon la période.

La frontière efficace est déterminée par la situation observée durant les meilleures périodes (essentiellement les douze premiers mois de l'échantillon) dans les meilleures régions (principalement l'Alsace). Comme précédemment, la part du déclin de l'efficacité (autrement dit, la part de la distance accrue par rapport à la frontière) due aux changements des variables Z peut se mesurer en comparant les changements de l'efficacité brute et nette. Ces différences, exprimées en points de variation de l'efficacité brute, sont rassemblées en colonne (6), pour la dimension temporelle d'une part, et régionale d'autre part. On peut voir que les variations des variables Z ont causé environ 12% du déclin observé entre 1990 et

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

1991, et 22,5% du déclin observé entre 1990 et 1994[32]. Une approche semblable est pratiquée sur le plan régional. La région Alsace fait alors office de référence. À partir du tableau, on peut constater que plus de la moitié (53,2%) de l'écart entre l'efficacité de l'Alsace et celle de la Picardie peut être attribuée à des changements dans les variables Z. En établissant la moyenne sur la totalité des régions et de la période, on obtient que la contribution des variables Z aux différences d'efficacité estimée est égale à 27,9%.

La colonne (7) fournit une estimation de l'effet des variables Z en termes d'opportunités d'emploi perdues. Cet effet est obtenu en multipliant la différence entre efficacités brute et nette par le taux d'embauche. Comme le montre la partie supérieure de cette colonne, les pertes sont passées de 0,2% à 1,5% de l'emploi total entre 1990 et 1994, et représentent 0,8% de l'emploi total sur toute la période. La partie inférieure de la colonne (7) montre que les régions les moins efficaces souffrent relativement plus de leurs caractéristiques structurelles défavorables, mais cette relation n'est pas linéaire.

3.4. Contribution propre à chaque variable structurelle

Nous examinons maintenant la contribution de chacune des variables Z. Les informations les plus significatives sont résumées dans le Tableau 19.

[32] Par exemple, la valeur correspondant à 1994 est obtenue en calculant pour chaque région (i) la différence entre l'efficacité brute de 1994 et celle de 1990, puis, (ii) en soustrayant de cette différence, la différence entre l'efficacité nette de 1994 et celle de 1990, (iii) en exprimant le résultat (ii) en pourcentage du résultat (i), et finalement (iv) en calculant la moyenne pondérée sur l'ensemble des régions. Un calcul identique appliqué aux valeurs moyennes de efficacité brute et nette aurait directement donné 100*[(0,75-0,53)-(0,76-0,60)]/[0,75-0,53] = 27,3%, au lieu des 22,5% reportés dans le Tableau 18. Les valeurs pour chaque région –partie inférieure du tableau- sont calculées de manière similaire, avec l'Alsace comme référence.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 19 : Contribution individuelle des variables Z à l'efficacité estimée

	Variables explicatives			Effets sur l'efficacité (en points)		
	Valeur de référence	Variation totale		Effet marginal	Effet total	
		1990-1994	régions		1990-1994	régions
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
% chômeurs < 25 ans	29,2	-2,8	13,5	0,77	-0,7	-9,0
% chômeurs étrangers	10,1	-1,5	27,3	0,33	-0,5	-7,6
% chômeurs femmes	55,4	-3,8	15,9	0,58	-1,4	-5,9
densité de population	1,3	0,0	2,9 [(a)]	2,13	0,0	-3,2
% chômeurs de longue durée	31,2	4,6	14,8	-0,26	-0,8	-3,1
taux de rotation	5,0	-0,4	6,0	0,90	-0,3	-2,8
% entrées en stages	1,5	-0,3	1,3	1,67	-0,2	-2,0
% CDI	69,9	-28,4	30,6	0,03	-0,6	-0,6

(a) région Île-de-France exclue

Les trois premières colonnes indiquent les valeurs prises par les variables Z : valeurs de référence (moyenne simple sur les 22 régions des 12 premiers mois), ampleur des variations dans le temps (écart entre la moyenne pondérée sur les 22 régions des 12 derniers mois et celle des 12 premiers mois) et entre les régions (écart en mars 1990 entre les valeurs maximale et minimale). On observe, sans étonnement, que les variations sont toujours plus amples entre les régions que dans le temps. Les trois colonnes suivantes mesurent la contribution de chaque variable Z à l'efficacité. La colonne (4) donne l'effet marginal de chaque variable, calculé en moyenne sur l'échantillon complet (voir Frame et Coelli (2001)). L'effet marginal mesure la variation de l'efficacité (en points) lorsque la variable Z correspondante croît d'un point. Les colonnes (5) et (6) donnent pour chaque variable Z, l'effet total sur l'efficacité des écarts indiqués en colonnes (2) et (3). Parce que les variations des variables Z ont des effets non linéaires, les valeurs reportées dans les deux dernières colonnes ne sont pas simplement égales au produit de l'effet marginal par la variation de la variable Z correspondante.

La colonne (5) montre que toutes les variables ont contribué au déclin de l'efficacité observé entre 1990 et 1994. Les effets les plus importants viennent de la diminution de la proportion de femmes parmi les demandeurs d'emploi et de la montée du chômage de longue durée. Parce qu'elle a été particulièrement forte, la raréfaction des CDI a aussi contribué significativement au déclin de l'efficacité, malgré un effet marginal tout à fait réduit. Sur le plan régional, trois variables semblent jouer un rôle dominant : la proportion de jeunes,

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

d'étrangers et de femmes. L'effet des autres variables, bien que plus faible, est loin d'être négligeable, excepté pour les CDI.

4. CONCLUSION

L'efficacité d'appariement peut être affectée par quantité de facteurs. L'objectif de ce chapitre était d'examiner ce que la méthode des frontières stochastiques peut nous apprendre dans ce domaine. Dans la mesure où le processus d'appariement est comparable à un processus de production avec le stock de chômeurs et d'emplois vacants comme inputs, le choix de cette méthode pour examiner les déterminants de l'efficacité paraît on ne peut plus naturel. Dans ce cadre, l'efficacité d'appariement devient une fonction stochastique des variables reflétant l'hétérogénéité des demandeurs d'emplois et des firmes. Le modèle est estimé sur données de panel couvrant les vingt-deux régions françaises entre mars 1990 et février 1995. Nos résultats semblent indiquer que l'efficacité d'appariement moyenne a nettement diminué au début des années 1990. Les différences entre régions sont également très marquées. Elles sont assez stables dans le temps et corrélées négativement aux taux de chômage régionaux. En moyenne, 28% des variations de l'efficacité observées dans le temps et entre les régions peuvent être liés aux variations des variables explicatives introduites dans le modèle. Les variables qui semblent jouer un rôle dominant sont la proportion de jeunes, de femmes et d'étrangers parmi les demandeurs d'emploi. La densité de population semble aussi exercer un impact positif significatif sur l'efficacité d'appariement. Enfin, il est intéressant de noter que l'exceptionnelle baisse de la proportion d'emplois durables parmi les offres d'emploi (de 75% en 1990 à 45% en 1994) a apparemment eu peu d'effet sur l'efficacité d'appariement, en dépit du fait que les demandeurs d'emploi recherchent en priorité ce type d'emploi.

En substance, la méthode des frontières stochastiques ouvre des perspectives prometteuses pour l'étude de l'efficacité d'appariement. Cette méthode offre non seulement une procédure de mesure très rigoureuse, mais aussi, la possibilité d'identifier les facteurs explicatifs potentiels à l'intérieur de la « boîte noire » pour reprendre l'expression de Petrongolo et Pissarides. Les variables explicatives que nous utilisons expliquent presque un

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

tiers des variations de l'efficacité à travers le temps et les régions. Les autres facteurs explicatifs restent encore à identifier.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 5

DÉFINITION ET SOURCE DES DONNÉES

La fonction d'appariement est estimée à partir des données mensuelles de l'Agence Nationale Pour l'Emploi (ANPE), données publiées par le Ministère du travail et l'INSEE, pour chaque région française, entre mars 1990 et février 1995. *Le nombre d'appariements* (H_{it}) est mesuré par le flux de demandeurs d'emploi à durée indéterminée à temps plein (catégorie 1), ayant repris un emploi au cours du mois, ce qui inclut les chômeurs de catégorie 1 ayant accepté un emploi à durée déterminée et/ou à temps partiel (catégories 2 et 3). Dans un souci de cohérence avec cette définition, *le nombre d'emplois vacants* (V_{it}) est représenté par le stock des offres d'emploi (catégories 1, 2 et 3 confondues) déposées dans les agences de l'ANPE à la fin du mois précédent. *Le nombre de personnes à la recherche d'un emploi* (U_{it}) est estimé par le stock des demandeurs d'emploi de catégorie 1 inscrits dans ces mêmes agences à la fin du mois précédent.

En résumé :

Variables de la fonction d'appariement	**Données de l'ANPE correspondantes**
Appariements (H)	Demandes d'emploi de catégorie 1 sorties pour reprise d'emploi, au cours du mois
Demandeurs d'emploi (U)	Demandes d'emploi de catégorie 1, en fin de mois
Emplois vacants (V)	Offres d'emploi de catégorie 1, en fin de mois Offres d'emploi de catégorie 2, en fin de mois Offres d'emploi de catégorie 3, en fin de mois

catégorie 1 : à durée indéterminée à temps plein

catégorie 2 : à durée indéterminée à temps partiel

catégorie 3 : saisonnier ou temporaire, à temps plein ou partiel

L'ensemble des variables se rapportant à la structure des demandeurs d'emploi *(proportion de chômeurs de moins de 25 ans, de plus de 50 ans, de femmes, de cadres, d'étrangers, ayant plus d'un an d'ancienneté, entrés en stage au cours du mois*) sont également issues des fichiers de l'ANPE ; elles se rapportent à l'ensemble des demandeurs d'emploi de catégorie 1.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

La proportion d'emplois vacants à durée indéterminée correspond à la part des offres d'emploi de catégorie 1 et 2 dans l'ensemble des offres d'emploi.

Les déclarations de mouvements de main d'œuvre dans les établissements de plus de 50 salariés, déclarations exploitées par le Ministère du travail et l'INSEE fournissent, mois par mois et pour chaque région, le taux d'entrée et de sortie des salariés (non intérimaires) de ces établissements, pour 100 salariés présents en début de mois. *Le taux de rotation de la main d'œuvre* est défini par la somme de ces deux taux.

La densité de population est la seule variable qui ne soit pas mensuelle. Elle a été déterminée sur la base d'une estimation de la population au 1er janvier 1992, due à la Division des statistiques et études régionales de l'INSEE. Elle est exprimée en nombre d'habitants par 10 000 m^2.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 6

HÉTÉROGÉNÉITÉ ET APPARIEMENT

Considérons un modèle non stochastique où les différents groupes de demandeurs d'emploi, selon des caractéristiques personnelles (âge, qualification, par exemple) et l'intensité avec laquelle ils effectuent leur recherche d'emploi, rencontrent des difficultés plus ou moins importantes. La fonction d'appariement translog peut alors s'écrire ainsi :

$$\log H_t = \alpha + \beta_1 \log V_{t-1} + \beta_2 \left[\log \sum_j (1 + c^j) U_{t-1}^j \right] + \beta_{11} (\log V_{t-1})^2 + \beta_{22} \left[\log \sum_j (1 + c^j) U_{t-1}^j \right]^2 + \beta_{12} (\log V_{t-1}) \left[\log \sum_j (1 + c^j) U_{t-1}^j \right] \quad (36)$$

Les coefficients c^j mesurent les écarts par rapport aux difficultés rencontrées en moyenne par l'ensemble des groupes de demandeurs d'emploi. Pour les groupes confrontés à des difficultés de recherche supérieures (resp. inférieures) à la moyenne, les c^j prennent des valeurs négatives (resp. positives). Si tous les groupes rencontraient les mêmes difficultés de recherche, alors $c^j = 0 \ \forall j$ et nous retrouverions la fonction d'appariement standard sans hétérogénéité.

En réarrangeant le terme entre crochets sous la forme :

$$\left[\log \sum_j (1 + c^j) U_{t-1}^j \right] = \log[(1 + \varphi) U_{t-1}] \text{ avec } \varphi = \sum_j c^j \frac{U_{t-1}^j}{U_{t-1}} \quad (37)$$

et en considérant que φ est proche de 0, on obtient l'approximation suivante :

$$\left[\log \sum_j (1 + c^j) U_{t-1}^j \right] \approx \varphi + \log U_{t-1} \quad (38)$$

La fonction translog peut alors s'écrire :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

(39)

$$\log H_t \approx \alpha + [\beta_1 + \beta_{12}\varphi]\log V_{t-1} + [\beta_2 + 2\beta_{22}\varphi]\log U_{t-1} + \beta_{11}(\log V_{t-1})^2 + \beta_{22}(\log U_{t-1})^2 + \beta_{12}(\log V_{t-1})(\log U_{t-1}) + \beta_2\varphi + \beta_{22}(\varphi)^2$$

où $-\beta_2\varphi - \beta_{22}(\varphi)^2$ représente l'inefficacité d'appariement moyenne. En d'autres termes, le nombre total d'appariements est une fonction du nombre total d'emplois vacants et de chômeurs, moins un terme d'inefficacité qui dépend d'une série de variables représentant la part de chaque groupe j dans le chômage total. On pourrait tenir un raisonnement analogue au sujet des emplois vacants.

L'existence de stages de formation destinés aux demandeurs d'emploi peut affecter l'efficacité d'appariement agrégée, bien que ces stages et leurs bénéficiaires soient exclus de la définition de V_{t-1}, U_{t-1} et H_t. En effet, dans la mesure où ces stages ont pour cible privilégiée des chômeurs qui rencontrent davantage de difficultés dans leur recherche d'emploi, le fait de les retirer du marché modifie la valeur moyenne de l'efficacité d'appariement observée. Cet argument peut être illustré en généralisant la présentation précédente. Notons S^j_{t-1} le nombre de demandeurs d'emploi du groupe j entrés en stage de formation et donc radiés des statistiques officielles du chômage. L'équation (36) devient désormais :

(40)
$$\log H_t = \alpha + \beta_1 \log V_{t-1} + \beta_2\left[\log\sum_j (1+c^j)\left[U^j_{t-1} - S^j_{t-1}\right]\right] + \beta_{11}(\log V_{t-1})^2 + \beta_{22}\left[\log\sum_j (1+c^j)\left[U^j_{t-1} - S^j_{t-1}\right]\right]^2 + \beta_{12}(\log V_{t-1})\left[\log\sum_j (1+c^j)\left[U^j_{t-1} - S^j_{t-1}\right]\right]$$

où U^j_{t-1} représente le nombre initial de demandeurs d'emploi de type j et H_t n'inclut pas les entrées en stage. En posant $\varphi' = \sum_j c^j \frac{(1-s^j_{t-1})U^j_{t-1}}{(1-s_{t-1})U_{t-1}}$ où $s^j_{t-1} = \frac{S^j_{t-1}}{U^j_{t-1}}$ et $s_{t-1} = \frac{\sum_j S^j_{t-1}}{\sum_j U^j_{t-1}}$, représentent la proportion de stagiaires parmi respectivement les demandeurs d'emploi du groupe j et l'ensemble des demandeurs d'emploi, l'équation (40) devient :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

$$(41)\quad \log H_t \approx \alpha + [\beta_1 + \beta_{12}\varphi']\log V_{t-1} + [\beta_2 + 2\beta_{22}\varphi']\log U_{t-1} + \beta_{11}(\log V_{t-1})^2 + \beta_{22}(\log U_{t-1})^2 + \beta_{12}(\log V_{t-1})(\log U_{t-1}) + \beta_2\varphi' + \beta_{22}(\varphi')^2$$

Il est clair que si les stagiaires étaient également répartis entre les différents groupes ($s^j_{t-1} = s_{t-1}\ \forall j$), alors $\varphi' = \varphi$, l'équation (41) équivaudrait à l'équation (39) et la valeur de l'efficacité d'appariement ne serait pas affectée par la présence de ces stages. En revanche, si, comme cela est probable, $s^j_{t-1} > s_{t-1}$ pour les groupes j où les travailleurs ont des difficultés de recherche plus élevées que la moyenne (des c^j négatifs), alors $\varphi' > \varphi$ et la valeur moyenne de l'efficacité d'appariement observée sera mécaniquement modifiée.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 7

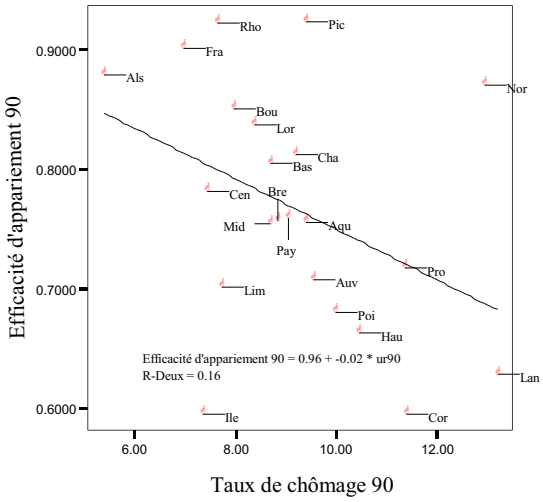
ESTIMATION DE L'EFFICACITÉ D'APPARIEMENT PAR RÉGION

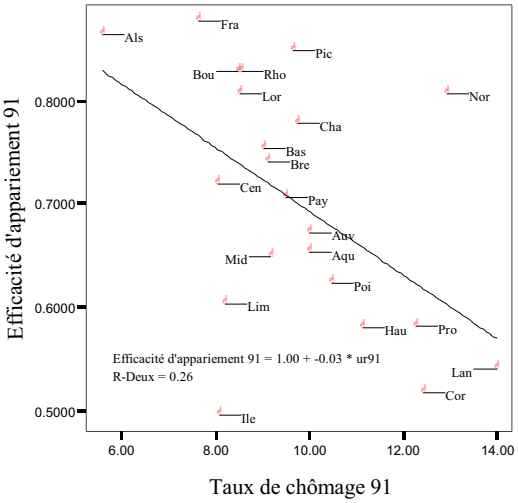
		1990	1991	1992	1993	1994
11	Île-de-France	59,43%	49,51%	46,42%	41,08%	43,15%
21	Champagne-Ardenne	81,16%	77,72%	71,33%	61,40%	63,46%
22	Picardie	92,38%	84,82%	69,92%	58,48%	57,43%
23	Haute-Normandie	66,31%	57,99%	54,37%	45,95%	42,54%
24	Centre	78,08%	71,97%	63,96%	54,87%	54,88%
25	Basse-Normandie	80,44%	75,42%	67,19%	59,20%	57,99%
26	Bourgogne	85,07%	82,75%	71,15%	60,84%	61,04%
31	Nord-Pas-de-Calais	86,99%	80,68%	71,57%	58,23%	56,44%
41	Lorraine	83,64%	80,68%	78,36%	64,31%	62,69%
42	Alsace	87,86%	86,36%	85,49%	74,03%	73,84%
43	Franche-Comté	90,08%	87,75%	77,18%	68,03%	66,74%
52	Pays de la Loire	75,88%	70,55%	65,33%	58,61%	57,52%
53	Bretagne	75,60%	74,08%	69,99%	62,58%	58,60%
54	Poitou-Charentes	67,93%	62,33%	59,01%	52,64%	51,61%
72	Aquitaine	75,50%	65,38%	60,25%	54,39%	53,82%
73	Midi-Pyrénées	75,35%	64,82%	60,44%	56,31%	55,30%
74	Limousin	70,12%	60,24%	58,25%	56,09%	58,78%
82	Rhône-Alpes	92,19%	82,77%	68,82%	58,69%	58,93%
83	Auvergne	70,74%	67,12%	65,08%	56,26%	55,30%
91	Languedoc-Roussillon	62,83%	53,93%	51,53%	47,05%	45,53%
93	Provence-Alpes-Côte d'Azur	71,64%	58,14%	50,32%	46,15%	46,15%
94	Corse	59,50%	51,75%	51,24%	54,59%	53,09%

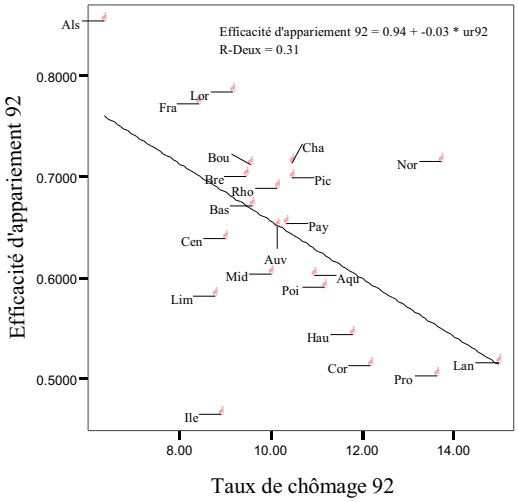
http://www.univ-lille1.fr/bustl

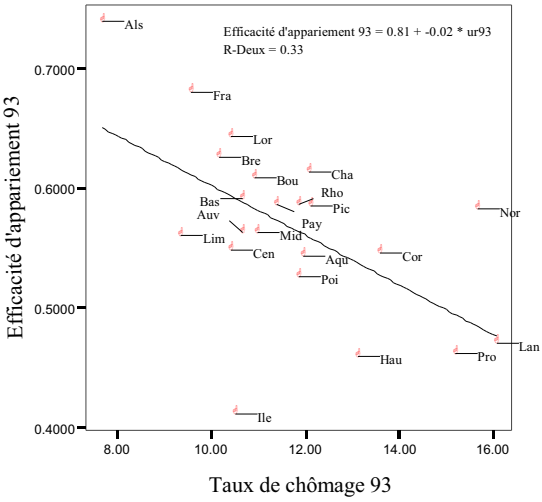
ANNEXE 8

EFFICACITÉ ESTIMÉE ET TAUX DE CHÔMAGE









Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

RÉFÉRENCES

AGULLO Marie Hélène (1999), « Efficience du marché du travail : le cas français », in Maurice CATIN, Jean Yves LESUEUR et Yves ZENOU, *Emploi, concurrence et concentration spatiales,* Paris, Economica, pp. 21-38.

AIGNER Dennis J., LOVELL C.A. Knox, SCHMIDT Peter (1977), « Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models », *Journal of Econometrics,* 6, pp. 21-37.

ANDERSON Patricia, BURGESS Simon (2000), « Empirical Matching Functions : Estimation and Interpretation Using State-Level Data », *Review of Economics and Statistics*, 82(1), pp. 93-102.

BATTESE George E., COELLI Tim J. (1988), « Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with Generalized Frontier Production Function and Panel Data », *Journal of Econometrics,* 38, pp. 387-399.

BATTESE George E., COELLI Tim J. (1993), « A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects », *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.

BATTESE George E., COELLI Tim J. (1995), « A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Model for Panel Data », *Empirical Economics, 20*, pp. 325-332.

BODMAN Philip M. (1999), « Labour Market Inefficiency and Frictional Unemployment in Australia and its States : A Stochastic Frontier Approach », *The Economic Record*, vol. 75, n° 229, pp. 138-148.

BROERSMA Lourens, van OURS Jan (1999), « Job Searchers, Job Matches and the Elasticity of Matching », *Labour Economics*, 6, pp. 77-93.

COELLI Tim J. (1992), « A Computer Program for Frontier Production Frontier Estimation, Frontier Version 2.0 », *Economics Letters,* 39, pp. 29-32.

COELLI Tim J. (1994), « A Guide to Frontier Version 4.1 : A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation », mimeo, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.

COELLI Tim J., PERELMAN Sergio, ROMANO Elliot (1999), « Accounting for Environmental Influences in Stochastic Frontier Models: With Application to International Airlines », *Journal of Productivity Analysis*, 11, pp. 251-273.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

COLES Melvyn G., SMITH Eric (1996), « Cross-Section Estimation of the Matching Function : Evidence from England and Wales », *Economica, 63:252*, pp. 589-598.

DEBREU Gérard (1951), « The Coefficient of Resource Utilization », *Econometrica, 19*, pp. 273-292.

FARRELL M.J. (1957), « The Measurement of Productive Efficiency », *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, 120, pp. 253-281.

FRAME W. Scott, COELLI Tim J. (2001), « U.S. Financial Services Consolidation : The Case of Corporate Credit Unions », *The Review of Industrial Organization,* 18, pp. 229-242.

GORTER Cees, van OURS Jan (1994), « Matching Unemployment and Vacancies in regional Labour Markets : An Empirical Analysis for the Netherlands », *Papers in Regional Science, 7*3(2), pp. 153-167.

GUILKEY David K., LOVELL C.A. Knox, SICKLES Robin C. (1983), « A Comparison of the Performance of Three Flexible Functional Forms », *International Economic Review*, 24, pp. 591-616.

HAUSMAN Jerry A., TAYLOR William E. (1981), « Panel Data and Unobservable Individual Effects », *Econometrica*, n° 49(6), pp. 1377-1399.

IBOURK Aomar, MAILLARD Bénédicte, PERELMAN Sergio, SNEESSENS Henri (2004), « Aggregate Matching Efficiency: A Stochastic Production Frontier Approach, France 1990-1994 », *Empirica*, n° 31, pp. 1-25.

IBOURK Aomar, PERELMAN Sergio (2001), « Frontières d'efficacité et processus d'appariement sur le marché du travail au Maroc », *Économie et Prévision*, n° 150/151, pp. 33-45.

KUMBHAKAR Subal C., LOVELL C.A. Knox (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, New York.

MAILLARD Martial (1997), « L'appariement des emplois vacants et du chômage dans les marchés régionaux du travail de France : une analyse sur données de panel », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n° 2, pp. 155-170.

MEEUSEN Wim, van den BROECK Julien (1977) « Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error » *International Economic Review*, 18, pp. 435-444.

PETRONGOLO Barbara, PISSARIDES Christopher (2001), « Looking Into the Black Box : A Survey of the Matching Function », *Journal of Economic Literature,* 39(2).

PETRONGOLO Barbara, WASMER Etienne (1999), « Appariement des marchés régionaux du travail : une comparaison France Grande-Bretagne », in Maurice CATIN, Jean Yves LESUEUR et Yves ZENOU, *Emploi, concurrence et concentration spatiales,* Paris, Economica, pp. 39-53.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

SHEPHARD Ronald William (1953), *Cost and Production Functions*, Princeton University Press.

Van OURS Jan C., (1992), « The Efficiency of the Dutch Labour Market in Matching Unemployment and Vacancies », *De Economist,* 139(3), pp. 358-378.

WAHBA Jackline, ZENOU Yves (2003), « Density, Social Networks and Job Search Methods : Theory and Application to Egypt », *CEPR Discussion Paper,* 3967, London.

WARREN Ronald S. (1991), « The Estimation of Frictional Unemployment : A Stochastic Frontier Approach », *The Review of Economics and Statistics*, LXXIII(2), pp. 373-377.

WARREN Ronald S. (1996), « Returns to Scale in a Matching Model of the Labor Market », *Economics Letters*, 50, pp. 135-142.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

CONCLUSION DE LA PARTIE I

L'analyse des flux d'emplois et de main d'œuvre est riche d'enseignements sur la formation du chômage et sur les difficultés d'appariement. Nous avons vu que cette approche en termes de flux était à l'origine des modèles d'appariement développés par Pissarides (1986 et 1990). Cette façon de modéliser le marché du travail intègre en effet un processus de créations et destructions d'emplois et met en relation les entreprises qui cherchent à pourvoir des postes vacants et les chômeurs qui cherchent un emploi. Cette modélisation dynamique a permis de montrer que la montée conjointe du taux de chômage et du taux d'emplois vacants observée en France dans les années 1990 (point de départ de notre travail) admettait plusieurs explications possibles : une montée des difficultés d'appariement, une intensification des séparations, une croissance plus soutenue de la population active, ou encore des chocs agrégés négatifs.

L'étude chiffrée du marché du travail français nous a permis de constater que la croissance de la population active française avait été relativement modérée durant les années 1990. Nous avons par contre mis en évidence une nette intensification des séparations, avec la multiplication des emplois temporaires, ainsi que des signes de dégradation dans l'efficacité du processus d'appariement. Au terme de cette étude, il nous est apparu que la main d'œuvre française se partageait entre trois segments peu perméables : les travailleurs du premier segment bénéficiant d'emplois stables et de surcroît peu exposés au chômage, les travailleurs du deuxième segment alternant emplois temporaires et périodes de chômage, et les travailleurs du troisième segment éprouvant d'importantes difficultés à trouver ou retrouver un emploi. Cette segmentation paraît bien plus marquée qu'aux États-Unis ; elle semble également plus marquée dans les régions françaises qui connaissent un taux de chômage élevé.

L'estimation d'une frontière stochastique à partir de données de panel couvrant les vingt-deux régions françaises entre mars 1990 et février 1995 a atteint un double but :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

mesurer l'efficacité du processus d'appariement d'une région à l'autre et d'un mois à l'autre, et identifier les facteurs déterminants de cette efficacité. Les résultats obtenus ont confirmé notre intuition puisqu'ils ont suggéré que l'efficacité d'appariement moyenne s'était nettement dégradée au début des années 1990. Ils ont également révélé des différences prononcées entre les régions et une corrélation négative entre l'efficacité d'appariement des régions et leur taux de chômage. Les variables qui semblent avoir joué un rôle dominant sur le degré d'efficacité sont la proportion de jeunes, de femmes et d'étrangers parmi les demandeurs d'emploi. La densité de population aurait aussi exercé un impact positif significatif sur l'efficacité d'appariement. Enfin, nous avons remarqué avec intérêt que l'exceptionnelle baisse de la proportion d'emplois durables parmi les offres d'emploi avait, semble-t-il, eu peu d'effet sur l'efficacité d'appariement, en dépit du fait que les demandeurs d'emploi recherchent en priorité ce type d'emploi.

Si la méthode des frontières stochastiques appliquée au marché du travail français a permis de tirer un certain nombre de conclusions sur l'accroissement des difficultés d'appariement sur ce marché, son ampleur et les facteurs déterminants, elle reste néanmoins limitée pour fonder une explication de la détérioration du processus d'appariement. Le recours à une autre approche et à une autre méthode nous semble de ce fait indispensable.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

PARTIE II

DIFFICULTÉS D'APPARIEMENT, STRUCTURE DES QUALIFICATIONS ET DISPARITÉS RÉGIONALES

Chapitre 4 : Caractéristiques de l'emploi et du chômage français par catégories socioprofessionnelles, 1962-2000

Chapitre 5 : Les indicateurs standard de chômage structurel

Chapitre 6 : Une évaluation du chômage structurel appliquée à la France, 1968-2000

http://www.univ-lille1.fr/bustl

INTRODUCTION DE LA PARTIE II

Une question cruciale et toujours controversée est de savoir jusqu'à quel point la détérioration du processus d'appariement reflète un problème *d'inadéquation entre la structure de l'offre et de la demande de travail* ou, pour le dire autrement, dans quelle mesure la dégradation de l'efficacité du processus d'appariement est le résultat de *chocs structurels*[33]. La controverse est loin d'être close. Si l'étude de Gottschalk et Joyce (1998) sur huit pays de l'OCDE dans les années 1980 et au début des années 1990, établit que la dispersion accrue des taux de chômage serait le résultat d'une insuffisante croissance de l'offre de travail qualifié, une étude récente réalisée par Barth et Lucifora (2006) sur la distribution des salaires dans 12 pays européens du milieu des années 1970 à 2003 prouve au contraire que l'expansion du système éducatif a su s'adapter à la modification (due au progrès technique biaisé) de la structure des emplois.

Une façon de traiter empiriquement cette question consiste à tenter de mesurer la contribution des chocs structurels à la formation du chômage. Les travaux disponibles aujourd'hui sur le *chômage d'inadéquation* (chômage reflétant l'inadéquation de la composition des emplois offerts et demandés et susceptible de varier sous l'effet de chocs structurels), se réfèrent pour la plupart à l'indicateur de « mismatch » de Layard, Nickell et Jackman (1991) basé sur la variance des taux de chômage relatifs. La fiabilité de cet indicateur suscite cependant bien des interrogations. L'application de cet indicateur par Lescure et L'Horty (1994) aux données françaises depuis 1970 met en évidence un impact de l'inadéquation des qualifications sensible et stable jusqu'à la fin des années 1970, croissant jusqu'à la fin des années 1980 et fortement décroissant depuis. Un tel constat demande

---

[33] La concurrence des pays à bas salaires (Wood (1995)), la non-neutralité du progrès technique (Krugman (1994), Sneessens (1994)), l'arrivée massive de diplômés sur le marché du travail (Gottschalk et Joyce (1998)).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

d'autant plus à être vérifié que d'après Entorf (1995) et Sneessens (1998), les indicateurs basés sur la variance des taux de chômage relatifs ne donneraient pas une mesure assez robuste de la contribution des chocs structurels à la formation du chômage structurel.

Une approche alternative, moins ambitieuse mais néanmoins prometteuse nous semble envisageable. Plutôt que d'estimer les paramètres d'une équation des prix et des salaires (dans le cadre d'un modèle d'appariement par exemple), paramètres dont l'estimation s'avère difficile et généralement très sensible à la spécification retenue, nous proposons d'estimer une fonction d'emploi, inspirée des modèles avec contraintes quantitatives comme dans Drèze *et alii* (1990), qui contient implicitement une courbe de Beveridge. On sait en effet que les chocs structurels déplacent la courbe de Beveridge agrégée. En mesurant la contribution des variables structurelles aux déplacements observés de la courbe de Beveridge obtenue par agrégation explicite sur des agents hétérogènes et confrontés à des contraintes d'offre ou de demande, nous pourrons donc obtenir une information précieuse sur la façon dont le chômage d'inadéquation a évolué dans le temps.

Cette seconde partie aura donc pour objectif de réexaminer jusqu'à quel point la détérioration du processus d'appariement est due à une inadéquation croissante entre la structure de l'offre et de la demande de travail. Elle se scindera en trois chapitres. Nous verrons dans le Chapitre 4 quelles sont les caractéristiques de l'emploi et du chômage français, selon le niveau de qualification des actifs. Le Chapitre 5 reviendra sur les principaux indicateurs que la littérature économique propose pour mesurer le chômage frictionnel et le chômage d'inadéquation et en soulignera les limites. Afin d'obtenir une décomposition plus robuste du chômage structurel, nous développerons une méthodologie alternative qui fera l'objet du Chapitre 6. Nous définirons une fonction d'emploi directement inspirée des modèles avec contraintes quantitatives. Cette fonction contiendra implicitement une courbe de Beveridge dont les déplacements seront imputables soit à des frictions, soit à l'inadéquation entre les qualifications offertes et demandées (skill mismatch), soit à des disparités interrégionales (regional mismatch). Nous pourrons en déduire plusieurs indicateurs qui permettront d'apprécier dans quelle mesure le chômage est attribuable à ces différents facteurs. Nous appliquerons ensuite cette méthodologie aux données annuelles françaises sur la période 1968-2000.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

CHAPITRE 4

CARACTÉRISTIQUES DE L'EMPLOI ET DU CHÔMAGE FRANÇAIS PAR CATÉGORIES SOCIOPROFESSIONNELLES, 1962-2000

1. Sources statistiques *144*
2. Emploi, population active et chômage *147*
3. Caractérisation des catégories socioprofessionnelles *153*
4. Conclusion *180*
Références *183*
Annexe 9 Sources statistiques *185*
Annexe 10 Nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles *188*
Annexe 11 Population active et emploi : comparaison de sources alternatives *195*
Annexe 12 Ouvriers qualifiés et non qualifiés *199*
Annexe 13 Chômage des jeunes *202*

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Les changements économiques des quarante dernières années ont affecté très inégalement les différentes catégories de travailleurs. En France, par exemple, la situation des travailleurs peu qualifiés au regard de l'emploi s'est nettement plus dégradée que celle des travailleurs qualifiés. Les causes de ces inégalités sont encore débattues. Des études empiriques ont essayé de mesurer dans quelle mesure la participation accrue des pays à bas salaires au commerce international a modifié la demande de travail aux dépens du personnel peu qualifié dans les pays développés (voir par exemple, Wood (1994)). Leurs résultats suggèrent que le développement du commerce international est loin de pouvoir expliquer la totalité de la détérioration relative de l'emploi peu qualifié. Nombres d'études considèrent que cette détérioration est la conséquence d'un progrès technique biaisé en faveur du travail qualifié insuffisamment compensé par l'ajustement des salaires relatifs (voir par exemple, Berman, Bound et Machin (1998)). Récemment, une nouvelle explication a été avancée. Selon cette troisième approche, des travailleurs peu qualifiés auraient été évincés de leurs postes par des travailleurs qualifiés. Cette éviction serait elle-même due à la création insuffisante d'emplois qualifiés au regard de l'offre croissante de travailleurs qualifiés (voir par exemple, Albrecht et Vroman (2002) et Gautier, van den Berg, van Ours et Ridder (2002)).

Ce chapitre tente d'abord de mieux cerner qui sont ces « travailleurs qualifiés » et ces « travailleurs peu qualifiés » en s'appuyant sur les données disponibles sur les catégories socioprofessionnelles[34]. Cependant, l'appartenance à une catégorie socioprofessionnelle peut ne renseigner que de manière imparfaite sur le degré de qualification des actifs. Par exemple, une personne peut occuper un emploi dans une catégorie inférieure à celle à laquelle elle pourrait prétendre au regard de sa formation ou de son expérience passée. C'est pourquoi nous accorderons une attention particulière à ce phénomène de « surqualification ».

---

[34] Ce chapitre constitue une version étoffée et actualisée au fil des années, d'un article rédigé avec Henri Sneessens en 1994, en l'occurrence : MAILLARD Bénédicte, SNEESSENS Henri (1994),

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Un certain nombre d'études sont disponibles qui décrivent l'évolution de l'emploi par secteur et niveau de qualification (voir en particulier les articles de Choffel et Kramarz (1988), Choffel, Echardour et Kramarz (1988), Lollivier (1989), Chapoulie (2000)). Notre point de vue sera différent. L'objectif ultime étant une analyse macroéconomique, nous examinerons jusqu'à quel point une distinction entre deux types de main-d'œuvre, les qualifiés et les peu qualifiés, présente un minimum de cohérence et peut être utile pour comprendre le fonctionnement du marché du travail. Par rapport aux études existantes, nous privilégierons donc une approche en série chronologique longue, de niveau relativement agrégé.

Le chapitre est structuré de la façon suivante. La section 1 décrit brièvement les sources utilisées, leur champ et leur représentativité. La section 2 compare l'évolution de l'emploi, de la population active et du taux de chômage par catégories socioprofessionnelles. La section 3 examine quelques caractéristiques de chacune de ces catégories (niveau de formation, salaire, mobilité professionnelle, ancienneté de recherche). Les conclusions les plus significatives sont rassemblées en section 4.

1. SOURCES STATISTIQUES

Les statistiques présentées dans les sections suivantes proviennent de trois sources statistiques : les *enquêtes sur l'emploi*, les *enquêtes sur la formation et la qualification professionnelle* et les *déclarations annuelles de données sociales*.

1.1. Les enquêtes sur l'emploi

Les *enquêtes sur l'emploi* (enquêtes Emploi) réalisées par l'INSEE auprès des ménages[35] sont organisées au moins une fois l'an depuis 1962, le plus souvent au printemps (mars, parfois avril-mai). En 1962, 1964 et 1966, seuls les résultats d'octobre sont disponibles.

« Caractéristiques de l'emploi et du chômage par PCS : France, 1962-1989 », *Économie et Prévision* n° 113-114, pp. 113-126.

[35] Pour accéder à ces données d'enquête, nous avons bénéficié de l'aide du LASMAS-IDL, unité partenaire du Centre Quetelet (Paris 17e) et en particulier de Madame Irène Fournier Mearelli. Nous les en remercions vivement.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Depuis 1982, la situation socioprofessionnelle est appréhendée selon la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS)[36]. Cette nomenclature distingue pour les actifs sept catégories, basées sur la nature du dernier emploi occupé et libellées comme suit :

1. agriculteurs exploitants ;
2. artisans, commerçants et chefs d'entreprise ;
3. cadres et professions intellectuelles supérieures (incluant professions libérales) ;
4. professions intermédiaires (incluant techniciens, contremaîtres et agents de maîtrise) ;
5. employés ;
6. ouvriers ;
81. chômeurs n'ayant jamais travaillé.

La catégorie 7 est celle des retraités, la catégorie 82 celle des autres inactifs en âge de travailler (militaires du contingent, étudiants...). La catégorie 6 peut être scindée en deux sous-catégories, ouvriers qualifiés et ouvriers non qualifiés. La nomenclature des PCS ne propose pas une distinction semblable pour les employés[37]. La définition précise de chacune de ces catégories est indiquée en Annexe 10[38]. Les estimations obtenues de cette façon sont relativement exhaustives et comparables par leur champ et leur représentativité à celles des recensements. Par la suite, les séries en niveau issues des enquêtes Emploi de printemps[39] seront toujours recalées sur les séries macroéconomiques annuelles correspondantes. En

---

36 Sur le code des PCS, on pourra se reporter à Seys et Gollac (1984) ou à Desrosières et Thévenot (1996).

37 Bisault, Destival et Goux (1994) proposent une classification entre employés qualifiés et employés non qualifiés qu'ils appliquent à l'enquête Emploi de mars 1994, tout en reconnaissant la caractère parfois arbitraire de cette distinction.

38 On trouvera également en Annexe 10 les correspondances utilisées pour tenir compte du changement de nomenclature de 1982. La période d'avant 1967 pose un problème particulier, les ventilations entre les diverses catégories socioprofessionnelles étant incomplètes. Les solutions adoptées sont également décrites en Annexe 10.

39 Sauf en 1962, 1964 et 1966, années pour lesquelles seuls les résultats d'octobre sont disponibles. Cette différence saisonnière explique probablement les fortes fluctuations observées sur certains graphiques avant 1970.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

d'autres termes, nous utiliserons les proportions obtenues à partir des enquêtes Emploi pour ventiler par catégories socioprofessionnelles les séries macroéconomiques habituelles.

1.2. Les enquêtes sur la formation et la qualification professionnelle

Les *enquêtes sur la formation et la qualification professionnelle* (enquêtes FQP) réalisées par l'INSEE auprès des individus sont effectuées deux ou trois ans après le recensement de la population. La première a été organisée en 1964. Elle a été renouvelée sous des formes voisines en 1970, 1977, 1985 et 1993. Chaque enquête a pour vocation d'observer les changements de situation professionnelle sur une période de cinq ans : entre la date de l'enquête et cinq ans plus tôt. Les changements intermédiaires survenus entre ces deux dates sont ignorés. Les changements de situation professionnelle peuvent prendre différents aspects : changements de statut, de secteur d'activité, d'entreprise et naturellement changements de profession décrite selon la nomenclature des PCS. C'est au titre de ce dernier aspect que nous ferons référence à cette série d'enquêtes.

1.3. Les déclarations annuelles de données sociales

Les *déclarations annuelles de données sociales* (DADS, autrefois "déclarations annuelles de salaires"), adressées par les entreprises à l'administration, constituent une source d'information complémentaire, exploitée par l'INSEE. Deux types d'exploitation sont possibles, selon que l'on regroupe et ventile les résultats par employeur et secteur d'activité, ou par salarié et catégorie socioprofessionnelle. Seule cette seconde exploitation (exploitation "salariés") nous intéresse. L'exploitation des DADS permet de connaître les effectifs salariés de chaque catégorie socioprofessionnelle en équivalents plein-temps et la masse salariale annuelle nette correspondante. Le rapport des deux donne une estimation du salaire annuel net moyen. Ces données ne sont pas exhaustives cependant, et concernent uniquement les salariés à temps complet, présents ou non toute l'année, à l'exclusion des salariés agricoles, des gens de maison, des agents des collectivités locales, des fonctionnaires de l'État (exceptés ceux des services de l'État à caractère industriel ou commercial : PTT, hôpitaux publics...). L'INSEE estime que le champ couvert par les DADS correspond à l'essentiel des secteurs privé et semi-public (quelle que soit la taille des établissements), à 70% des emplois salariés et à 75%

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

des emplois à temps complet. Le concept de salaire retenu dans l'exploitation par catégories socioprofessionnelles est un salaire net[40] ; il inclut les traitements et salaires en espèces (y compris primes et indemnités imposables) effectivement payés, après déduction des cotisations sociales patronales et salariales, mais exclut les avantages en nature (repas, logement, combustible...). Les DADS ne donnent bien sûr aucune information sur les chômeurs et la population active. Nous les utiliserons principalement pour leur information sur les salaires.

2. EMPLOI, POPULATION ACTIVE ET CHÔMAGE

2.1. L'emploi par catégories socioprofessionnelles

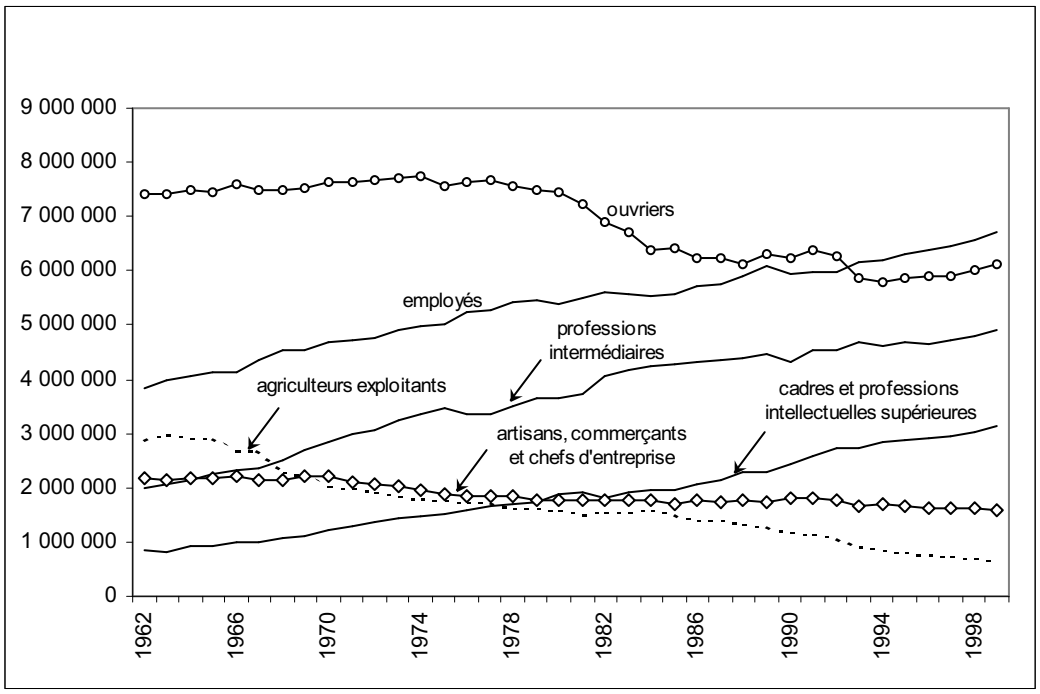
Le Graphique 32 décrit l'évolution de l'emploi par catégories socioprofessionnelles depuis 1962 (la proportion de chaque catégorie socioprofessionnelle dans l'emploi total évolue de façon semblable; voir Annexe 11).

40 L'exploitation par employeur donne une estimation du salaire-coût, mais ventilée par secteur plutôt que par catégories socioprofessionnelles, et donc inutilisable pour notre propos. Les enquêtes de l'INSEE sur les gains donnent un salaire mensuel brut moyen pour les cadres, les employés et les techniciens à temps complet, un salaire horaire brut moyen pour les ouvriers à temps complet ou partiel. Ces enquêtes ne sont disponibles que depuis 1972. Les enquêtes Emploi ne donnent une information sur les salaires que depuis 1982.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 32 : Nombre d'emplois par catégories socioprofessionnelles.



Source : enquêtes Emploi

On notera la réduction progressive du nombre de travailleurs indépendants (regroupement des agriculteurs exploitants, des artisans, des commerçants et des chefs d'entreprise[41]), en particulier vers la fin des années 60. Cette évolution est plus prononcée pour les agriculteurs exploitants. L'emploi ouvrier, d'abord très stable, subit ensuite de fortes réductions, en particulier entre 1980 et 1984. L'emploi des cadres et professions intellectuelles supérieures et des professions intermédiaires a crû presque sans interruption de 1962 à 2000, au rythme moyen respectif de 3,65% et 2,49% l'an, soit beaucoup plus vite que celui des employés (1,52% l'an) et a fortiori des ouvriers (-0,57%). Les proportions de cadres et professions intellectuelles supérieures et de professions intermédiaires dans l'emploi total sont ainsi passées de 4 à 14% et de 10 à 21% respectivement[42].

---

41 La sous-catégorie « professions libérales » qui comprend essentiellement des indépendants reste associée à la catégorie « cadres et professions intellectuelles supérieures ».

42 La hausse assez brutale de l'emploi dans la catégorie "professions intermédiaires" observée en 1982 reflète en partie un problème de raccordement lié au changement de nomenclature. L'augmentation est de quelque 360.000 unités, dont 200.000 semble-t-il imputables au changement de nomenclature (sur base de la comparaison effectuée par Seys (Économie et Statistique, n°171-172, nov.-déc. 1984)). La baisse brutale

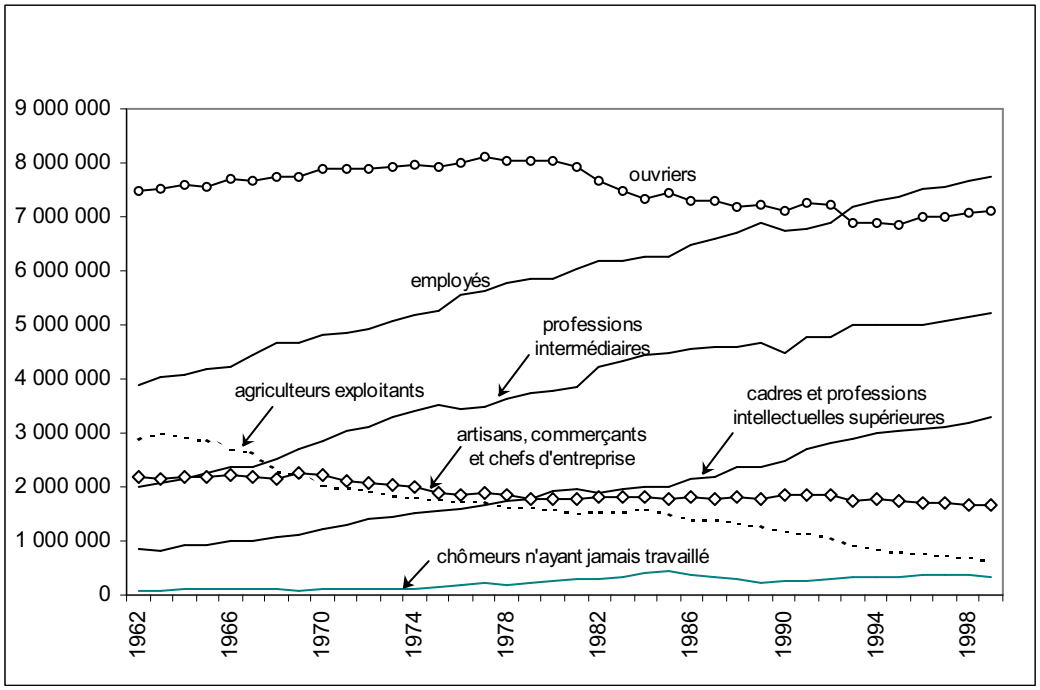
http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

2.2. La population active par catégories socioprofessionnelles

Le Graphique 33 retrace l'évolution de la population active par catégories socioprofessionnelles de 1962 à 2000 (la proportion de chaque catégorie socioprofessionnelle dans la population active totale suit une évolution semblable à celle des effectifs).

Graphique 33 : Nombre d'actifs par catégories socioprofessionnelles



Source : enquêtes Emploi

Le parallélisme des évolutions de l'emploi et de la population active par catégories socioprofessionnelles est frappant, ce qui suggère que, en longue période du moins, la mobilité entre catégorie socioprofessionnelle n'est pas négligeable. Le Tableau 20 reproduit deux séries de coefficients de corrélation, la première (colonne (a)) entre taux de croissance de la population active et taux de croissance de l'emploi au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle, la seconde (colonne (b)) entre taux de croissance de la population active de chaque catégorie socioprofessionnelle et taux de croissance de la population active totale. La dernière ligne du tableau donne les mêmes corrélations au niveau agrégé.

---

de 1976 semble refléter un problème lié à l'évaluation du nombre de personnes dans l'armée et la police, impliquant une surestimation de l'emploi des cadres administratifs moyens en 1975.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 20 : Corrélation entre taux de croissance de l'emploi et de la population active par catégories socioprofessionnelles et au niveau agrégé, sur la période 1962-1999 ; proportion d'actifs féminins et d'actifs jeunes dans chaque catégorie socioprofessionnelle, lors des enquêtes Emploi d'avril-mai 1982 et janvier 2000

	Corrélation avec le taux de croissance de la population active		Proportion de femmes		Proportion de jeunes[43]	
	de la CSP (a)	totale (b)	1982	2000	1982	2000
Agriculteurs exploitants	0,999	0,410	38,4%	32,6%	5,3%	2,2%
Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	0,985	0,027	35,2%	30,3%	2,4%	1,1%
Cadres et professions intellectuelles supérieures	0,992	-0,031	24,4%	35,0%	1,9%	1,5%
Professions intermédiaires	0,981	0,246	40,3%	47,5%	8,1%	5,5%
Employés	0,917	0,254	75,1%	77,1%	20,0%	10,0%
Ouvriers	0,874	0,449	21,3%	21,8%	19,8%	11,9%
Chômeurs n'ayant jamais travaillé	-	0,235	66,6%	60,4%	87,2%	58,3%
Population active totale	**0,581**	**1,000**	**41,8%**	**46,6%**	**14,8%**	**8,7%**

On voit que les coefficients de corrélation de la colonne (a) sont nettement plus élevés que ceux de la colonne (b), ce qui suggère bien que le lien entre emploi et offre de travail est beaucoup plus fort au niveau des catégories socioprofessionnelles qu'au niveau global et confirme l'idée d'une forte mobilité intercatégorielle en longue période. Le même tableau donne également la proportion de femmes et de jeunes dans chaque catégorie socioprofessionnelle, lors des enquêtes Emploi d'avril-mai 1982 et janvier 2000. On remarquera que la proportion de femmes est particulièrement forte dans la catégorie 5 (employés), particulièrement faible dans les catégories 6 (ouvriers) et 3 (cadres et professions intellectuelles supérieures), que les catégories 5 et 6 attirent proportionnellement plus de jeunes et que la catégorie 81 (chômeurs n'ayant jamais travaillé) est majoritairement jeune et féminine.

[43] Actifs ayant entre 15 et 24 ans.

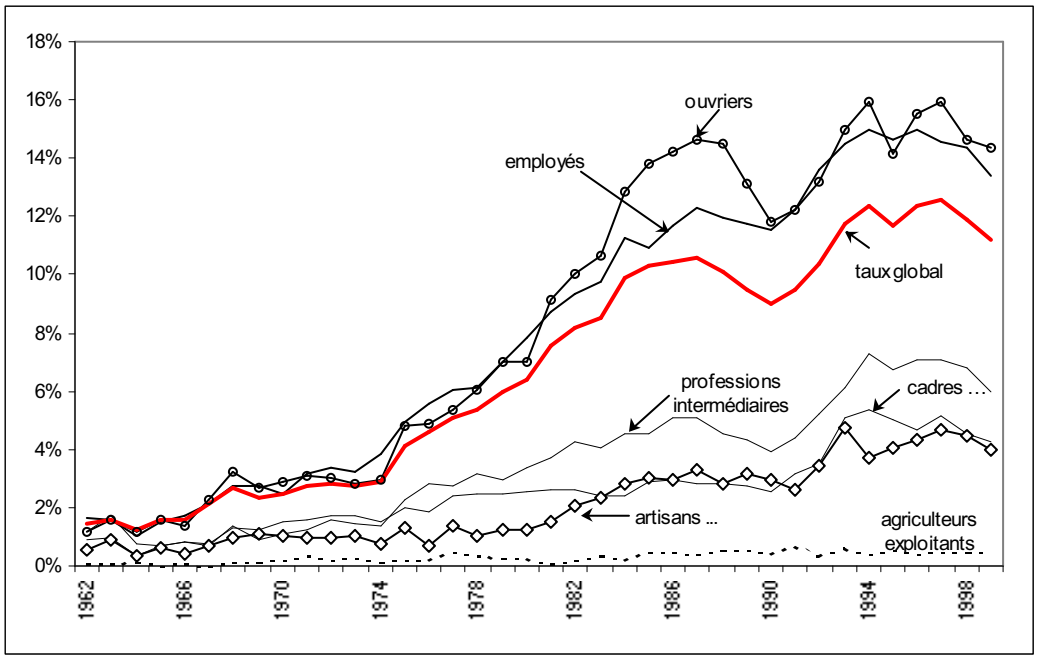
http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

2.3. Le chômage par catégories socioprofessionnelles

Le Graphique 34 reproduit l'évolution du taux de chômage par catégories socioprofessionnelles (le nombre de chômeurs par catégories socioprofessionnelles suit une évolution semblable). La classification est basée sur le dernier emploi détenu.

Graphique 34 : Taux de chômage par catégories socioprofessionnelles



Source : enquêtes Emploi

On notera, ce n'est plus une surprise, l'écart grandissant entre taux de chômage des ouvriers et employés d'une part, et taux de chômage des cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires d'autre part. Ceci montre les limites de la mobilité suggérée par la forte corrélation entre emploi et population active par catégories socioprofessionnelles (Tableau 20). La mobilité entre catégories socioprofessionnelles n'a pas été suffisante pour gommer les différences entre taux de chômage, du moins entre les catégories employés et ouvriers d'une part, et cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires d'autre part.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

On notera également les faibles taux de chômage des travailleurs indépendants. L'interprétation à donner à ces taux n'est pas très claire. Ils concernent essentiellement des personnes en transition entre un emploi indépendant et un emploi salarié[44]. Les comportements en cause sont sensiblement différents de ceux de personnes en transition entre deux emplois salariés et qui ont involontairement perdu leur dernier emploi. L'incitation à quitter un emploi indépendant, toutes choses égales par ailleurs, est d'autant plus faible que le taux de chômage dans les emplois alternatifs est élevé. On restera donc prudent sur l'interprétation à donner aux taux de chômage de ces travailleurs indépendants ; ils ne sont pas directement comparables à ceux des autres catégories socioprofessionnelles.

Comme indiqué ci-dessus, les informations disponibles dans les enquêtes Emploi permettent également de distinguer parmi les ouvriers les qualifiés des non qualifiés. Ces chiffres (non reproduits sur le graphique) montrent que les taux de chômage de ces deux groupes évoluèrent de façons quasi-identiques jusqu'en 1981 (voir Annexe 12). Par la suite, le taux de chômage des ouvriers non qualifiés a connu une augmentation beaucoup plus rapide que celle observée chez les ouvriers qualifiés.

L'écart grandissant entre taux de chômage des ouvriers et employés d'un côté, et cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires de l'autre, ne signifie pas pour autant que le nombre de chômeurs ait crû proportionnellement plus vite chez les premiers. Le Graphique 35 montre l'évolution du nombre de chômeurs par catégories socioprofessionnelles en pour cent du nombre total de chômeurs.

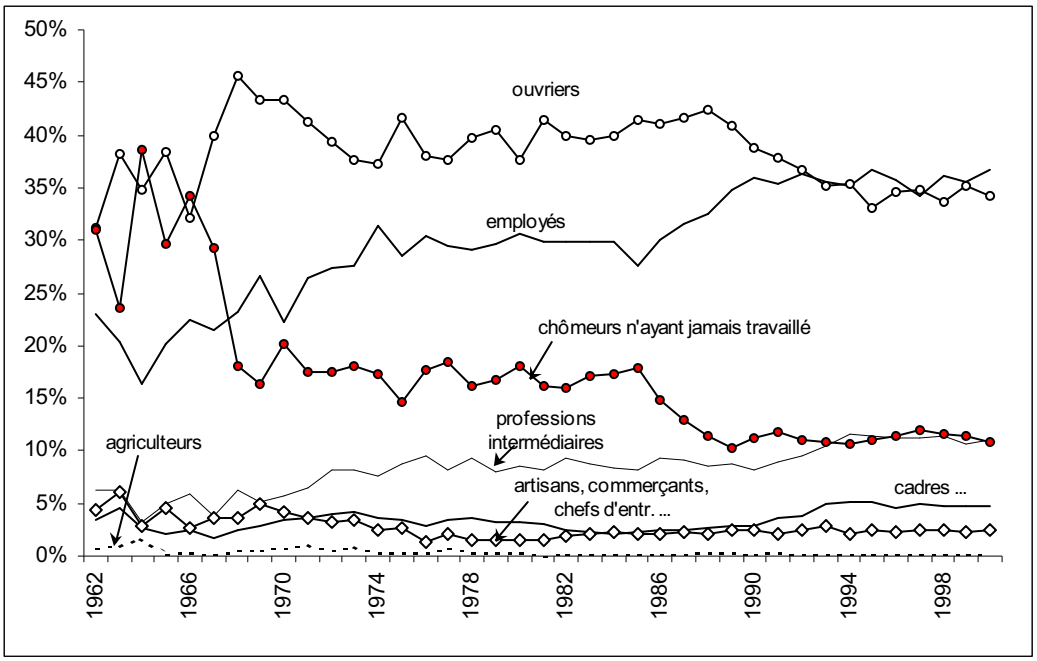
---

[44] Il est, de ce point de vue, regrettable d'avoir regroupé les chefs d'entreprise dans la même catégorie que les artisans et commerçants. De par leur formation, leurs salaires, leur comportement et leur situation sur le marché du travail, les chefs d'entreprise (le plus souvent salariés) sont beaucoup plus proches des cadres supérieurs d'entreprise que des artisans et commerçants. Leur poids dans la catégorie 2 étant toutefois négligeable (environ 20.000 sur un total de quelque 600.000 personnes interrogées dans cette catégorie en 1982), les caractéristiques moyennes de celle-ci reflèteront essentiellement les caractéristiques des artisans et commerçants.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 35 : Structure socioprofessionnelle du chômage (en % du nombre total de chômeurs)



Source : enquêtes Emploi

À l'exception des chômeurs n'ayant jamais travaillé, ces proportions sont remarquablement stables au fil du temps[45], en particulier après 1970. La catégorie "chômeurs n'ayant jamais travaillé" reflète essentiellement l'évolution du chômage des jeunes, en régression après 1985 suite à l'allongement des études et à l'application de diverses mesures favorisant leur embauche (TUC, SIVP, exonération de charges sociales, contrats de formation, etc. ; voir Annexe 13).

3. CARACTÉRISATION DES CATÉGORIES SOCIOPROFESSIONNELLES

L'objectif de cette section est de comparer les différentes catégories socioprofessionnelles sur les critères de niveau de diplôme, de salaires (pour les personnes en emploi), de mobilité et d'ancienneté de chômage (pour les chômeurs). À l'exclusion des

[45] Voir note 39.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

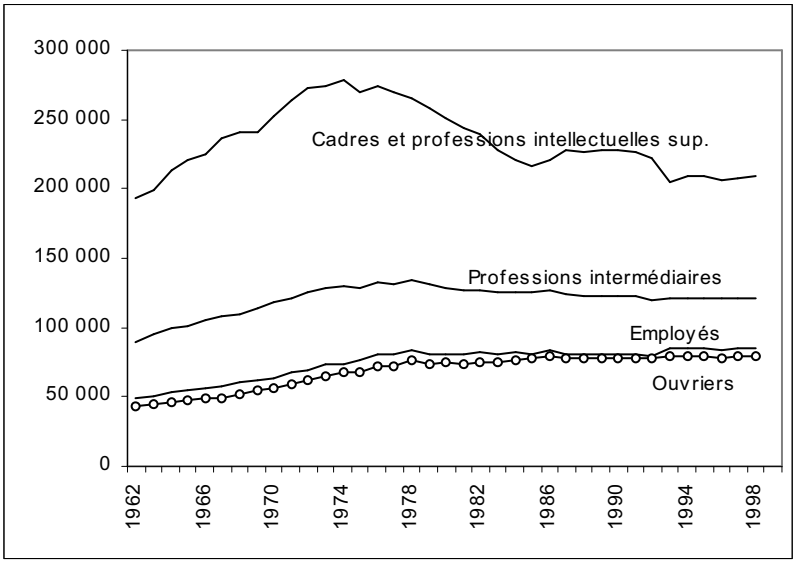
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

salaires et des changements d'emploi, toutes ces informations sont tirées des enquêtes Emploi.

3.1. Salaires

Les Graphique 36 et Graphique 37 retracent l'évolution de 1962 à 1998 du salaire réel annuel net moyen des personnes employées à temps complet, au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle, en niveau et en taux de croissance respectivement ; ces informations proviennent des DADS ; elles excluent donc le revenu des indépendants et des fonctionnaires et les avantages en nature ; elles ne prennent pas en compte la montée du travail à temps partiel. Le déflateur utilisé est l'indice des prix à la consommation. Afin d'augmenter la lisibilité du Graphique 37, les taux de croissance ont été lissés par une moyenne mobile sur trois ans.

Graphique 36 : Salaire annuel net moyen par catégories socioprofessionnelles (francs 1990).



Source : DADS
Champ : salariés à temps complet du secteur privé et semi-public

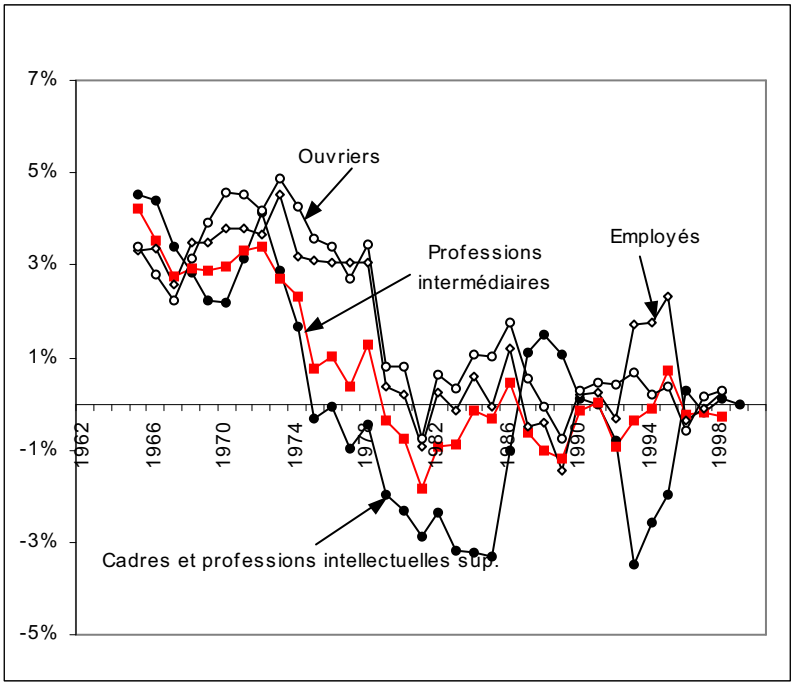
Salaires des employés (hors services aux particuliers, pour des raisons de raccordement entre ancienne et nouvelle nomenclatures) et des ouvriers sont très proches (leur rapport en niveaux varie de 1,02 à 1,16) et évoluent parallèlement. Si l'on distingue parmi les ouvriers le salaire des qualifiés et celui des non qualifiés (non reproduits sur les Graphique 36

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

et Graphique 37 ; voir Annexe 12), on observe que le taux de croissance du salaire des qualifiés suit une évolution comparable à celle observée chez les non qualifiés. L'écart entre salaire des ouvriers qualifiés et des non qualifiés a ainsi été maintenu à 25% en l'espace de 36 ans. À compter de 1982, le salaire moyen des professions intermédiaires suit une évolution plus proche de celui des employés que de celui des cadres et professions intellectuelles supérieures. Ce dernier subit au cours des années 80 et 90 des fluctuations particulièrement prononcées. Ces fluctuations semblent indiquer une sensibilité conjoncturelle plus marquée chez les cadres et professions intellectuelles supérieures et (surtout avant 1982) chez les professions intermédiaires, que dans les catégories employés et ouvriers.

Graphique 37 : Taux de croissance du salaire annuel net moyen par catégories socioprofessionnelles
(francs 1990 ; moyenne mobile sur 3 ans)



Source : DADS
Champ : salariés à temps complet du secteur privé et semi-public

Au vu du Graphique 37, plusieurs sous-périodes peuvent être dégagées et confirment l'ajustement plutôt procyclique des salaires des cadres et professions intellectuelles supérieures et des professions intermédiaires :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

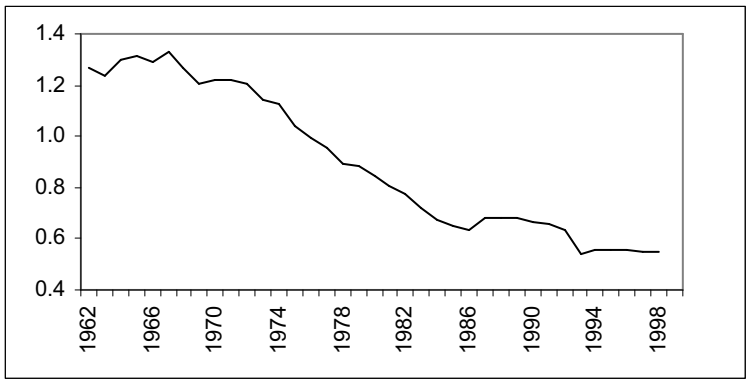
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

- Dans la période prospère des années 60, le taux de croissance des salaires réels nets est de l'ordre de 3 à 4% l'an. Toutes les catégories obtiennent de fortes revalorisations de salaires. Le taux de croissance des salaires des ouvriers et des employés est presque toujours supérieur à celui des cadres et des professions intermédiaires, en particulier en fin de période.

- Pendant la plus grande partie des années 70, début du ralentissement économique, les salaires des ouvriers et des employés continuent d'évoluer au même rythme. À l'inverse, les salaires des deux autres catégories (cadres et professions intellectuelles supérieures d'une part, professions intermédiaires salariées d'autre part) connaissent une croissance de plus en plus faible.

- Au cours des années 80 et 90, période marquée par un net ralentissement de la croissance économique, le taux de croissance des salaires devient négatif pour les cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires, proche de zéro pour les ouvriers et employés.

Graphique 38 : Dispersion des salaires relatifs des quatre catégories socioprofessionnelles (écart-type)



Calculs effectués sur la base des données du Graphique 36.

Le résultat de cette évolution contrastée est une importante réduction de l'écart entre salaires relatifs (Graphique 38) qui démarre à la fin des années 60 et se poursuit de façon

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

quasi continue jusqu'au milieu des années 90, pour se stabiliser ensuite[46]. De 1968 à 1998, le pouvoir d'achat des cadres et professions intellectuelles supérieures a ainsi été réduit de 13% tandis que celui des professions intermédiaires, des employés et des ouvriers augmentait respectivement de 9, 42 et 54%. En 1968, le salaire net moyen des cadres et professions intellectuelles supérieures valait 2.2 fois celui des professions intermédiaires, 4 fois celui des employés et 4.6 fois celui des ouvriers. Ces rapports sont ramenés à 1.7, 2.4 et 2.6 en 1998.

Tableau 21 : Corrélation entre taux de croissance des salaires réels annuels nets par équivalent plein-temps de 1963 à 1998 (1963 à 1982 entre parenthèses)

	Cadres et professions intellectuelles supérieures	Professions intermédiaires	Employés hors services aux particuliers	Ouvriers	SMIG SMIC
Cadres et professions intellectuelles supérieures	1	0.59 (0.83)	0.24 (0.61)	0.38 (0.52)	0.08 (-0.12)
Professions intermédiaires	0.59 (0.83)	1	0.76 (0.68)	0.79 (0.72)	0.19 (-0.04)
Employés hors services aux particuliers	0.24 (0.61)	0.76 (0.68)	1	0.86 (0.92)	0.40 (0.36)
Ouvriers	0.38 (0.52)	0.79 (0.72)	0.86 (0.92)	1	0.57 (0.44)
Taux de croissance du PIB	0.74 (0.75)	0.67 (0.80)	0.38 (0.56)	0.57 (0.58)	0.26 (0.02)

Champ : salariés des DADS

Les coefficients de corrélation entre taux de croissance (non lissés) de 1963 à 1998 (1963 à 1982 entre parenthèses) sont reproduits au Tableau 24. La dernière colonne donne les corrélations avec le SMIG (devenu SMIC après 1970), la dernière ligne les corrélations avec le taux de croissance du PIB. Ce tableau confirme les analyses précédentes. On notera que les

[46] Sur données identiques, Atkinson, Glaude, Olier et Piketty (2001) montrent que le rapport interdécile des salariés à temps complet a fortement baissé à la fin des années 60 et durant le première moitié des années 70, pour se stabiliser ensuite, passant ainsi de 4.2 en 1966 à 3.4 en 1976. Le fait que le rapport interdécile se stabilise presque 20 années avant notre indicateur de dispersion, indique que si l'ouverture de l'éventail des salaires est restée relativement stable depuis le milieu des années 70, la dispersion des salaires à l'intérieur de cet éventail a continué de diminuer jusqu'au milieu des années 90.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

salaires des cadres et professions intellectuelles supérieures et des professions intermédiaires sont mieux corrélés avant 1982, et ont des évolutions beaucoup plus proches l'une de l'autre que des salaires ouvriers ou employés. On notera également la forte corrélation entre le SMIC et les salaires des employés et des ouvriers, corrélation qui devient quasiment nulle, voire négative, chez les cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires. En revanche, le salaire des cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires semble davantage corrélé avec la conjoncture.

3.2. Niveau de formation

Le Tableau 22 donne la proportion dans chaque catégorie socioprofessionnelle de personnes détenant au moins un baccalauréat ou un brevet professionnel (BP), en distinguant d'une part les personnes en emploi ou sans emploi mais ayant trouvé un emploi qui commence ultérieurement, et d'autre part les personnes sans emploi à la recherche d'un emploi (PSERE). Cette information est disponible dans les enquêtes Emploi depuis 1982. Le tableau donne les proportions en 2000.

Tableau 22 : Pourcentage au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle de personnes détenant au moins un baccalauréat ou un brevet professionnel (BP) en 2000

	Personnes en emploi ou emploi ultérieur	PSERE
1. Agriculteurs exploitants	20.6%	0.0%
2. Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	28.0%	21.3%
3. Cadres et professions intellectuelles supérieures	87.4%	72.9%
4. Professions intermédiaires	65.6%	56.5%
5. Employés	29.1%	21.5%
6. Ouvriers	9.3%	7.8%
Toutes catégories confondues	**38.6%**	**23.6%**

Champ : actifs ayant déclaré leur diplôme et achevé leur formation initiale
Source : enquêtes Emploi de 2000

Ce tableau permet les observations suivantes :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

- Seuls les cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires ont des proportions de bacheliers (ou de titulaires de BP) supérieures à 50%, bien supérieures à celles des autres catégories qui ont une proportion de bacheliers comprise entre 0% (agriculteurs exploitants au chômage) et 29% (employés en emploi ou emploi ultérieur) seulement.

- La proportion de bacheliers est toujours plus forte chez les personnes en emploi ou emploi ultérieur que chez les chômeurs PSERE

Le Graphique 39 donne en 1982 et 2000, pour chaque catégorie socioprofessionnelle, la répartition des actifs en fonction du dernier diplôme obtenu. Trois niveaux de diplôme ont été définis en fonction de la durée de la formation validée :

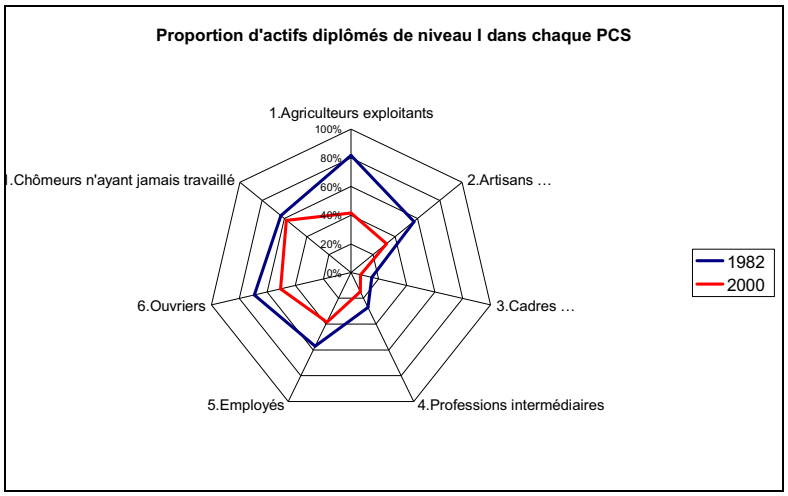
- le niveau I correspond aux personnes sans diplôme ou ayant au mieux un diplôme du premier cycle de l'enseignement secondaire (certificat d'étude, BEPC ou diplôme équivalent),

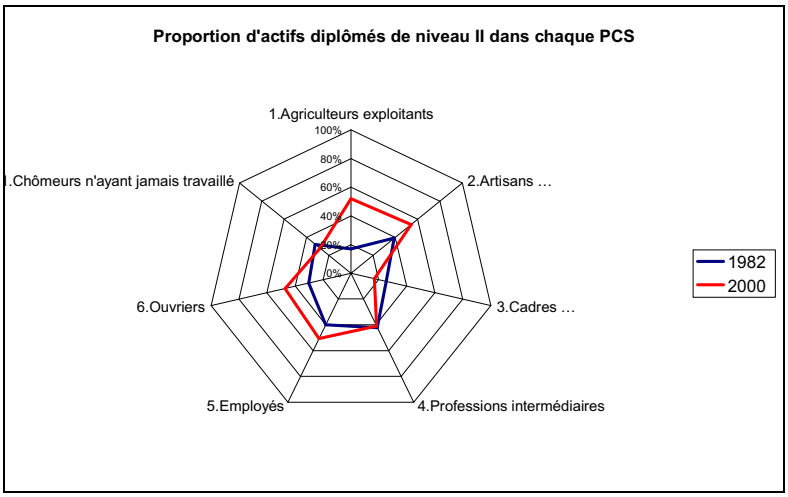
- le niveau II correspond aux personnes ayant obtenu au mieux un diplôme du second cycle de l'enseignement secondaire (BEP, CAP, baccalauréat général, technologique ou professionnel ou diplôme équivalent),

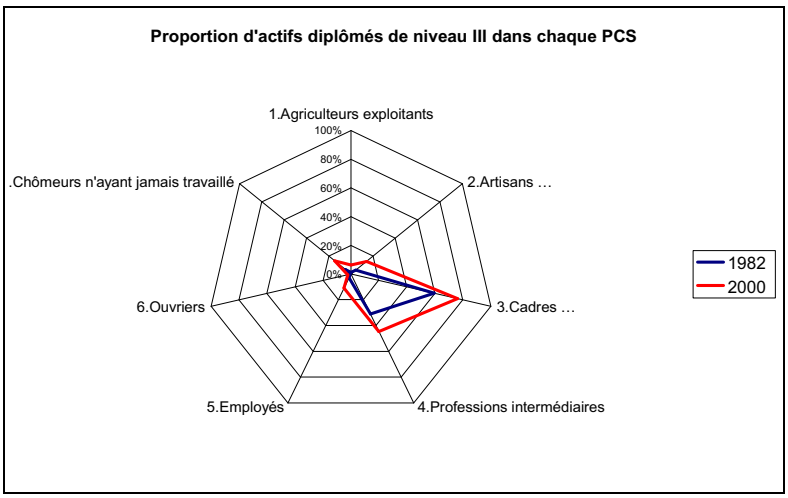
- le niveau III correspond aux personnes ayant obtenu un diplôme de l'enseignement supérieur.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 39 : Répartition des actifs des différentes catégories socioprofessionnelles en fonction du dernier diplôme obtenu







Champ : actifs ayant déclaré leur diplôme et achevé leur formation initiale
Source : enquêtes Emploi de 1982 et 2000

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

La proportion d'actifs les moins diplômés (niveau I) a diminué de façon sensible au cours des deux dernières décennies : -21 points pour l'ensemble des actifs. Elle diminue au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle, du fait de la massification de l'enseignement secondaire et du départ en retraite des actifs les plus anciens, mais elle reste encore forte : en janvier 2000, un actif sur trois déclare être sans diplôme ou détenir au mieux le BEPC ou un diplôme équivalent. La proportion de diplômés de niveau I a remarquablement reculé chez les agriculteurs, passant de 82% à 42%. Elle reste supérieure à 50% chez les ouvriers et les chômeurs qui n'ont jamais travaillé.

La proportion d'actifs ayant obtenu un diplôme de niveau II a progressé en moyenne de 9 points. Elle a augmenté chez les travailleurs indépendants (regroupement des agriculteurs exploitants, des artisans, des commerçants et des chefs d'entreprise), les ouvriers et les employés. Elle est en recul pour les chômeurs n'ayant jamais travaillé et les cadres et professions intellectuelles supérieures, et reste quasi stable pour les professions intermédiaires.

La proportion d'actifs les plus diplômés (niveau III) a nettement progressé depuis 1982 : +12 points pour l'ensemble des actifs. Cette progression est visible à l'intérieur de chaque catégorie socioprofessionnelle. Seuls les cadres et professions intellectuelles supérieures ont des proportions supérieures à 50%, bien supérieures à celles des autres catégories.

La répartition de la population active occupée selon la catégorie socioprofessionnelle et le dernier diplôme obtenu (non reproduite ici, mais toujours issue des enquêtes Emploi) est semblable à celle de la population active. Quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle de l'emploi occupé, l'emploi attire proportionnellement plus de diplômés de niveau III et moins de diplômés de niveau I. Une proportion croissante de diplômés de niveau II travaillent à leur compte ou comme employé ou ouvrier. L'encadrement, les professions intellectuelles supérieures et les professions intermédiaires sont relativement moins exercés par des diplômés de niveau II.

Cette élévation du niveau de formation des actifs et des actifs occupés conduit à se demander si les mêmes diplômes permettent en 1982 comme en 2000, d'accéder aux mêmes

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

postes. Le lien entre le niveau de formation des actifs et la qualification de l'emploi occupé peut se mesurer en rapportant le nombre d'actifs exerçant un emploi de qualification i avec un diplôme de niveau j (N_{ijt}), au nombre total d'actifs diplômés de niveau j (L_{jt}). Cette probabilité dépend de multiples facteurs[47] :

- le degré d'attirance de la qualification i et du diplôme j $\frac{N_{ijt}}{N_{it}}$;

- la demande de qualification i dans la demande globale de travail $\frac{N_{it}}{N_t}$;

- l'état global du marché de l'emploi $\frac{N_t}{L_t}$;

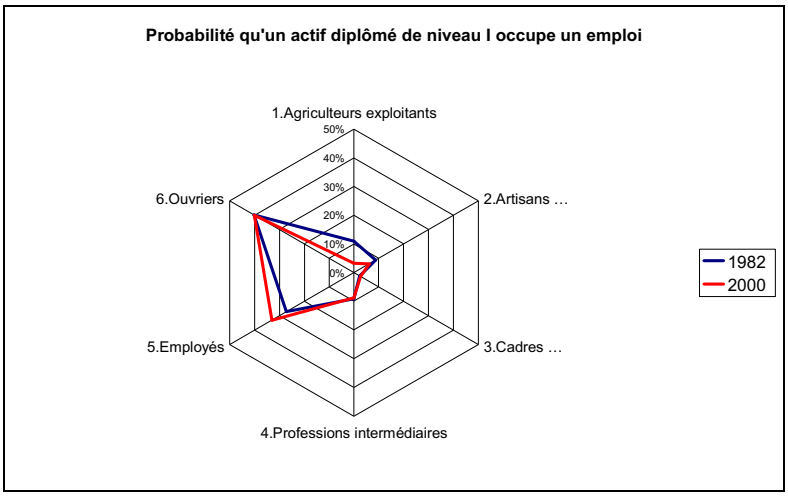
- l'offre de diplôme j dans l'offre globale de travail $\frac{L_{jt}}{L_t}$.

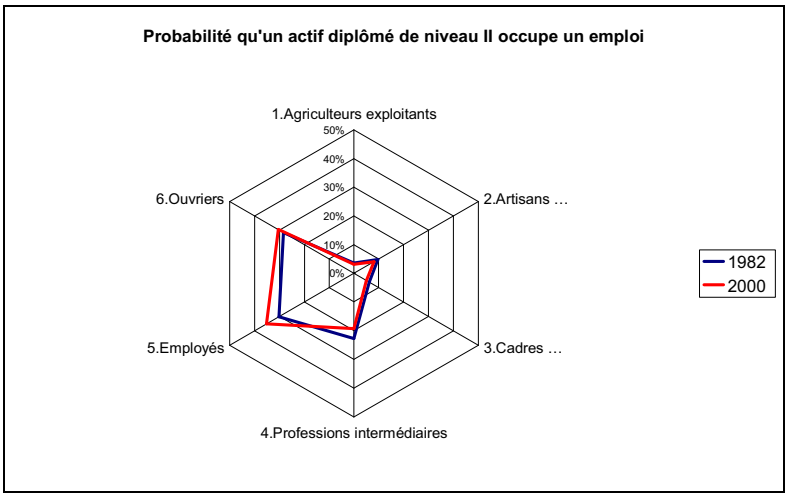
Les figures du Graphique 40 donnent un aperçu de la façon dont la probabilité d'occuper un emploi dans chaque catégorie socioprofessionnelle a évolué entre 1982 et 2000, en distinguant les trois niveaux de diplôme définis précédemment. L'évolution globale du marché du travail entre ces deux dates a été contrôlée en divisant chaque probabilité $\frac{N_{ijt}}{L_{jt}}$ par le taux d'emploi $\frac{N_t}{L_t}$.

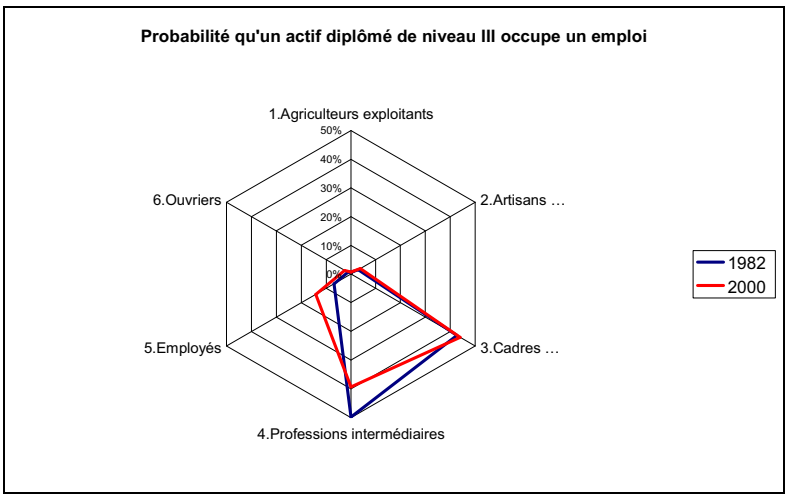
47 Comme le montre le produit suivant : $\frac{N_{ijt}}{N_{it}} \times \frac{N_{it}}{N_t} \times \frac{N_t}{L_t} \times \frac{L_t}{L_{jt}} = \frac{N_{ijt}}{L_{jt}}$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 40 : Probabilité d'occuper un emploi dans chaque catégorie socioprofessionnelle compte tenu du dernier diplôme obtenu







Champ : actifs ayant déclaré leur diplôme et achevé leur formation initiale
Source : enquêtes Emploi de 1982 et 2000

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Il convient tout d'abord de noter que certaines de ces probabilités font preuve d'une remarquable stabilité au cours du temps. Un diplôme de niveau III donne ainsi 44% de chances d'occuper un emploi de cadre en 2000, contre 43% en 1982. Un diplôme de niveau II donne 30% de chances d'occuper un poste d'ouvrier en 2000, contre 28% en 1982. Un diplôme de niveau I donne 40% de chances d'occuper un emploi d'ouvrier en 2000, soit autant qu'en 1982. On note par contre que la probabilité d'occuper un poste d'employé augmente de 6 points (passant de 27 à 30%) pour les diplômés de niveau I, d'une part parce que ces derniers sont moins nombreux dans l'offre de travail, et d'autre part parce que les entreprises recrutent davantage d'employés. Même constat pour les diplômés de niveau II et III, leur probabilité d'occuper un poste d'employé augmente respectivement de 5 et 7 points (passant de 30 à 35% et de 7 à 14%), non seulement parce que les entreprises ont de plus en plus de postes d'employé à pourvoir, mais aussi parce que ce type de postes attire de plus en plus d'actifs moyennement ou hautement diplômés. La seule catégorie pour laquelle le marché absorbe plus difficilement l'offre accrue de diplômés est celle des professions intermédiaires. Les diplômés de niveau II voient en effet leurs chances d'exercer une profession intermédiaire chuter de 4 points (passant de 23 à 19%). Pour les diplômés de niveau III, la chute (-10 points) est plus forte encore mais leur probabilité d'exercer une profession intermédiaire (40%) reste supérieure à celle des actifs moins diplômés.

Le fait que les diplômés de niveau II et III aient une probabilité d'exercer une profession intermédiaire en baisse et une probabilité d'occuper un poste d'employé à la hausse est révélateur d'un phénomène de déqualification. Faute d'un nombre de postes à pourvoir suffisant sur le marché des professions intermédiaires, ces diplômés s'orientent vers le marché contigu des employés où la concurrence est moins rude.

Parce que certaines formations correspondent plus que d'autres à certaines catégories socioprofessionnelles, il convient également de s'intéresser à la répartition des actifs par rapport à un diplôme de référence. Pour chaque catégorie de professions, nous convenons donc d'un niveau de formation de référence : diplôme supérieur long (deuxième ou troisième cycle universitaire, Grande École) pour les cadres et professions intellectuelles supérieures, baccalauréat (général, technologique ou professionnel) ou diplôme supérieur court (premier cycle universitaire, BTS, DUT) pour les professions intermédiaires, CAP ou BEP pour les employés, les ouvriers et les travailleurs indépendants. La définition de ces diplômes de

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

référence est basée sur la répartition dans chaque catégorie socioprofessionnelle des actifs ayant au moins le BEPC par diplôme détaillé, fournie par l'enquête emploi de avril-mai 1982. Compte tenu de ces conventions, une personne est considérée comme sur-diplômée (resp. sous-diplômée) dès qu'elle possède un diplôme de niveau supérieur (resp. inférieur) à celui qui fait référence pour l'emploi qu'elle occupe ou qu'elle a occupé. Les actifs n'ayant jamais travaillé sont naturellement exclus de notre champ d'étude. Le Tableau 23 donne le pourcentage de sur-diplômés, de diplômés et de sous-diplômés dans chaque catégorie socioprofessionnelle, en distinguant d'une part les personnes en emploi ou sans emploi mais ayant trouvé un emploi qui commence ultérieurement, et d'autre part les personnes sans emploi à la recherche d'un emploi (PSERE).

Tableau 23 : Répartition des actifs par rapport au diplôme de référence associé à leur catégorie socioprofessionnelle

CSP de l'emploi occupé ou du dernier emploi		Sous-diplômés			Diplômés au niveau de référence			Sur-diplômés		
		1982	2000	Variation	1982	2000	Variation	1982	2000	Variation
1. et 2. Indépendants	Emploi	68,2%	34,4%	*-34%*	21,8%	39,8%	*18%*	10,0%	25,8%	*16%*
	PSERE	69,2%	46,9%	*-22%*	16,5%	32,5%	*16%*	14,4%	20,6%	*6%*
3. Cadres et professions intellectuelles supérieures	Emploi	50,6%	38,6%	*-12%*	49,4%	61,4%	*12%*	-	-	-
	PSERE	57,2%	60,9%	*4%*	42,8%	39,1%	*-4%*	-	-	-
4. Professions intermédiaires	Emploi	47,8%	34,4%	*-13%*	44,3%	53,8%	*9%*	7,9%	11,9%	*4%*
	PSERE	59,5%	43,5%	*-16%*	33,2%	40,1%	*7%*	7,2%	16,4%	*9%*
5.Employés	Emploi	56,9%	37,1%	*-20%*	29,3%	33,9%	*5%*	13,8%	29,1%	*15%*
	PSERE	58,7%	50,6%	*-8%*	28,4%	27,9%	*0%*	12,9%	21,5%	*9%*
6.Ouvriers	Emploi	68,7%	48,9%	*-20%*	28,9%	41,8%	*13%*	2,4%	9,3%	*7%*
	PSERE	76,9%	63,5%	*-13%*	20,8%	28,7%	*8%*	2,3%	7,8%	*5%*

Champ : actifs ayant déclaré leur diplôme et achevé leur formation initiale, hors actifs n'ayant jamais travaillé
Source : enquêtes Emploi de 1982 et 2000

La proportion de personnes sous-diplômées en situation d'emploi a diminué de 1982 à 2000, quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle considérée. La proportion de personnes

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

sous-diplômées parmi les chômeurs PSERE diminue aussi dans chaque catégorie socioprofessionnelle, excepté pour les cadres et professions intellectuelles supérieures. La proportion de sous-diplômés est toujours plus forte chez les chômeurs PSERE que chez les actifs en situation d'emploi.

La proportion de personnes ayant le niveau de diplôme de référence évolue à peu près en sens contraire. Elle est toujours plus faible chez les chômeurs PSERE que chez les actifs en situation d'emploi.

La proportion de sur-diplômés se situait en 1982 entre 2% (ouvriers) et 15% (indépendants) chez les chômeurs PSERE et entre 2% (ouvriers) et 14% (indépendants) chez les actifs en situation d'emploi. Elle a globalement augmenté dans toutes les catégories mais reste toujours plus faible que la proportion de diplômés au niveau de référence. Elle a nettement progressé parmi les indépendants et les employés en situation d'emploi.

Le fait que des actifs de plus en plus diplômés obtiennent des emplois qui 18 ans auparavant étaient occupés par des actifs moins diplômés peut s'expliquer par la combinaison de deux facteurs :

- l'accroissement du niveau de qualification requis dans chaque catégorie socioprofessionnelle (phénomène d' « upgrading ») dû à l'existence d'un progrès technique biaisé en faveur des travailleurs les plus qualifiés ;

- l'engagement de plus en plus fréquent de diplômés dans des emplois ne nécessitant pas un niveau de diplôme aussi élevé (phénomène de « surqualification », signe par conséquent d'un mauvais appariement sur le marché du travail).

Dans les deux cas – accroissement des qualifications requises ou sous-utilisation des diplômés – les perspectives d'embauche des actifs les moins diplômés s'amenuisent ; dans le premier cas, parce que leur niveau de formation n'atteint pas le minimum requis sur le marché ; dans le second cas, parce qu'ils sont évincés des postes pour lesquels ils ont de réelles capacités, par des actifs mieux formés qu'eux. Les données des Tableau 24 et Tableau 25 confirment cette détérioration de la position des actifs les moins diplômés.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 24 : Taux de chômage selon la catégorie socioprofessionnelle et le dernier diplôme obtenu

CSP de l'emploi occupé ou du dernier emploi	Sous-diplômés			Diplômés au niveau de référence			Sur-diplômés		
	1982	2000	Rapport	1982	2000	Rapport	1982	2000	Rapport
1.2. Indépendants	1,0%	3,4%	*3,44*	0,7%	2,1%	*2,78*	1,4%	2,0%	*1,44*
3. Cadres et pr. int. sup.	2,3%	4,6%	*2,01*	1,8%	1,9%	*1,09*	-	-	-
4. Professions interméd.	4,4%	5,8%	*1,30*	2,7%	3,5%	*1,28*	3,3%	6,3%	*1,89*
5.Employés	8,1%	13,8%	*1,70*	7,7%	8,8%	*1,15*	7,5%	8,0%	*1,07*
6.Ouvriers	9,9%	13,6%	*1,37*	6,6%	7,7%	*1,16*	8,8%	9,2%	*1,04*

Source : enquêtes Emploi de 1982 et 2000

Le Tableau 24 donne le taux de chômage des actifs selon leur catégorie socioprofessionnelle et selon qu'ils détiennent un diplôme inférieur, égal ou supérieur au niveau de référence en avril-mai 1982 et en janvier 2000. Toutes les catégories d'actifs ont vu leur taux d'exposition au chômage augmenter entre ces deux dates. Les sous-diplômés subissent les plus fortes hausses. Les professions intermédiaires font cependant exception : pour cette catégorie socioprofessionnelle, le taux de chômage des sur-diplômés a été multiplié par 1.89 contre 1.30 pour les sous-diplômés et 1.28 pour les autres. Il est probable que cette situation soit en rapport avec les difficultés (signalées précédemment) des diplômés de l'enseignement supérieur à trouver un emploi dans cette catégorie socioprofessionnelle.

Tableau 25 : Taux de chômage des sous-diplômés et des sur-diplômés rapportés au taux de chômage des actifs ayant un diplôme de référence

CSP de l'emploi occupé ou du dernier emploi	Sous-diplômés		Sur-diplômés	
	1982	2000	1982	2000
1.2. Indépendants	1,3	1,6	1,9	1,0
3. Cadres et professions int. sup.	1,3	2,4	-	-
4. Professions intermédiaires	1,6	1,7	1,2	1,8
5.Employés	1,1	1,6	1,0	0,9
6.Ouvriers	1,5	1,8	1,3	1,2

Source : enquêtes Emploi de 1982 et 2000

Ainsi que nous l'avions anticipé, quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle dont ils sont issus, les actifs sous-diplômés éprouvent plus de difficultés à retrouver ou à conserver

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

leur emploi que ceux qui sont titulaires d'un diplôme de référence (Tableau 25). Ces difficultés sont plus importantes en 2000 qu'en 1982 au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle. Fait plus surprenant, les sur-diplômés ne s'avèrent pas forcément moins exposés au chômage que ceux qui ont la formation requise ; en 1982, quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle considérée, les premiers sont autant sinon plus touchés par le chômage que les seconds. Entre 1982 et 2000, tous les sur-diplômés n'ont pas connu la même évolution. Pour les indépendants, le taux de chômage des sur-diplômés s'est rapproché de celui des titulaires d'un diplôme de référence (BEP ou CAP). Pour les employés sur-diplômés, la tendance s'est inversée puisqu'ils ont désormais un taux de chômage plus faible que ceux qui ont un diplôme de référence (BEP ou CAP). Pour les ouvriers, la vulnérabilité relative des sur-diplômés a baissé, alors qu'elle augmente pour les professions intermédiaires.

L'absence de relation négative entre taux de chômage et niveau de formation a déjà été observée par Dolado, Felgueroso et Jimeno (2000) pour les actifs ayant entre 20 et 29 ans en Espagne, au cours des années 90. Pour ces auteurs, la hausse simultanée du chômage des peu diplômés et des très diplômés reste cohérente avec un phénomène de surqualification ou de progrès technique biaisé, et s'expliquerait par la création insuffisante d'emplois qualifiés au regard de l'offre des travailleurs hautement formés. Notons également que le fait d'être sur-diplômé peut cacher un manque de capital humain spécifique dû à un manque d'expérience ou à une interruption de carrière et va de pair avec un taux de rotation élevé. Forgeot et Gautié (1997) montrent que les sur-diplômés ont moins d'expérience professionnelle que ceux qui ont un emploi adapté à leur formation et occupent plus souvent un emploi atypique (CDD, intérim ou temps partiels subis). Groot et Maassen van den Brink (1996) montrent que les actifs qui ont interrompu leur carrière (par exemple, pour élever leurs enfants) se dirigent plus volontiers vers des emplois pour lesquels ils sont (*a priori*) sur-diplômés.

3.3. Mobilité professionnelle

L'enquête Formation Qualification Professionnelle (FQP) et l'enquête Emploi permettent deux types de mesure de la mobilité professionnelle. La première enquête saisit la situation des personnes en emploi au moment de l'enquête et cinq ans auparavant, ce qui permet de mesurer les changements d'emploi sur cinq ans. La seconde enquête permet de comparer la nature de l'emploi recherché avec l'emploi perdu ou occupé selon que les

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

personnes sont au chômage ou en emploi au moment de l'enquête. Nous considèrerons successivement ces deux approches. Il faut souligner que l'une et l'autre donnent une perspective de moyen terme ou de court terme, alors que les corrélations entre emploi et population active par catégories socioprofessionnelles examinées antérieurement donnaient plutôt une perspective de longue période.

3.3.1. Changements d'emploi

Le Tableau 26 indique l'intensité des changements d'emploi intercatégoriels sur cinq ans. Ces données proviennent des enquêtes FQP de 1970, 1977, 1985 et 1993 (la dernière en date). De 1988 à 1993, au niveau le plus agrégé de la nomenclature (PCS en cinq postes[48]), 14% des actifs occupés ont changé de catégorie. Ce pourcentage est supérieur à celui des enquêtes précédentes. La mobilité des femmes est toujours inférieure à celle des hommes.

Tableau 26 : Mobilité intercatégorielle des actifs occupés à cinq ans d'intervalle (PCS en cinq postes) en %

Année de l'enquête	Hommes	Femmes	**Ensemble**
1970	13,1	12,4	**12,9**
1977	12,9	10,9	**12,2**
1985	11,3	8,6	**10,3**
1993	14,6	13,3	**14,0**

Lecture : 13,1% des hommes ont changé de catégorie socioprofessionnelle entre 1965 et 1970
Champ : actifs occupés lors de l'enquête et 5 ans auparavant, résidant sur le territoire
Source : enquêtes FQP

Afin de mettre en évidence les spécificités de chaque catégorie socioprofessionnelle, en termes de propension à accueillir des actifs en provenance d'une autre catégorie socioprofessionnelle ou à voir partir ses actifs vers une autre catégorie socioprofessionnelle, nous utilisons des indices d'intensité relative. Ces indices comparent l'intensité des entrées dans (ou des départs de) la catégorie socioprofessionnelle à cette même intensité calculée au niveau des cinq catégories socioprofessionnelles. Un indice égal à 1 signifie que la catégorie

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

socioprofessionnelle a la même propension à embaucher (ou voir partir) des actifs que l'ensemble des catégories socioprofessionnelles. Il est inférieur à 1 si cette propension est moindre, et compris entre 0 et 1 si elle est supérieure (cf. Tableau 27). L'intensité relative de la mobilité propre à chaque catégorie socioprofessionnelle (en dernière colonne) correspond à la moyenne des deux indices précédents.

Tableau 27 : Intensité relative des entrées, des sorties et de la mobilité des sept catégories socioprofessionnelles

		Intensité relative des entrées	Intensité relative des sorties	Intensité relative de la mobilité
Indépendants	1970	0.72	0.73	0.73
	1977	0.88	0.66	0.77
	1985	1.30	0.61	0.95
	1993	1.42	0.71	1.06
Cadres, professions intellectuelles supérieures	1970	1.83	0.54	1.19
	1977	1.71	0.59	1.15
	1985	1.54	0.50	1.02
	1993	1.43	0.62	1.02
Professions intermédiaires	1970	2.03	1.05	1.54
	1977	1.76	1.00	1.38
	1985	1.59	1.18	1.39
	1993	1.49	1.05	1.27
Employés	1970	1.20	1.48	1.34
	1977	1.13	1.32	1.22
	1985	0.93	1.16	1.04
	1993	0.80	1.16	0.98
Ouvriers	1970	0.64	0.98	0.81
	1977	0.51	1.07	0.79
	1985	0.40	1.11	0.75
	1993	0.45	1.10	0.78

Lecture : une catégorie socioprofessionnelle ayant un indice supérieur à 1 a une intensité plus forte que la moyenne des catégories socioprofessionnelles.
Champ : actifs occupés lors de l'enquête et 5 ans auparavant, résidant sur le territoire
Source : enquêtes FQP

L'intensité des mouvements d'entrées et de sorties est assez variable d'une catégorie socioprofessionnelle à une autre. Ainsi, le groupe des professions intermédiaires entretient des échanges intenses et bilatéraux avec les autres groupes. Viennent ensuite deux groupes assez ouverts : les cadres et professions intellectuelles supérieures et les employés. Chez les cadres

[48] Ces cinq postes sont ceux du Tableau 27.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

et professions intellectuelles supérieures, ce sont les entrées en provenance d'autres catégories qui sont particulièrement intenses, alors que chez les employés, ce sont les débouchés vers d'autres catégories qui sont prépondérants. Enfin, les indépendants et les ouvriers constituent deux groupes relativement fermés ; les indépendants, parce qu'ils ont une faible propension à changer de catégorie, les ouvriers, parce qu'ils ont une faible propension à accueillir des actifs en provenance d'une autre catégorie.

Pour mesurer la fréquence des passages entre les divers couples de catégories socioprofessionnelles, nous utilisons une table des destinées qui rapporte le flux d'actifs occupés passés d'une catégorie vers une autre sur une période de cinq ans, au nombre d'actifs occupés dans la catégorie de départ en début de période. Le Graphique 41 illustre les principales destinées des actifs occupés entre 1965 et 1970 et entre 1988 et 1993. Le Tableau 28 donne le détail des taux utilisés, ainsi que ceux calculés à partir des enquêtes FQP intermédiaires de 1977 et 1985. Graphique et tableau suggèrent les commentaires suivants.

- La proportion d'actifs restés dans la même catégorie est légèrement plus élevée chez les indépendants et chez les cadres et professions intellectuelles supérieures.

- Si l'on place sur une échelle des qualifications les cadres et professions intellectuelles supérieures en haut, suivis, en ordre de qualification décroissante, des professions intermédiaires, des employés et des ouvriers, on observe que les principaux flux de promotion (flux ascendants) ont vu leur fréquence augmenter entre l'enquête de 1970 et celle de 1993. Sur la même période, la fréquence des déqualifications (flux descendants) a augmenté pour les cadres et professions intellectuelles supérieures et diminué pour les professions intermédiaires et les employés.

- Les flux de promotion et de déqualification sont plus importants entre catégories voisines.

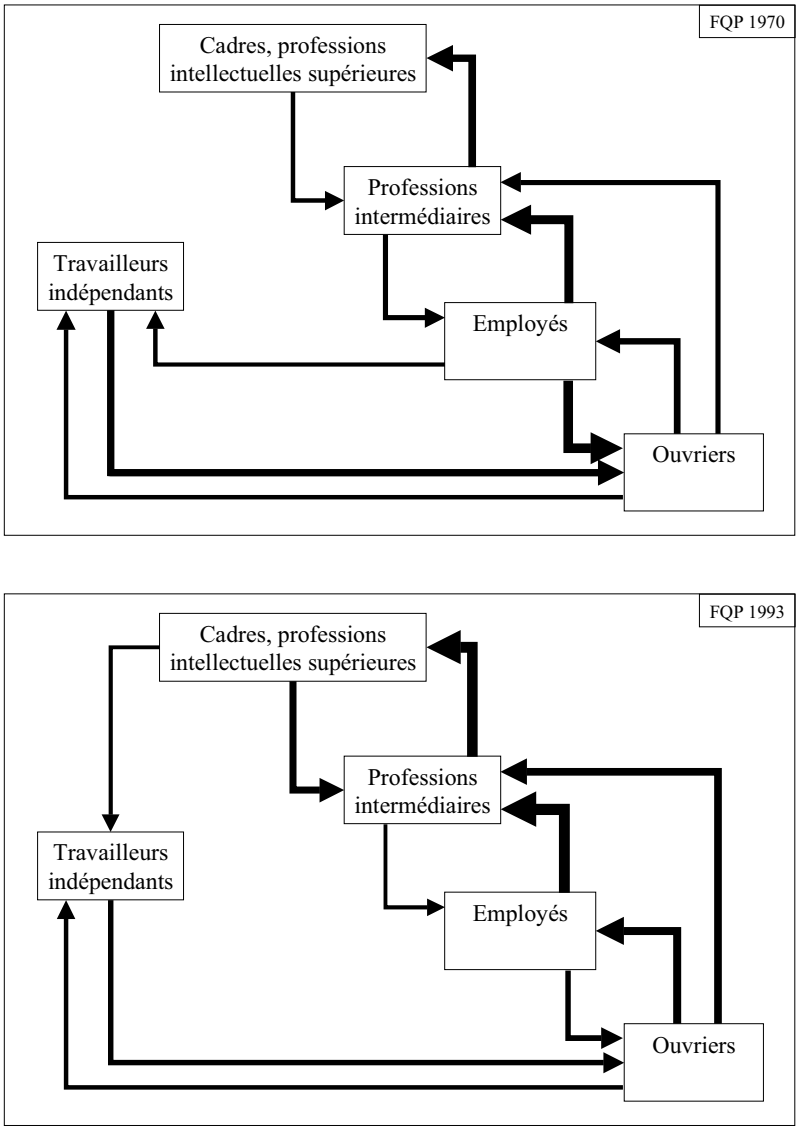
- Entre 1965 et 1970, une proportion significative d'ouvriers et d'employés devenaient travailleurs indépendants ; entre 1988 et 1993, une proportion notable d'ouvriers et désormais de cadres et professions intellectuelles supérieures se sont mis à leur compte. Ce fait nouveau, la proportion croissante de cadres et professions intellectuelles supérieures devenus travailleurs indépendants est cohérent avec la proportion croissante

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

de sur-diplômés parmi les indépendants en situation d'emploi que nous avons observée au §3.1 entre 1982 et 2000.

Graphique 41 : Carte de la mobilité professionnelle des actifs occupés entre 1965 et 1970 et entre 1988 et 1993



Lecture : seuls les mouvements obtenant un taux supérieur à 3% au Tableau 28 sont répertoriés ; l'épaisseur de chaque flèche est proportionnelle à la valeur du taux de destinée.
Champ : actifs occupés lors de l'enquête et 5 ans auparavant, résidant sur le territoire
Source : enquêtes FQP de 1970 et 1993

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 28 : Mobilité professionnelle des actifs occupés : table des destinées

CSP en année t-5	Année t	Catégorie socioprofessionnelle en année t					Total
		Indépendant	Cadre, profession intellectuelle supérieure	Profession intermédiaire	Employé	Ouvrier	
Indépendant	1970	90.6	0.5	0.8	2.5	5.6	100
	1977	91.9	0.8	0.7	2.6	4.0	100
	1985	93.8	0.3	1.3	2.1	2.5	100
	1993	90.1	1.0	2.1	2.8	4.0	100
Cadre, profession intellectuelle supérieure	1970	2.0	93.0	3.5	1.1	0.4	100
	1977	1.6	92.8	4.0	1.1	0.4	100
	1985	2.9	94.8	1.8	0.4	0.1	100
	1993	3.0	91.4	5.1	0.4	0.1	100
Profession intermédiaire	1970	2.2	5.7	86.5	3.7	2.0	100
	1977	2.1	5.6	87.9	3.0	1.4	100
	1985	2.5	5.9	87.9	2.7	1.1	100
	1993	2.3	8.0	85.2	3.0	1.5	100
Employé	1970	3.2	1.7	6.8	80.9	7.4	100
	1977	2.5	1.7	6.3	83.9	5.6	100
	1985	2.1	0.7	6.3	88.1	2.7	100
	1993	2.2	1.5	8.4	83.7	4.2	100
Ouvrier	1970	3.5	0.3	3.9	5.0	87.4	100
	1977	2.9	0.3	4.3	5.4	87.0	100
	1985	3.0	0.1	3.9	4.4	88.6	100
	1993	3.3	0.3	5.7	6.1	84.6	100

Lecture : sur 100 actifs occupés en 1970 et qui étaient ouvriers en 1965, 5.0 étaient devenus employés en 1970
Champ : actifs occupés lors de l'enquête et 5 ans auparavant, résidant sur le territoire
Source : enquêtes FQP

Tableau 29 : Proportion d'actifs recrutés dans une catégorie socioprofessionnelle supérieure (en %)

Année de l'enquête	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers
1970	1,3	2,7	4,7
1977	1,7	2,6	4,4
1985	0,8	2,3	3,0
1993	2,6	3,0	5,2

Lecture : sur 100 actifs exerçant une profession intermédiaire en 1970, 1.3 occupait un emploi dans une catégorie plus qualifiée (en l'occurrence : cadres et professions intellectuelles supérieures) en 1965.
Champ : actifs occupés lors de l'enquête et 5 ans auparavant, résidant sur le territoire
Source : enquêtes FQP

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Le Tableau 29 donne le pourcentage d'actifs qui cinq ans avant l'enquête travaillaient dans une catégorie supérieure. Ce tableau donne un aperçu de la concurrence que les travailleurs plus qualifiés exercent sur les travailleurs moins qualifiés. Les cadres et professions intellectuelles supérieures sont naturellement exclus du tableau puisque situés en haut de l'échelle des qualifications.

On notera deux faits marquants :

- La concurrence n'a jamais été aussi élevée que lors de l'enquête de 1993, quelle que soit la catégorie concernée : professions intermédiaires, employés ou ouvriers.

- La concurrence est d'autant plus forte que la catégorie est peu qualifiée : le taux d'actifs surqualifiés parmi les ouvriers dépasse celui des employés, lequel dépasse celui des professions intermédiaires.

3.3.2. Emploi perdu et emploi recherché

Comparativement à la mobilité professionnelle effective des actifs occupés (Tableau 26), celle recherchée des chômeurs (Tableau 30) est plus forte. Toutes catégories confondues, la mobilité professionnelle des chômeurs des années 90 dépasse clairement celle des années 80.

Tableau 30 : Proportion de chômeurs recherchant un emploi dans une PCS autre que celle de l'emploi perdu (PCS en cinq postes) en %

1982	1988	1994	2000
19,3	19,7	28,8	31,1

Champ : chômeurs ayant déjà travaillé et ayant précisé la PCS de l'emploi recherché
Source : enquêtes Emploi

Le Tableau 31 classe la population déclarant être au chômage par catégorie d'emploi perdu et recherché. Les chiffres sont exprimés en pour cent, de sorte que le total de chaque ligne égale 100.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 31 : Population déclarant être au chômage selon la catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi et celle de l'emploi recherché, en % de la première

			PCS de l'emploi recherché					
			Indépendants	Cadres et professions intellectuelles supérieures	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers	Total
PCS du dernier emploi	Indépendants	1982	17.7	1.4	11.0	37.4	32.5	100
		1988	10.7	4.7	11.2	29.8	43.7	100
		1994	10.2	5.2	23.7	32.5	28.5	100
		2000	10.5	2.5	18.8	35.7	32.5	100
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	1982	2.1	72.1	18.7	4.9	2.2	100
		1988	0.8	81.5	7.9	4.6	5.2	100
		1994	3.6	51.3	26.0	15.7	3.4	100
		2000	1.0	54.7	22.5	16.7	5.1	100
	Professions intermédiaires	1982	1.6	2.5	67.3	20.9	7.7	100
		1988	2.1	3.2	70.4	18.1	6.2	100
		1994	3.0	5.9	56.9	24.7	9.5	100
		2000	1.6	7.5	58.8	23.2	8.9	100
	Employés	1982	0.8	0.6	4.4	88.3	6.0	100
		1988	0.7	0.5	3.5	87.7	7.6	100
		1994	0.4	1.3	8.6	78.5	11.1	100
		2000	0.9	1.7	8.5	78.4	10.5	100
	Ouvriers	1982	0.6	0.3	2.5	14.7	81.8	100
		1988	0.9	0.2	2.7	16.1	80.1	100
		1994	1.2	0.4	5.1	16.3	77.0	100
		2000	1.4	0.7	6.0	23.0	68.9	100
	Chômeurs n'ayant jamais travaillé	1982	0.4	1.2	7.5	58.6	32.4	100
		1988	0.4	3.2	9.3	59.9	27.2	100
		1994	0.4	4.8	17.9	50.4	26.5	100
		2000	0.2	5.6	18.4	51.8	23.9	100
Population sans emploi à la recherche d'un emploi		1982	1.1	2.5	10.8	44.7	40.8	100
		1988	1.2	3.2	10.3	45.7	39.6	100
		1994	1.5	5.0	15.9	42.7	34.9	100
		2000	1.4	5.3	15.6	46.0	31.7	100

Champ : chômeurs ayant précisé la PCS de l'emploi recherché
Source : enquêtes Emploi

Ce tableau suggère les commentaires suivants :

- Hormis le cas très particulier des travailleurs indépendants (agriculteurs exploitants, artisans, commerçants et chefs d'entreprise) à la recherche d'un emploi salarié, la mobilité intercatégorielle désirée par les chômeurs restait limitée dans les années 80 – la proportion de personnes recherchant un emploi dans une catégorie socioprofessionnelle autre que leur catégorie d'origine ne dépassant guère les 20%. Cette proportion a sensiblement

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

progressé dans les années 90, quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi.

- Parmi les actifs au chômage, les employés et ouvriers présentent la mobilité la plus faible.

- Les cadres et professions intellectuelles supérieures et les professions intermédiaires au chômage sont de plus en plus nombreux à accepter une mobilité vers le bas (des cadres et professions intellectuelles supérieures vers les professions intermédiaires ou vers les employés ; des professions intermédiaires vers les employés ou vers les ouvriers).

- Les deux tiers des travailleurs indépendants au chômage recherchent un emploi d'employé ou d'ouvrier.

3.3.3. Emploi occupé et emploi recherché

La proportion d'actifs occupés déclarant rechercher un emploi est en progrès. Elle est passée de 3.3% en 1982 à 5.5% en 2000. Cette progression est probablement liée au développement des emplois précaires (temps partiels contraints, contrats à durée déterminée, intérims, etc.).

Tableau 32 : Proportion d'actifs occupés recherchant un emploi en %

1982	1988	1994	2000
3,3	4,9	4,9	5,5

Champ : actifs occupant un emploi
Source : enquêtes Emploi

Le Tableau 33 classe la population active occupée à la recherche d'un autre emploi par catégorie d'emploi occupé et recherché. Les chiffres sont exprimés en pour cent, de sorte que le total de chaque ligne égale 100.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Tableau 33 : Population occupée déclarant rechercher un emploi selon la catégorie socioprofessionnelle de l'emploi occupé et celle de l'emploi recherché, en % de la première

			PCS de l'emploi recherché					
			Indépendants	Cadres et professions intellectuelles supérieures	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers	Total
PCS de l'emploi occupé	Indépendants	1982	16.0	1.1	17.1	25.9	39.9	100
		1988	15.1	5.4	14.5	34.6	30.5	100
		1994	20.6	3.0	10.6	43.9	22.0	100
		2000	17.3	7.2	15.0	37.0	23.4	100
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	1982	0.6	81.5	15.3	1.2	1.3	100
		1988	2.5	83.2	10.8	2.0	1.5	100
		1994	0.7	61.0	25.1	9.8	3.3	100
		2000	1.4	66.8	23.3	7.8	0.7	100
	Professions intermédiaires	1982	2.8	7.0	71.7	12.0	6.5	100
		1988	3.8	7.4	73.5	12.7	2.7	100
		1994	1.5	8.3	63.4	19.1	7.7	100
		2000	1.1	6.7	64.7	20.4	7.1	100
	Employés	1982	0.8	1.7	9.2	79.4	8.8	100
		1988	1.8	1.3	8.2	80.4	8.3	100
		1994	1.0	2.2	11.1	76.2	9.5	100
		2000	0.7	3.7	12.3	74.1	9.2	100
	Ouvriers	1982	1.0	0.5	5.4	22.5	70.6	100
		1988	2.3	0.4	6.1	19.1	72.1	100
		1994	2.0	0.6	8.1	24.0	65.4	100
		2000	1.7	1.1	8.4	22.6	66.1	100
Population occupée à la recherche d'un autre emploi		1982	1.8	7.7	18.7	38.7	33.2	100
		1988	2.8	9.0	19.7	40.5	28.0	100
		1994	1.8	7.9	19.4	43.5	27.3	100
		2000	1.4	8.9	20.8	40.3	28.5	100

Champ : actifs occupés ayant précisé la PCS de l'emploi recherché
Source : enquêtes Emploi

L'examen du Tableau 33 montre que :

- La mobilité intercatégorielle recherchée par les actifs occupés (hors travailleurs indépendants) a sensiblement progressé dans les années 90, quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle de l'emploi occupé.

- Comparativement au Tableau 31, les cadres et professions intellectuelles supérieures et les professions intermédiaires sont moins mobiles lorsqu'ils sont occupés que lorsqu'ils sont au chômage. Et inversement pour les employés et les ouvriers : ils sont plus mobiles lorsqu'ils sont occupés.

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

- Bien qu'occupés, les cadres et professions intellectuelles supérieures et les professions intermédiaires sont de plus en plus nombreux à rechercher une mobilité vers le bas (des cadres et professions intellectuelles supérieures vers les professions intermédiaires ou vers les employés ; des professions intermédiaires vers les employés ou vers les ouvriers).

- Les actifs qui exercent un emploi d'employé ou d'ouvrier recherchent de plus en plus une mobilité ascendante (vers les professions intermédiaires ou vers les cadres et professions intellectuelles supérieures).

- Les deux tiers des travailleurs indépendants occupés recherchent un emploi d'employé ou d'ouvrier.

Au terme de cette analyse de la mobilité professionnelle, il apparaît que le phénomène de surqualification est un phénomène bien présent dans les années 90. D'après les enquêtes FQP de 1970 et 1977, ce phénomène n'est peut être pas aussi nouveau qu'on pourrait le croire. Ce phénomène s'est traduit par une proportion croissante d'actifs occupant ou recherchant un emploi dont le niveau de qualification est inférieur à celui du poste qu'ils occupent ou ont occupé. De façon assez logique, il s'est traduit aussi par une proportion croissante d'actifs promus ou en quête de promotion, soit parce que la déqualification sert de marche-pied vers un emploi plus qualifié, soit parce qu'elle est acceptée « en attendant mieux ».

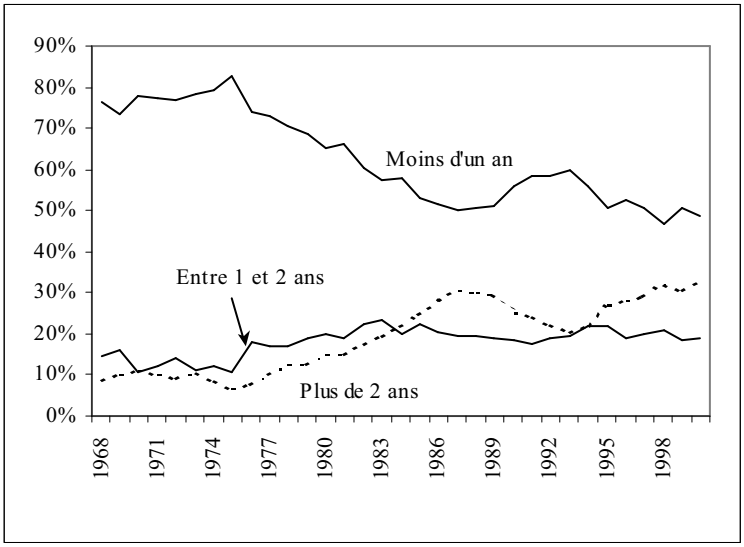
3.4. Ancienneté de recherche

Si on considère, sans distinction de catégories socioprofessionnelles (Graphique 42), l'ensemble des chômeurs qui recherchent un emploi, on observe de 1976 à 2000 une augmentation sensible de la proportion de chômeurs de très longue durée (ancienneté supérieure à deux ans), qui passe de 7 à 33%, compensée par une réduction de la proportion de chômeurs d'ancienneté inférieure à un an (de 83 à 48%), alors que la proportion de chômeurs d'ancienneté intermédiaire (entre un et deux ans) croît comparativement peu (de 10 à 20%).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

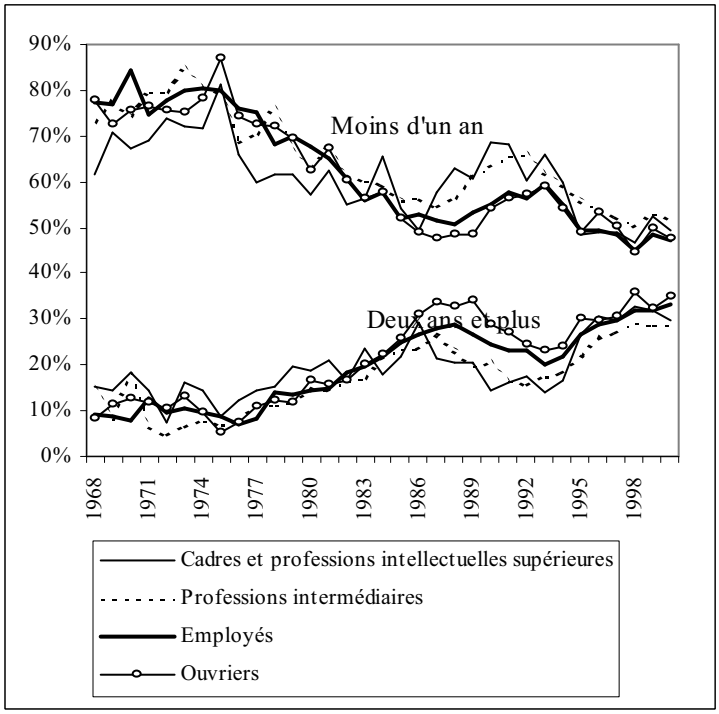
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 42 : Décomposition du chômage par ancienneté de recherche



Champ : population déclarant être au chômage et rechercher un emploi
Source : enquêtes Emploi

Graphique 43 : Décomposition du chômage des quatre grandes catégorie socioprofessionnelle par ancienneté de recherche



Champ : population déclarant être au chômage et rechercher un emploi
Source : enquêtes Emploi

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

On retrouve approximativement les mêmes proportions et les mêmes évolutions au sein des quatre principales catégories socioprofessionnelles, ainsi que l'illustre le Graphique 43. Ces évolutions (accroissement de la proportion de chômeurs d'ancienneté supérieure à deux ans au détriment de la proportion de chômeurs d'ancienneté inférieure à un an) sont néanmoins plus marquées chez les employés et les ouvriers que chez les cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires.

4. CONCLUSION

Le but de ce chapitre était d'étudier les ressemblances et différences entre les quatre grandes catégories socioprofessionnelles que distinguent les enquêtes Emploi effectuées par l'INSEE (respectivement cadres et professions intellectuelles supérieures, professions intermédiaires, employés, ouvriers). La comparaison portait sur les effectifs en emploi et en chômage, le niveau d'études, les salaires, la mobilité entre catégories socioprofessionnelles et l'ancienneté de chômage. Elle couvre la période 1962-2000. On a considéré également les catégories agriculteurs et artisans et commerçants, bien que leur comportement sur le marché du travail soit sensiblement différent. Les principales conclusions peuvent être résumées comme suit :

- L'*emploi* des cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires augmente fortement au cours des 40 dernières années. La part de l'emploi total fait plus que tripler (de 4 à 14%) pour les premiers. Elle double (de 10 à 21%) pour les seconds. L'emploi ouvrier est stable jusqu'en 1980 ; il chute considérablement par la suite. Cette évolution est en partie compensée par la hausse progressive du nombre d'employés. La proportion d'ouvriers et d'employés dans l'emploi total reste finalement assez stable, entre 54 et 60% selon les années. La proportion des travailleurs indépendants diminue bien sûr fortement (de 27 à 9%).

- Le taux de *chômage* augmente fortement dans toutes les catégories socioprofessionnelles, de sorte que la part de chaque catégorie dans le chômage total demeure étonnamment stable. Il y a néanmoins un contraste très fort entre cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires d'une part, employés et ouvriers d'autre part. Les

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

premiers avaient en 1999 un taux de chômage nettement inférieur à la moyenne (4-6%), les seconds un taux nettement supérieur (13-14%).

- À partir de la fin des années 70, on observe dans toutes les catégories socio-professionnelles un fort ralentissement du taux de croissance des *salaires réels* nets. Le ralentissement est particulièrement marqué pour les cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires. De 1978 à 1998, le pouvoir d'achat des cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires a diminué respectivement de 21 et 10%, celui des employés et ouvriers a augmenté respectivement de 3 et 5%. Le salaire des cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires est corrélé avec la conjoncture, celui des employés et ouvriers l'est davantage avec le salaire minimum.

- Le contraste est également très fort en termes de *formation*. La proportion de personnes détenant au moins un baccalauréat ou un brevet professionnel va en décroissant des cadres et professions intellectuelles supérieures (87% des actifs occupés en 2000) aux ouvriers (9%) en passant par les professions intermédiaires (66%) et les employés (29%). Elle est, au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle, nettement plus faible pour les personnes sans emploi à la recherche d'un emploi.

- La *mobilité à court et à moyen terme* entre les différentes catégories socioprofessionnelles reste limitée mais a progressé au cours des années 90 avec la montée des déqualifications. Dans la première moitié des années 90, près de 86% des personnes qui occupaient déjà un emploi cinq ans plus tôt, demeurent dans la même catégorie socioprofessionnelle, 71% des personnes ayant perdu leur emploi déclarent en rechercher un dans la catégorie socioprofessionnelle de l'emploi perdu et 68% des personnes occupant un emploi mais en recherchant un autre, déclarent en rechercher un dans la catégorie socioprofessionnelle de l'emploi occupé. Parmi les actifs qui occupaient déjà un emploi cinq ans plus tôt, les cadres et professions intellectuelles supérieures présentent la mobilité la plus faible. Parmi les actifs (occupés ou non) à la recherche d'un emploi, les employés sont les moins mobiles.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

- La *mobilité à long terme* semble en revanche beaucoup plus importante, ainsi qu'en témoigne la forte corrélation en longue période entre taux de croissance de l'emploi et taux de croissance de la population active de chaque catégorie socioprofessionnelle, ce qui suggère que la mobilité se réalise principalement via le renouvellement des générations.

- La *concurrence* que les travailleurs qualifiés exercent sur les travailleurs moins qualifiés atteint son maximum au sein des catégories employés et ouvriers.

- La proportion de *chômage de longue durée* augmente dans toutes les catégories, mais de façon un peu plus marquée parmi les employés et ouvriers.

De ces observations émerge l'image d'un marché du travail divisé en deux segments. L'un réservé aux cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires. L'autre attribué aux employés et ouvriers. Cette dichotomie peut d'abord se justifier par le niveau de formation (mesuré en pourcentage de bacheliers) élevé du premier groupe et nettement inférieur du second. Le premier groupe (celui des *qualifiés*) a un taux de chômage nettement inférieur et un salaire réel moyen nettement supérieur au second groupe (celui des *peu qualifiés*). Le premier groupe se caractérise également par un taux de croissance de l'emploi plus élevé, un taux de croissance des salaires réels plus faible et une proportion d'actifs surqualifiés plus faible. Bien que sur d'autres critères (part de la catégorie socioprofessionnelle dans le chômage total, mobilité professionnelle, ancienneté de chômage) la scission entre ces deux groupes soit moins nette qu'on pourrait l'imaginer *a priori*, le niveau de formation semble bien constituer une importante ligne de segmentation sur le marché du travail, ligne de segmentation dont les mécanismes et les conséquences restent à explorer.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

RÉFÉRENCES

ALBRECHT James, VROMAN Susan (2002), "A matching Model with endogenous Skill Requirements", *International Economic Review*, n° 89, pp. 283-305.

ATKINSON Tony., GLAUDE Michel, OLIER Lucile, PIKETTY Thomas (2001), *Les inégalités économiques*, La Documentation Française.

BERMAN Eli, BOUND John, MACHIN Stephen (1998), "Implications of skill-biased technological change : international evidence", *Quarterly Journal of Economics*, n° 113, pp. 1245-1279.

BISAULT Laurent, DESTIVAL Vincent, GOUX Dominique (1994), "Emploi et chômage des “non qualifiés” en France", *Économie et Statistique*, n° 273, pp. 17-27.

CHAPOULIE Simone (2000), "Une nouvelle carte de la mobilité professionnelle", *Économie et Statistique*, n° 331, pp. 25-45.

CHOFFEL Philippe, ECHARDOUR Annick, KRAMARZ Francis (1988), "L’évolution récente des professions dans l’industrie, le commerce et les services", *Économie et Statistique*, n° 213.

DESROSIERES Alain, THEVENOT Laurent (1996), *Les catégories socioprofessionnelles*, collection « Repères », Edition La Découverte.

DOLADO Juan J., FELGUEROSO Florentino, JIMENO Juan F. (2000), "Explaining Youth Labor Market Problems in Spain : Crowding-Out, Institutions, or Technology Shifts?", FEDEA, Document de travail.

ECHARDOUR Annick, MAURIN Eric (1992), "La gestion de la main-d’œuvre par les entreprises", *INSEE Première* n° 179.

FORGEOT Gérard, GAUTIÉ Jérôme (1997), "Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement", *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 53-74.

GAUTIER Pieter A., VAN DEN BERG Gerard J., VAN OURS Jan C., RIDDER Geert (2002), "Worker turnover at the firm level and crowding out of lower educated workers", *European Economic Review*, n° 46, pp. 523-538.

GROOT Wim, MAASSEN VAN DEN BRINK Henriëtte (1996), "Allocation and the returns to overeducation in the United Kingdom", *Discussion Paper TI 3-95-205, Tinbergen Institute, Amsterdam/Rotterdam.*.

LOLLIVIER Stéfan (1989), "Les salaires par qualification", *Économie et Statistique*, n° 221, pp. 23-32.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

MAILLARD Bénédicte, SNEESSENS Henri (1994), « Caractéristiques de l'emploi et du chômage par PCS : France, 1962-1989 », *Économie et Prévision* n° 113-114, pp. 113-126.

SEYS Baudouin (1984), " De l'ancien code à la nouvelle nomenclature des catégories socioprofessionnelles", *Économie et Statistique*, n° 171-172, pp. 159-166.

WOOD Adrian (1998), " Globalization and the Rise of Labour Market Inequalities", *Economic Journal*, n° 108, pp. 1463-1482.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 9

SOURCES STATISTIQUES

- Les catégories socioprofessionnelles et leur repérage dans les enquêtes, *Archives et Documents,* n° 38, décembre 1981.

- Structures de la population active : résultats des enquêtes sur l'emploi 1962-1967", *Collections de l'INSEE,* série Démographie et Emploi, D.7, juin 1970.

- Enquêtes sur l'emploi de 1968 à 1975, séries redressées, *Collections de l'INSEE,* D68.

- Enquêtes sur l'emploi, résultats détaillés de 1975 à 1981, et de 1984 à 1988, *Collections de l'INSEE,* série Démographie et Emploi, n° D53, D57, D61, D70, D76, D87, D105, D107, D114, D122, D128.

- Enquêtes sur l'emploi de 1982-83, résultats redressés, *Archives et Documents,* n° 120.

- Enquêtes sur l'emploi de 1989, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 28-29, série Emploi-Revenus n° 6-7, octobre 1989.

- Enquêtes sur l'emploi de 1990 et 1991, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 222-223, série Emploi-Revenus n° 40-41, décembre 1992.

- Enquêtes sur l'emploi de 1992, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 260-261, série Emploi-Revenus n° 46-47, août 1993.

- Enquêtes sur l'emploi de 1993, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 297-298, série Emploi-Revenus n° 59-60, février 1994.

- Enquêtes sur l'emploi de 1994, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 415-416, série Emploi-Revenus n° 92-93, septembre 1995.

- Enquêtes sur l'emploi de 1995, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 448-449, série Emploi-Revenus n° 101-102, février 1996.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

- Enquêtes sur l'emploi de 1996, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 492-493, série Emploi-Revenus n° 107-108, septembre 1996.

- Enquêtes sur l'emploi de 1997, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 567-568, série Emploi-Revenus n° 127-128, septembre 1997.

- Enquêtes sur l'emploi de 1998, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 141-142, série Emploi-Revenus n° 617-618, septembre 1998.

- Enquêtes sur l'emploi de 1999, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 662-663, série Emploi-Revenus n° 153-154, juillet 1999.

- Enquêtes sur l'emploi de 2000, résultats détaillés, *INSEE Résultats,* n° 708-709, série Emploi-Revenus n° 165-166, juillet 2000.

- Tableaux microfichés des enquêtes sur l'emploi de 1975 à 1989.

- Banque de données des enquêtes sur l'emploi de l'INSEE, transmise par le LASMAS – IdL, CNRS – UMR 8097. Séries 1968-1974, 1975-1981, 1982-1989, 1990-2000.

- Mobilité professionnelle, enquête formation qualification professionnelle de 1977, *Collections de l'INSEE,* D91, décembre 1982.

- Mobilité professionnelle, enquête formation qualification professionnelle de 1985, *Collections de l'INSEE,* D121, juillet 1987.

- Mobilité professionnelle et mobilité géographique, enquête sur la formation et la qualification professionnelle de 1993, *INSEE Résultats,* n° 349-350-351, série Emploi-Revenus n° 69-70-71, décembre 1994.

- Recensement de la population de 1999, *Tableaux références et analyses de l'exploitation principale*, INSEE, 4e trimestre 2000.

- *Annuaire rétrospectif de la France, séries longues 1948-1988,* Chapitre 3 : Salaires, INSEE, 1990.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

- Séries longues sur les salaires, *INSEE Résultats,* n° 735, série Emploi-Revenus n° 172, décembre 2000.

- Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1984, 1985, 1986, *Archives et Documents,* n° 249, 276.

- Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1987, 1988, 1989 et 1991, *INSEE Résultats,* n° 367-368-369, série Emploi-Revenus n° 76-77-78, février 1995.

- Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1992, *INSEE Résultats,* n° 426, série Emploi-Revenus n° 97, novembre 1995.

- Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1993, *INSEE Résultats,* n° 522, série Emploi-Revenus n° 118, janvier 1997.

- Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1994, *INSEE Résultats,* n° 574, série Emploi-Revenus n° 129, octobre 1997.

- Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1995, *INSEE Résultats,* n° 594, série Emploi-Revenus n° 132, janvier 1998.

- Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1996, *INSEE Résultats,* n° 615, série Emploi-Revenus n° 140, juillet 1998.

- Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1997, *INSEE Résultats,* n° 665, série Emploi-Revenus n° 155, juillet 1999.

- Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1998, *INSEE Résultats,* n° 727-728, série Emploi-Revenus n° 169-170, août 2000.

- Comptes et indicateurs économiques : rapport sur les comptes de la Nation 1990, *INSEE Résultats,* n° 140-141-142, série Économie générale n° 36-37-38, juin 1991.

- Annuaire statistique de la France, édition 2001, *INSEE*, mai 2001.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 10

NOMENCLATURE DES PROFESSIONS ET CATÉGORIES SOCIOPROFESSIONNELLES

A) Nomenclature de 1982

1. Agriculteurs exploitants

Cette catégorie comprend :

- les agriculteurs (chefs d'exploitation, coexploitants ou associés),
- les entrepreneurs de travaux agricoles à façon, les exploitants forestiers, les patrons-pêcheurs et aquaculteurs s'ils emploient moins de 10 salariés (dans le cas contraire, ils figurent en catégorie 2),
- les aides familiaux non salariés des agriculteurs et assimilés.

2. Artisans, commerçants et chefs d'entreprise de 10 salariés et plus

La catégorie des artisans comprend les chefs d'entreprise, salariés (gérants de SARL par exemple) ou non, employant de 0 à 9 salariés, leurs associés et aides familiaux non salariés, dans les domaines où le travail manuel est prépondérant (en dehors de l'agriculture).

La catégorie des commerçants et assimilés rassemble les chefs d'entreprise, salariés ou non, employant de 0 à 9 salariés, leurs associés et aides familiaux non salariés, exerçant leur activité dans le commerce.

La catégorie des chefs d'entreprise de 10 salariés et plus est constituée par l'ensemble des chefs d'entreprise, salariés (gérants de SARL, PDG, présidents et directeurs généraux de SA, administrateurs de société, présidents d'entreprise nationalisée) ou non, employant au moins 10 salariés, leurs associés et aides familiaux non salariés.

3. Cadres et professions intellectuelles supérieures

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Cette catégorie correspond aux actifs ayant une formation de niveau supérieur (grande école ou université) ou une expérience professionnelle équivalente. Cette définition très générale permet d'inclure dans le groupe :

- les professions libérales exigeant une instruction supérieure (les actifs exerçant à titre libéral une profession intermédiaire comme infirmier ou géomètre étant classés avec leurs confrères salariés en catégorie 4) et leurs aides familiaux non salariés;

- les cadres du public ou du privé (exclusion faite des gérants de SARL, PDG, etc. qui même s'ils se déclarent salariés sont classés en catégorie 2) et des "assimilés cadres" (personnes autorisées à cotiser à une caisse de retraite de cadres sans pour autant appartenir au collège "cadres");

- les professeurs et les professions scientifiques;

- les professions de l'information, des arts et des spectacles (essentiellement journalistes et artistes).

4. Professions intermédiaires

Sont classés dans cette catégorie des actifs dont le métier se situe entre l'encadrement (catégorie 3) et l'exécution (catégories 5 et 6) :

- les instituteurs et assimilés;

- les professions intermédiaires de la santé (infirmiers libéraux ou salariés, préparateurs en pharmacie, etc.) et du travail social (assistantes sociales, éducateurs spécialisés, etc);

- les prêtres et les religieux;

- les professions intermédiaires administratives et commerciales (contrôleurs des impôts, inspecteurs de police, comptables, secrétaires de direction non cadres, représentants, interprètes, etc.);

- les techniciens et dessinateurs;

- les contremaîtres et agents de maîtrise;

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

5. Employés

Cette catégorie ne comprend que des salariés du public ou du privé. En plus des employés (aides-soignants, dactylos, vendeurs…) et personnels de services directs aux particuliers (serveurs, concierges…), on y comptabilise, par convention, les actifs ayant un emploi et les chômeurs ayant déjà travaillé qui ont mal désigné leur profession.

6. Ouvriers

Cette catégorie ne comprend que des salariés du public ou du privé. D'une manière générale, les emplois d'ouvriers sont plus proches de la production que les emplois d'employés. Une distinction subsidiaire est faite entre :

- ouvriers qualifiés (OQ, chauffeurs),
- ouvriers non qualifiés (OS, manœuvres, apprentis),
- et ouvriers agricoles.

7. Retraités

8. Autres personnes sans activité professionnelle

Parmi les non retraités sans activité professionnelle, les chômeurs n'ayant jamais travaillé font l'objet d'une catégorie spéciale (catégorie 81).

B) Raccordement des séries d'emploi et de chômage

Période 1968 à 1981

L'ensemble des résultats des enquêtes Emploi étant publié dans l'ancienne nomenclature CSP (Catégories socioprofessionnelles), le passage à la nouvelle nomenclature s'effectue comme suit (il s'agit d'une correspondance approximative) :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

PCS	CSP (ancienne nomenclature)
1	0. Agriculteurs exploitants
2	2. Patrons de l'industrie et du commerce
3	3. Professions libérales et cadres supérieurs + 80. Artistes
4	4. Cadres moyens + 60. Contremaîtres + 81. Clergé
5	5. Employés + 82. Armée et police + 7. Personnel du service
6	6. Ouvriers - 60. Contremaîtres + 1. Salariés agricoles
81	9. Personnes n'ayant pas déclaré d'activité antérieure

Période 1962 à 1967

Le cas des chômeurs

Les résultats disponibles pour cette sous-période fournissent la répartition des personnes disponibles à la recherche d'emploi **salarié** suivant la catégorie socioprofessionnelle à un niveau agrégé, sans préciser le nombre de contremaîtres au chômage, ni le détail de la catégorie 8 ("autres catégories", ventilée en 80, 81 et 82 dans l'ancienne nomenclature). Cela est sans grandes conséquences dans la mesure où l'on admet assez facilement que :

- les personnes disponibles à la recherche d'un emploi **non salarié** se répartissent entre les différentes CSP dans les mêmes proportions entre 1962 et 1967 qu'en 1968.

- le chômage est quasiment nul pour les catégories 81 (clergé) et 82 (armée et police) ; par conséquent, les chômeurs classés en 8 sont pour la plupart des artistes (80) à la recherche d'un emploi.

- les contremaîtres (60) ont un taux de chômage nul ; les enquêtes Emploi publiées entre 1968 et 1974 font du reste la même hypothèse.

Les chômeurs ayant mal ou n'ayant pas déclaré leur profession forment avec les personnes recherchant un premier emploi la catégorie 9,"Personnes n'ayant pas déclaré d'activité antérieure".

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Le cas des actifs occupés

On connaît la répartition de la population ayant un emploi par catégories socioprofessionnelles et par statut ("non salariés", "salariés du secteur privé", "salariés du secteur public", "clergé et non déclarés") mais pas les effectifs relatifs aux catégories 60, 80, 81 et 82. Toutefois, sachant :

- que la catégorie 82. (armée et police) comprend essentiellement des salariés du secteur public ;

- et que les artistes (80) sont soit à leur compte, soit salariés du secteur privé ;

on en conclut qu'à l'intérieur de la catégorie 8, les salariés du public correspondent approximativement aux effectifs de la catégorie 82 alors que les non salariés et les salariés du privé correspondent approximativement aux artistes.

Faute de données sur les contremaîtres (60) et sur le clergé (81), on admet que leur poids dans la population active entre 1962 et 1967 reste stable et égal à celui observé en 1968 (respectivement 1,92% et 0,16%).

Les actifs occupés n'ayant pas ou ayant mal désigné leur profession (regroupés avec le clergé en catégorie 8) sont reclassés dans la catégorie "employés" (convention de l'ancienne nomenclature adoptée dans les recensements de 1968, 1975 et 1982 et semble-t-il dans les enquêtes Emploi de 1968 à 1981).

C) Raccordement des séries de salaires

Par rapport à la nomenclature officielle des PCS (celle à laquelle se réfèrent les enquêtes Emploi), la nomenclature utilisée pour l'exploitation des DADS présente la particularité de regrouper les apprentis et stagiaires en une catégorie à part, la catégorie 7. Afin d'obtenir des séries aussi homogènes que possible en dépit de cette particularité et du changement de nomenclature des professions intervenu en 1984, les masses salariales et les effectifs en année-travail, ont été regroupés de la façon suivante :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Nouvelle nomenclature (PCS)	Ancienne nomenclature (CSP)
2. Chefs d'entreprise + 3. Cadres et professions intellectuelles supérieures + 73. Stagiaires des professions supérieures	3. Cadres supérieurs
4. Professions intermédiaires (dont 48. Contremaîtres) + 74. Stagiaires des professions intermédiaires	4. Cadres moyens + 60. Contremaîtres
5. Employés + 71. Apprentis employés + 75. Stagiaires employés	5. Employés + 7. Personnel de services + 8. Autres (armée, clergé, artistes)
6. Ouvriers + 72. Apprentis ouvriers + 76. Stagiaires ouvriers + 79. Stagiaires sans autre indication	6. Ouvriers – 60. Contremaîtres

En l'absence de publication en 1981, 1983 et 1991, on a procédé à une interpolation.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

D) Raccordement des séries d'emploi, de chômage et de salaires des ouvriers qualifiés et non qualifiés

Les catégories ouvriers qualifiés et ouvriers non qualifiés ont été définies comme suit :

L'emploi et le chômage

	Nouvelle nomenclature (PCS) 1982-2000	Ancienne nomenclature (CSP) 1968-1981
Ouvriers qualifiés	62.Ouvriers qualifiés de type industriel + 63.Ouvriers qualifiés de type artisanal + 65.Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport	61.Ouvriers qualifiés
Ouvriers non qualifiés	64.Chauffeurs + 67.Ouvriers non qualifiés de type industriel + 68.Ouvriers non qualifiés de type artisanal + 69.Ouvriers agricoles	63.Ouvriers spécialisés + 65.Mineurs + 66.Marins et pêcheurs + 67.Apprentis ouvriers + 68.Manœuvres + 1.Salariés agricoles

Les salaires

	Nouvelle nomenclature (PCS) 1984-1998	Ancienne nomenclature (CSP) 1962-1982
Ouvriers qualifiés	62.Ouvriers qualifiés de type industriel + 63.Ouvriers qualifiés de type artisanal + 65.Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport	Ouvriers qualifiés
Ouvriers non qualifiés	64.Chauffeurs + 67.Ouvriers non qualifiés de type industriel + 68.Ouvriers non qualifiés de type artisanal + 72.Apprentis ouvriers + 76.Stagiaires ouvriers	Ouvriers spécialisés + Manœuvres

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

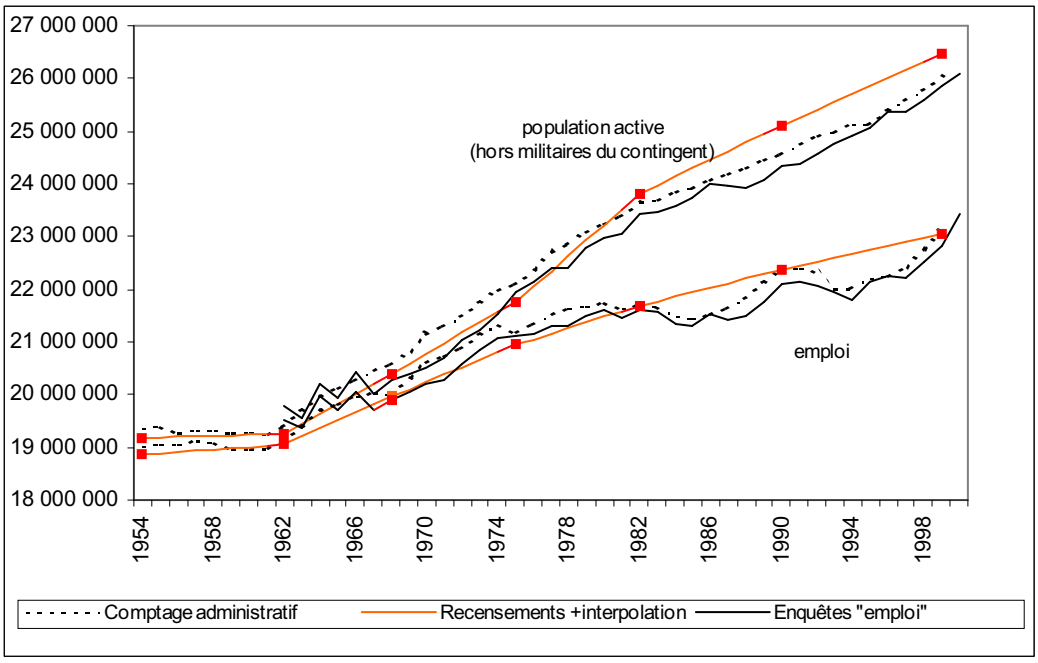
ANNEXE 11

POPULATION ACTIVE ET EMPLOI : COMPARAISON DE SOURCES ALTERNATIVES

E) Recensements, enquêtes et comptages administratifs

Afin d'avoir à l'esprit les écarts que peuvent produire des méthodes différentes, le Graphique 44 compare les estimations de l'emploi et de la population active agrégés obtenues par trois méthodes différentes; ce sont respectivement les recensements de la population, les enquêtes Emploi et les séries macroéconomiques habituelles obtenues par comptage administratif (emploi et population active au sens du BIT). Les recensements ont eu lieu en 1954, 1962, 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999 ; les valeurs intermédiaires sont de simples interpolations.

Graphique 44 : Population active et emploi, comparaison de trois sources : comptage administratif, recensements interpolés et enquêtes Emploi



Source : INSEE

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

On observe une grande similitude entre données administratives et enquêtes Emploi[49]. On considère généralement que les enquêtes Emploi, comparées aux sources administratives, fournissent une information moins précise sur les évolutions de court terme (à cause des fluctuations d'échantillons) mais sont plus fiables à moyen terme (à cause des changements des règlements administratifs). Les données d'origine administrative sont pour cette raison régulièrement corrigées et recalées sur les enquêtes Emploi et les recensements. L'écart croissant entre les diverses estimations de la population active reflète essentiellement la différence entre la définition adoptée pour le recensement et celle adoptée par le BIT.

F) Enquêtes et déclarations annuelles de données sociales (DADS)

Le Graphique 45 et le Graphique 46 décrivent l'évolution, en pour cent de l'emploi total, de l'emploi dans chacune des catégories socioprofessionnelles depuis 1962. Le premier graphique a été obtenu à partir des enquêtes Emploi, le second à partir des DADS ; les champs couverts sont donc différents[50]. La plus forte croissance de la proportion d'employés dans le Graphique 45 reflète l'importance croissante du secteur public, qui n'est pas prise en compte dans le Graphique 46. Artisans et agriculteurs sont également absents du Graphique 46.

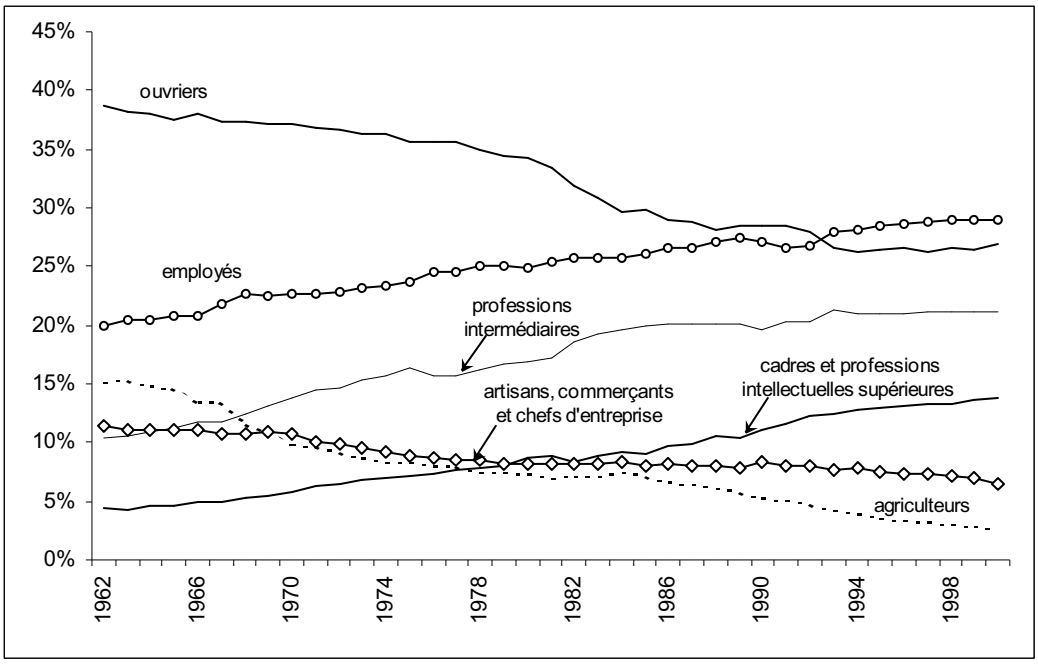
---

[49] Voir note 39.

[50] La série "employés" obtenue à partir des DADS exclut les services aux particuliers, ceci afin de préserver l'homogénéité de la série avant et après le changement de nomenclature de 1982.

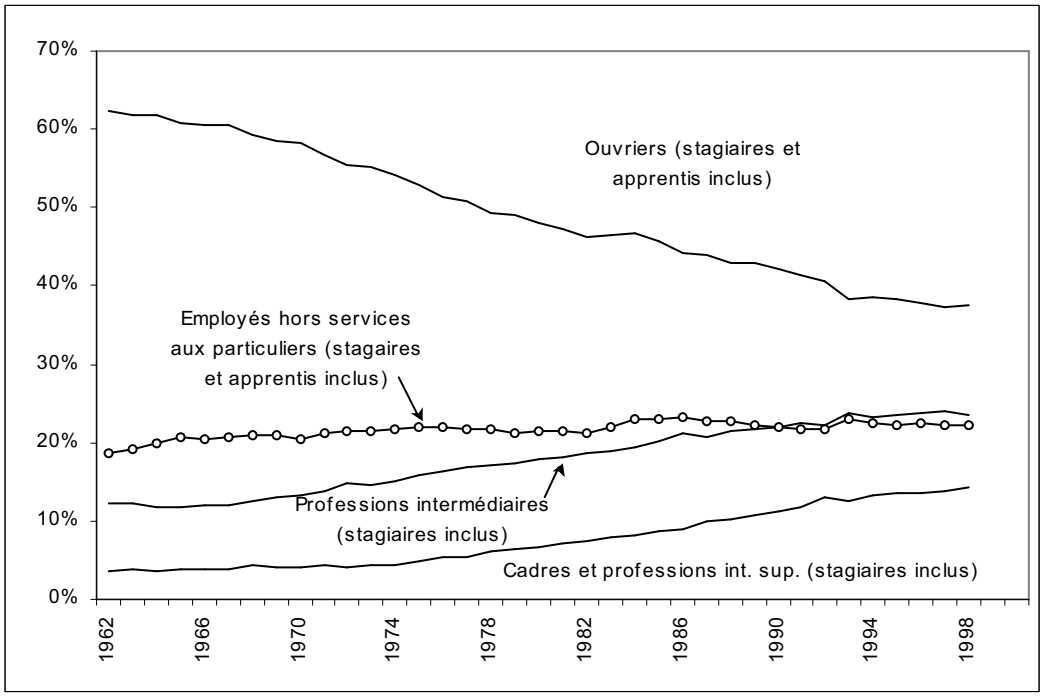
http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 45 : Structure socioprofessionnelle de l'emploi dans les enquêtes Emploi (en % de l'emploi total)



Source : enquêtes Emploi

Graphique 46 : Structure socioprofessionnelle de l'emploi dans les déclarations annuelles de données sociales (en % des effectifs totaux exprimés en années-travail)

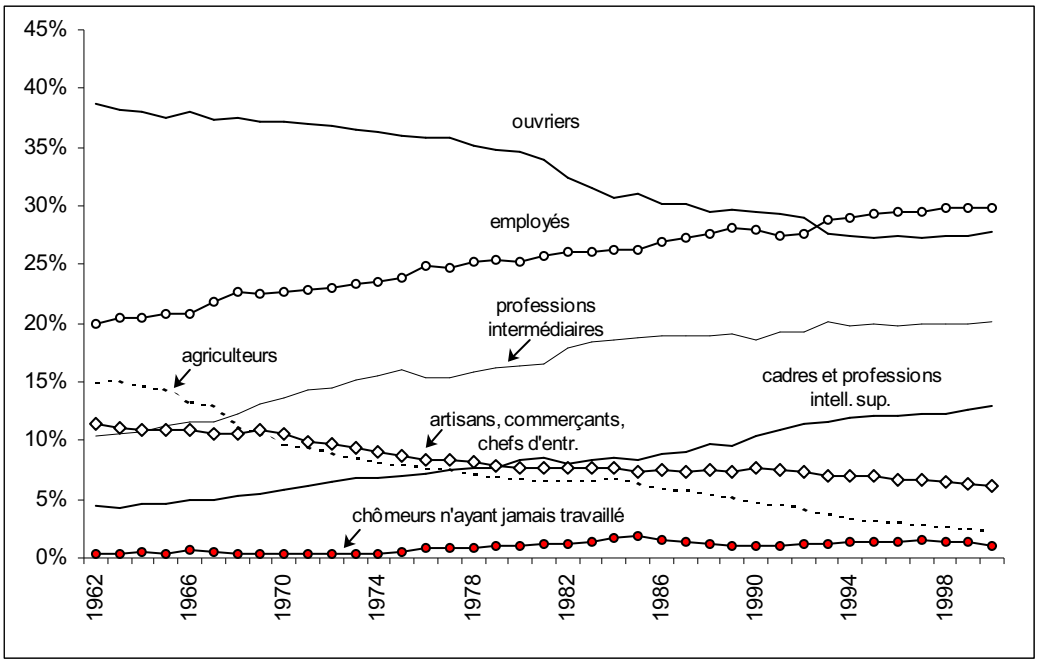


Source : DADS

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Le Graphique 47, qui est à rapprocher du Graphique 45, montre que la part de chaque catégorie socioprofessionnelle dans la population active totale suit la même évolution que sa part dans l'emploi.

Graphique 47 : Structure socioprofessionnelle de la population active (en % de la population active totale)



Source : enquêtes Emploi

http://www.univ-lille1.fr/bustl

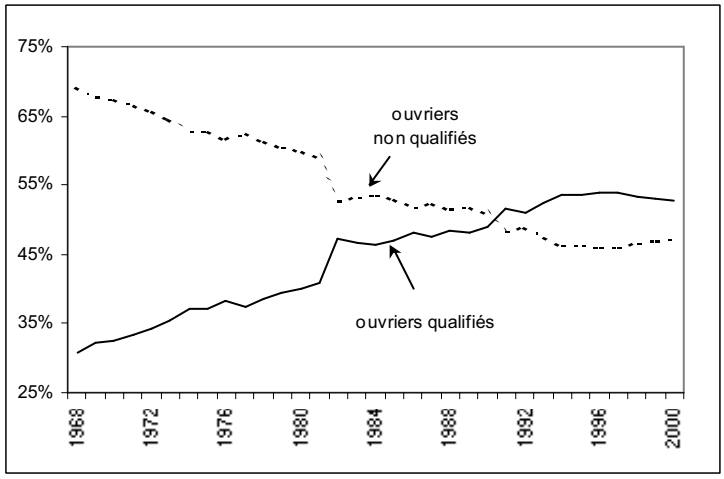
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 12

OUVRIERS QUALIFIÉS ET NON QUALIFIÉS

La définition précise des catégories ouvriers qualifiés et ouvriers non qualifiés est indiquée en Annexe 10. Le Graphique 48 montre que la proportion d'ouvriers qualifiés dans la population active ouvrière totale a augmenté progressivement depuis 1968. Elle est passée de 30,8% en 1968 à 40,9% en 1981, et a continué d'augmenter jusqu'en 1994. La forte hausse de 1982 est à imputer pour l'essentiel au changement de nomenclature. Depuis 1995, la proportion d'ouvriers qualifiés s'est stabilisée aux environs de 53%.

Graphique 48 : Proportion de qualifiés et de non qualifiés dans la population active ouvrière totale



Source : enquêtes Emploi

On voit sur Graphique 49 que la catégorie des ouvriers non qualifiés connaît depuis 1982 une détérioration beaucoup plus forte de l'emploi. Le taux de chômage des ouvriers non qualifiés était égal à 16,7% en 2000 soit presque le double de celui des ouvriers qualifiés (8,5%).

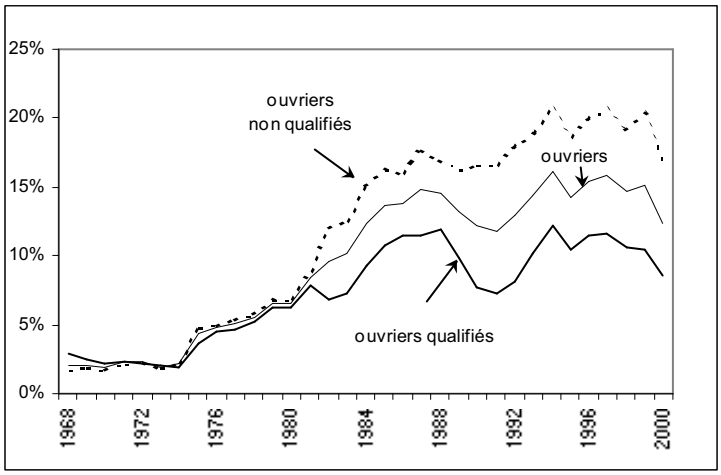
Les salaires réels nets des ouvriers qualifiés et non qualifiés (Graphique 50 et Graphique 51) connaissent des évolutions semblables : croissance quasi-continue sur toute la période; taux de croissance voisin de 3-4% jusqu'en 1979, nettement plus faible ensuite. Le taux de croissance des salaires des non qualifiés est cependant presque toujours supérieur à

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

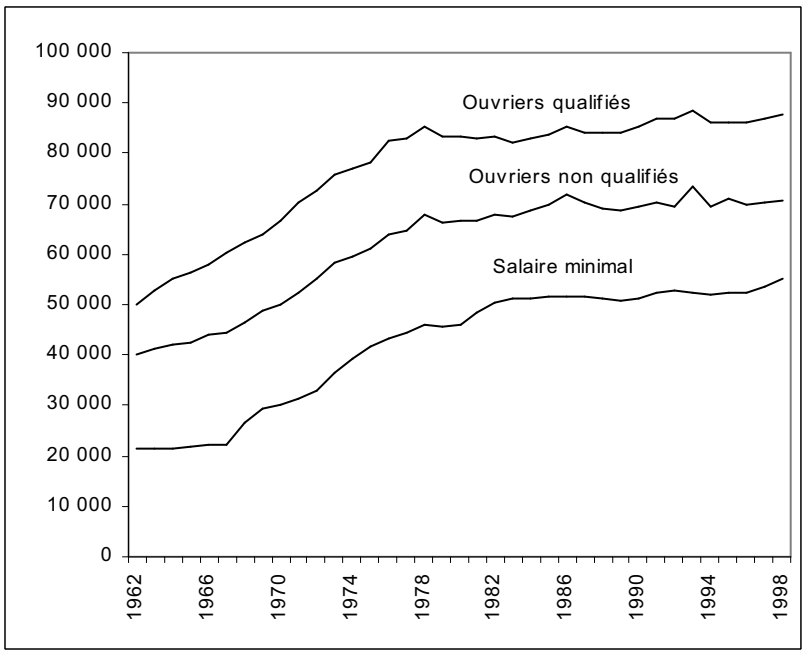
celui des qualifiés, en particulier en fin de période. Le salaire relatif des non qualifiés a donc peu varié, même (surtout) après que leur emploi relatif eut commencé à baisser.

Graphique 49 : Taux de chômage des ouvriers qualifiés et non qualifiés



Source : enquêtes Emploi

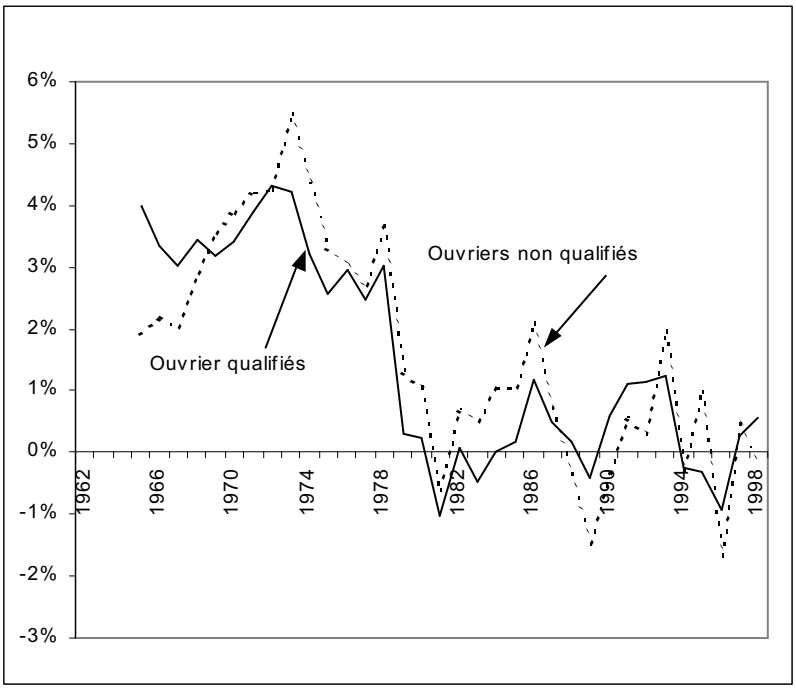
Graphique 50 : Salaire annuel net moyen des ouvriers et salaire annuel minimal net (francs 1990)



Champ : ouvriers à temps complet du secteur privé et semi-public
Source : DADS

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 51 : Taux de croissance du salaire annuel net moyen des ouvriers (moyenne mobile sur 3 ans ; francs 1990)



Champ : ouvriers à temps complet du secteur privé et semi-public
Source : DADS

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

ANNEXE 13

CHÔMAGE DES JEUNES

Le Graphique 52 retrace l'évolution du nombre de chômeurs par catégories socioprofessionnelles. La chute du nombre de chômeurs n'ayant jamais travaillé entre 1985 et 1990 reflète la baisse du chômage des jeunes sur cette même période (voir le Graphique 53). Cette réduction résulte de plusieurs facteurs, dont l'allongement des études, particulièrement sensible depuis 1985, la multiplication à partir de 1984 de mesures favorisant l'embauche des jeunes, et enfin la reprise économique de 1988-89.

Les mesures ayant favorisé l'embauche des jeunes sont les suivantes :

- lancement en 1985 des travaux d'utilité collective (TUC), dispositif d'embauche provisoire dans le secteur non marchand qui atteint 200 000 jeunes en 1986 et1987 ;

- lancement en 1985 dans le secteur marchand des stages d'initiation à la vie professionnelle (SIVP) qui concernent plus de 100 000 jeunes en 1987 et 1988.

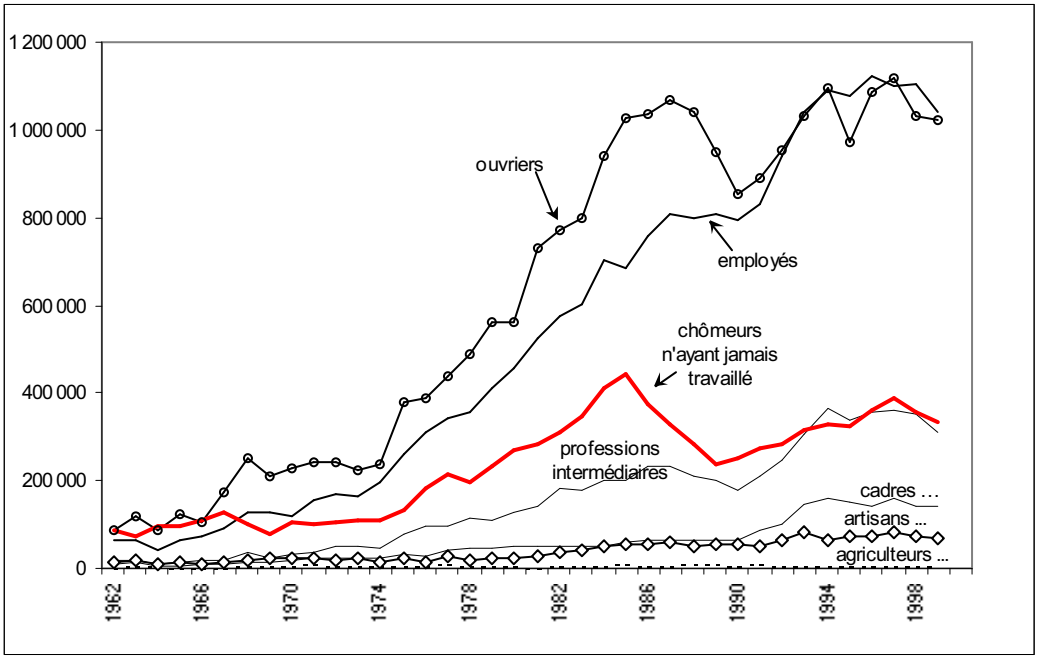
- création en 1983 de deux types de contrats de travail incluant une période de formation dans ou en dehors de l'entreprise (les contrats d'adaptation et les contrats de qualification) qui atteignent le niveau record de 255 000 bénéficiaires en 1987 ;

- exonérations de charges sociales et primes à l'embauche des jeunes, instaurées en 1977 et qui connaissent une forte impulsion en 1987 (avec 440 000 bénéficiaires) ;

L'effet de ces mesures culmine en 1987, avec un peu moins d'un million de personnes concernées (voir le Graphique 52).

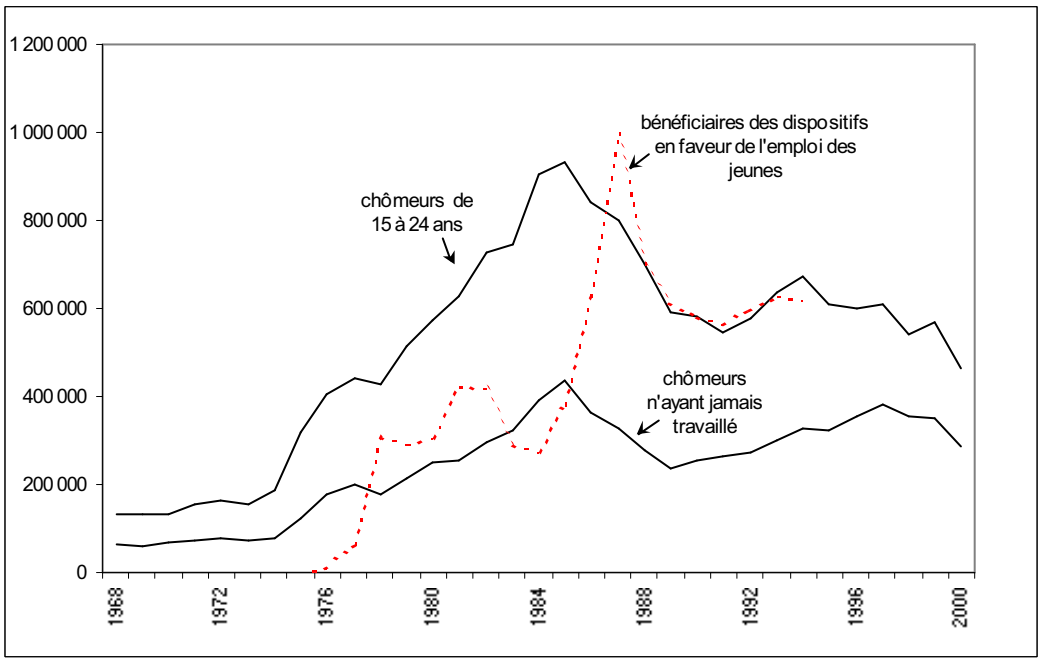
http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 52 : Nombre de chômeurs par catégories socioprofessionnelles



Source : enquêtes Emploi

Graphique 53 : Chômage des jeunes, chômeurs n'ayant jamais travaillé et nombre de bénéficiaires des dispositifs en faveur de l'emploi des jeunes



Sources : enquêtes Emploi, INSEE
et 40 ans de politique de l'emploi, DARES, décembre 1996

CHAPITRE 5

LES INDICATEURS STANDARD DE CHÔMAGE STRUCTUREL

1. Indicateurs de chômage frictionnel *206*
2. Indicateurs de chômage d'inadéquation (ou indicateurs de mismatch) *207*
3. Chocs agrégés, chocs structurels et chômage *220*
4. Conclusion *228*
Références *230*

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

À tout moment, le chômage est déterminé par deux sortes de chocs : les chocs agrégés et les chocs structurels (ou biaisés ou idiosyncrasiques).

Les chocs agrégés renvoient à des chocs qui touchent uniformément les différents secteurs du marché du travail (les secteurs désignant par exemple des régions, des niveaux de qualification, des professions ou encore des secteurs d'activité). Dans cette première optique, le chômage résulte d'un déséquilibre quantitatif entre l'offre de travail et la demande de travail globales.

Les chocs structurels s'identifient à des chocs qui exercent des effets asymétriques sur les différents secteurs du marché du travail. Dans cette seconde optique, le chômage résulterait d'un déséquilibre qualitatif entre l'offre de travail et la demande de travail globales, toute modification de la composition de l'une ou de l'autre entraînant une variation du taux de chômage. Ainsi, le fait que certains groupes de travailleurs profitent moins que d'autres de la croissance pour des raisons liées à leur secteur d'activité, leur région, leur âge, leur sexe ou leur qualification, serait la conséquence de chocs structurels.

Bien que le terme de « chômage structurel » soit fréquemment utilisé tant par les économistes que par les non-économistes, nous allons voir au cours de ce chapitre que ce concept de chômage admet diverses définitions et mesures dont la fiabilité pourrait être mise en doute.

L'organisation de ce chapitre est la suivante. Nous commençons par présenter les indicateurs standard de chômage structurel de la littérature économique. Deux types d'indicateurs sont à distinguer. Les indicateurs de chômage frictionnel d'une part, qui mesurent le chômage inhérent aux structures (imperfection de l'information, institutions, réglementations, etc.) du marché du travail (section 1). Les indicateurs de chômage d'inadéquation d'autre part, censés mesurer le chômage engendré par des chocs structurels (section 2). Nous précisons les fondements théoriques de ces derniers. Afin d'illustrer les problèmes de mesure que soulèvent ces indicateurs standard, nous développons (section 3) un

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

modèle théorique qui distingue deux types de main d'œuvre (plus et moins qualifiés) et qui permet d'analyser deux types de chocs (agrégés et structurels). Nos principales conclusions sont rassemblées dans une dernière section.

1. INDICATEURS DE CHÔMAGE FRICTIONNEL

Les deux indicateurs de cette section prennent essentiellement en compte la définition frictionnelle du chômage. Le niveau du chômage frictionnel (ou chômage de réallocation) dépend du degré d'imperfection de l'information disponible sur le marché du travail, de l'intensité du processus de création et de destruction des emplois et de facteurs institutionnels comme l'indemnisation du chômage ou les coûts d'embauche et de licenciement.

1.1. L'indicateur de Lilien (1982)

Lilien (1982) part du principe que plus les réallocations d'emplois entre secteurs (qualifications, régions, secteurs d'activité) sont intenses, plus l'économie connaît un chômage frictionnel élevé. Il suggère donc de mesurer l'ampleur de ce chômage par un indicateur qui rende compte des réallocations intersectorielles. Dans cette perspective, Lilien retient l'écart-type pondéré des taux de croissance de l'emploi par secteur :

$$f_1 = \left[\sum_{i=1}^{n} \frac{N_i}{N} \left(\frac{\Delta N_i}{N_i} - \frac{\Delta N}{N} \right)^2 \right]^{1/2}$$

1.2. L'indice de turbulence de Layard, Nickell et Jackman (1991)

Dans le même ordre d'idée, Layard, Nickell et Jackman (1991) proposent un indicateur de turbulence égal à la moitié de la somme des variations en termes absolus des parts de chaque secteur dans l'emploi total.

$$f_2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \left| \Delta \left(\frac{N_i}{N} \right) \right|$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

2. INDICATEURS DE CHÔMAGE D'INADÉQUATION (OU INDICATEURS DE MISMATCH)

Les indicateurs de chômage d'inadéquation prennent en compte l'inadéquation structurelle des emplois offerts et demandés. Ces indicateurs sont relativement nombreux dans la littérature économique. Tous tiennent compte de l'hétérogénéité du marché du travail en le désagrégeant en secteurs. Tous proposent une mesure de dispersion des taux de chômage sectoriels[51] par rapport à une situation supposée optimale par leur auteur.

2.1. L'indicateur d'Evans (1988)

Evans (1988) part de l'idée que le chômage d'inadéquation est nul lorsque l'écart (et non le ratio) entre taux de chômage et taux d'emplois vacants est le même dans chaque secteur, autrement dit, lorsque :

(42) $$\frac{U_i}{L_i} - \frac{V_i}{L_i} = \frac{U}{L} - \frac{V}{L}$$ pour tout secteur i.

où U_i, L_i et V_i sont respectivement le nombre de chômeurs, d'actifs et d'emplois vacants présents dans le secteur i.

La répartition des actifs et des postes vacants étant donnée, pour que cette situation idéale se produise, il faudrait que dans chaque secteur, le nombre de chômeurs soit $\breve{U}_i$ tel que :

$$\breve{U}_i = \left(\frac{U}{L} - \frac{V}{L} + \frac{V_i}{L_i} \right) L_i$$

Le nombre total de chômeurs SU appartenant à un « mauvais » secteur est alors donné par l'expression suivante :

$$SU = \frac{1}{2} \sum_i \left| \breve{U}_i - U_i \right| = \frac{1}{2} \sum_i L_i \left| \left(\frac{U}{L} - \frac{V}{L} \right) - \left(\frac{U_i}{L_i} - \frac{V_i}{L_i} \right) \right|$$

D'où, en normalisant par rapport à la population active :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

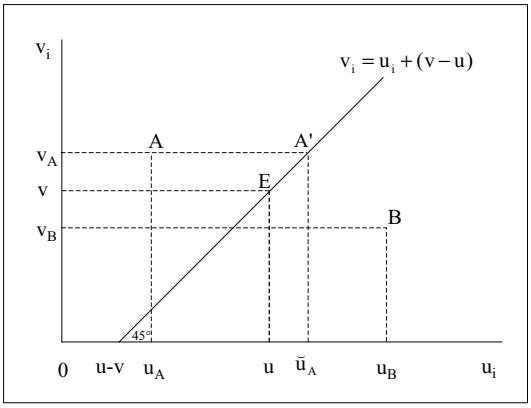
$$m_1 = \frac{SU}{L} = \frac{1}{2}\sum_i \frac{L_i}{L}\left|\left(\frac{U}{L} - \frac{V}{L}\right) - \left(\frac{U_i}{L_i} - \frac{V_i}{L_i}\right)\right| = \frac{1}{2}\sum_i \frac{L_i}{L}\left|(u - v) - (u_i - v_i)\right|$$

L'indicateur m_1 mesure le taux de chômage d'inadéquation. Il est nul dans le cas où le taux de chômage agrégé ne peut être réduit par une mobilité accrue des chômeurs, c'est-à-dire lorsque chaque secteur vérifie la condition (42). Il est égal à $(u + v)$ dans le cas extrême où chômeurs et emplois vacants ne coexistent dans aucun secteur, c'est-à-dire lorsqu'il n'y a que deux sortes de secteurs : des secteurs i où $U_i = 0$ et $V_i \neq 0$, et des secteurs j où $U_j \neq 0$ alors que $V_j = 0$.

Remarque :

Si les taux de chômage et d'emplois vacants de deux secteurs sont représentés par les points A et B, et si la population active totale est également répartie entre ces deux secteurs, les taux de chômage et d'emplois vacants agrégés correspondront au point E, situé au milieu du segment AB.

Figure 11 : Indicateur d'Evans



Dans un tel contexte, il est aisé de vérifier que l'indicateur d'Evans (m_1) est mesuré par la distance AA'. Dit autrement, m_1 mesure de combien le taux de chômage du secteur A (resp.

---

51 Ils reprennent ainsi une idée avancée par Lipsey (1960) selon laquelle le chômage d'inadéquation serait d'autant plus important que les taux de chômage sectoriels sont dispersés.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

B) augmenterait (resp. diminuerait) si à taux d'emplois vacants identique, on rejoignait la droite rassemblant tous les couples $(v_i ; u_i)$ pour lesquels $v_i - u_i = v - u$.

2.2. L'indicateur de Jackman et Roper (1987)

Jackman et Roper (1987) raisonnent dans le cadre d'un marché du travail composé d'un nombre n de secteurs qui ont chacun une fonction d'appariement identique. Le nombre d'appariements H_i réalisés dans le secteur i au cours d'une période est donné par une fonction H qui vérifie les propriétés usuelles de la fonction d'appariement (cf. Chapitre 1) :

$$H_i = H(U_i, V_i) \quad \text{pour tout i = 1,2,…,n}$$

où U_i et V_i sont respectivement le nombre de chômeurs et d'emplois vacants présents dans le secteur i. Étant donné que la fonction H est homogène de degré 1, on peut également écrire :

$$H_i = V_i \times h\left(\frac{U_i}{V_i}\right) \qquad \text{pour tout i = 1,2,…,n}$$

Selon Jackman et Roper, il y a absence de chômage d'inadéquation lorsque, pour une structure des emplois vacants donnée, le nombre global d'appariements est maximal. En d'autres termes, le chômage d'inadéquation est nul lorsque l'allocation des chômeurs entre les secteurs respecte le programme suivant :

$$\max H = \sum_{i=1}^{n} H_i = \sum_{i=1}^{n} V_i \times h\left(\frac{U_i}{V_i}\right)$$

sous réserve que : $\sum_{i=1}^{n} U_i =$ une constante U

$V_i =$ une constante spécifique pour chaque i.

La condition du premier ordre impose :

$$h'\left(\frac{U_1}{V_1}\right) = h'\left(\frac{U_2}{V_2}\right) = \ldots = h'\left(\frac{U_n}{V_n}\right)$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Cette condition signifie que le chômage d'équilibre est atteint lorsque tous les ratios de tension $\theta_i \equiv \frac{V_i}{U_i}$ sont égaux au ratio de l'économie entière $\theta \equiv \frac{V}{U}$. Jackman et Roper proposent donc de mesurer le chômage d'inadéquation par le nombre de chômeurs SU qui devraient passer d'un secteur à un autre pour que l'état d'équilibre soit atteint. Ils obtiennent ainsi :

$$SU = \frac{1}{2}\sum_i \left| U_i - \left(\frac{U}{V}\right) V_i \right| = \frac{1}{2} U \sum_i \left| \frac{U_i}{U} - \frac{V_i}{V} \right|$$

qu'ils normalisent ensuite par rapport au chômage total ou par rapport à la population active totale L :

$$m_2 = \frac{SU}{U} = \frac{1}{2}\sum_i \left| \frac{U_i}{U} - \frac{V_i}{V} \right| = \frac{1}{2}\sum_i \frac{L_i}{L} \left| \frac{u_i}{u} - \frac{v_i}{v} \right|$$

$$m_3 = \frac{SU}{L} = \frac{1}{2}\frac{U}{L}\sum_i \left| \frac{U_i}{U} - \frac{V_i}{V} \right| = \frac{1}{2} u \sum_i \frac{L_i}{L} \left| \frac{u_i}{u} - \frac{v_i}{v} \right|$$

L'indicateur m_2 est compris entre 0 et 1. Il mesure la fraction de chômeurs qui pourraient être embauchés en changeant de secteur. Il est nul dans le cas où le taux de chômage agrégé ne peut être réduit par une mobilité accrue des chômeurs, c'est-à-dire lorsque chaque secteur occupe une part identique dans le chômage et les emplois vacants. Il est égal à 1 dans le cas extrême où chômage et emplois vacants ne coexistent dans aucun secteur. L'indicateur m_3 est compris entre 0 et le taux de chômage observé au niveau agrégé. Il mesure le gain, exprimé en taux de chômage, à attendre d'une mobilité intersectorielle accrue des chômeurs.

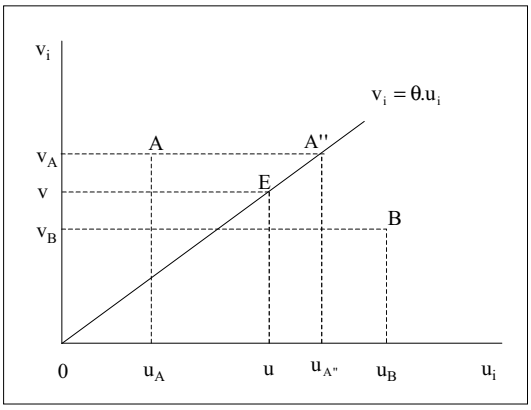
Remarque :

Si les taux de chômage et d'emplois vacants de deux secteurs sont représentés par les points A et B, et si la population active totale est également répartie entre ces deux secteurs, les taux de chômage et d'emplois vacants agrégés correspondront au point E, situé au milieu du segment AB.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Figure 12 : Indicateur de Jackman et Roper



Dans un tel contexte, l'indicateur de Jackman et Roper (m_3) est mesuré par la distance AA''. Dit autrement, m_3 mesure de combien le taux de chômage du secteur A (resp. B) augmenterait (resp. diminuerait) si à taux d'emplois vacants identique, on rejoignait la droite rassemblant tous les couples $(v_i ; u_i)$ pour lesquels $v_i / u_i = v / u$.

2.3. L'indicateur de Nickell (1982)

Nickell (1982) suppose que la fonction d'appariement de chaque secteur est correctement représentée par une Cobb-Douglas de forme bien précise :

$$H_i = \beta U_i^{0.5} V_i^{0.5}$$

À l'état stationnaire, si on ignore les flux d'entrées et de sorties de la population active, les flux d'entrées en chômage (c'est-à-dire les séparations S_i) doivent être équilibrés par les flux de sorties du chômage (c'est-à-dire les embauches H_i). Si l'on considère en outre le taux de séparation s comme donné, on peut alors écrire :

$$S_i = H_i \Leftrightarrow sN_i = \beta U_i^{0.5} V_i^{0.5} \Leftrightarrow$$

$$\frac{s}{\beta} = \left(\frac{U_i}{N_i}\right)^{0.5} \left(\frac{V_i}{N_i}\right)^{0.5} \quad (43)$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

L'équation (43) définit implicitement la courbe de Beveridge du secteur i[52]. Multipliée et divisée à droite par $\left(\frac{U}{N}\right)^{0.5}\left(\frac{V}{N}\right)^{0.5}$, elle peut aussi s'écrire :

$$(44) \qquad \frac{s}{\beta} = \left(\frac{U_i}{U}\right)^{0.5}\left(\frac{V_i}{V}\right)^{0.5}\left(\frac{U}{N}\right)^{0.5}\left(\frac{V}{N}\right)^{0.5}\frac{N}{N_i}$$

Si on effectue à présent la somme pondérée (par la part du secteur i dans l'emploi total) de ces n courbes sectorielles, on obtient :

$$(45) \qquad \frac{s}{\beta} = \left(\frac{U}{N}\right)^{0.5}\left(\frac{V}{N}\right)^{0.5}(1-m_4) \text{ avec} \qquad m_4 = 1-\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{U_i V_i}{UV}\right)^{0.5} = 1-\sum_{i=1}^{n}\frac{L_i}{L}\left(\frac{u_i v_i}{uv}\right)^{0.5}$$

L'équation (45) définit implicitement la courbe de Beveridge au niveau agrégé. Dans cette équation, l'indice m_4 mesure le mismatch. La valeur de m_4 représente la proportion par laquelle le ratio $\frac{U}{N}$ pourrait être réduit par une mobilité accrue des chômeurs et (contrairement aux indicateurs d'Evans et de Jackman et Roper) des emplois vacants. Elle est nulle lorsque l'allocation des chômeurs et des emplois vacants est optimale (c'est-à-dire, lorsque $\frac{U_i}{U} = \frac{V_i}{V}$ pour tout i[53]). Elle est égale à 1 lorsque chômage et emplois vacants ne coexistent dans aucun secteur (c'est-à-dire lorsque $U_i V_i = 0$ pour tout i).

Remarque 1 :

L'indicateur de Nickell mesure le déplacement de la courbe de Beveridge agrégée par rapport aux courbes de Beveridge sectorielles. Ce fait est particulièrement simple à illustrer

---

[52] Dans ce modèle, la courbe de Beveridge est définie dans le plan $\left(\frac{V_i}{N_i}, \frac{U_i}{N_i}\right)$ au lieu du plan habituel $\left(\frac{V_i}{L_i}, \frac{U_i}{L_i}\right)$; compte tenu des ordres de grandeurs, ce changement de définition est sans gravité.

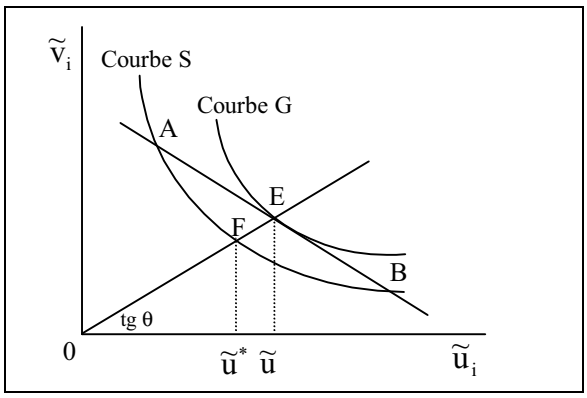
[53] On notera que dans ce cas, la courbe de Beveridge agrégée et les courbes de Beveridge sectorielles sont confondues.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

dans le cas d'une économie bi-sectorielle. Soit S, la courbe de Beveridge commune aux secteurs 1 et 2. Si ces secteurs occupent respectivement les points A et B, étant donnée la convexité de la courbe S, on peut voir sur le schéma ci-dessous que l'économie atteindra le point E situé sur la courbe de Beveridge agrégée G, alors que si les secteurs avaient été tous les deux au point F, la courbe de Beveridge agrégée n'aurait pas été distincte de la courbe S.

Figure 13 : Indicateur de Nickell



Légende : $\tilde{u}_i = \frac{U_i}{N_i}$ et $\tilde{v}_i = \frac{V_i}{N_i}$

L'indice m_4 qui mesure le rapport $\frac{\tilde{u} - \tilde{u}^*}{\tilde{u}}$, et que l'on peut également mesurer par le ratio $\frac{FE}{OE}$, mesure donc bien le déplacement de la courbe de Beveridge agrégée par rapport aux courbes de Beveridge sectorielles. En d'autres termes, m_4 mesure de combien baisserait le taux de chômage agrégé si l'on se déplaçait le long d'une courbe de Beveridge inchangée (courbe S) vers le point où tous les θ_i seraient égaux à θ.

Remarque 2 :

Jackman, Layard et Savouri (1991) ont montré que si l'on attribue à chaque secteur, un taux de séparation spécifique (s_i) et une fonction d'appariement spécifique du type $H_i = \beta_i U_i^{0.5} V_i^{0.5}$, l'indicateur de Nickell n'en sera pas affecté. En effet, la courbe de Beveridge du secteur i s'écrira :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

(46) $$\frac{s_i}{\beta_i} = \left(\frac{U_i}{N_i}\right)^{0.5}\left(\frac{V_i}{N_i}\right)^{0.5}$$

ou, en multipliant et divisant le terme de droite par $\left(\frac{U}{N}\right)^{0.5}\left(\frac{V}{N}\right)^{0.5}$:

(47) $$\frac{s_i}{\beta_i} = \left(\frac{U_i}{U}\right)^{0.5}\left(\frac{V_i}{V}\right)^{0.5}\left(\frac{U}{N}\right)^{0.5}\left(\frac{V}{N}\right)^{0.5}\frac{N}{N_i}$$

La somme pondérée (par la part du secteur i dans l'emploi total) de ces n courbes sectorielles donnera :

(48) $$\sum_{i=1}^{n}\frac{N_i}{N}\frac{s_i}{\beta_i} = \left(\frac{U}{N}\right)^{0.5}\left(\frac{V}{N}\right)^{0.5}(1-m_4) \qquad \text{avec toujours} \qquad m_4 = 1-\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{U_i V_i}{UV}\right)^{0.5}$$

2.4. L'indicateur de Jackman, Layard et Savouri (1991)

Jackman, Layard et Savouri (1991) retiennent la variance des taux de chômage relatifs comme indicateur de mismatch.

$$m_5 = \frac{1}{2}\mathrm{Var}\left(\frac{u_i}{u}\right)$$

Ils dérivent cet indicateur d'un modèle de chômage d'équilibre où l'offre et la demande de travail de chaque groupe de travailleurs ou de chaque bassin d'emploi, sont identiques à une constante près. Nous reprenons ci-après une présentation détaillée de ce modèle.

2.4.1. Emploi relatif et frontière de prix des facteurs

La fonction de production de chaque entreprise combine n catégories de travail avec une technologie de type Cobb-Douglas avec rendements d'échelle constants :

$$Y = \phi\prod_{i=1}^{n} N_i^{\alpha_i} \qquad \text{avec} \qquad \sum_{i=1}^{n}\alpha_i = 1$$

La valeur de ϕ mesure la productivité globale des facteurs. La spécificité de chaque groupe repose sur le terme α_i qui mesure l'efficacité productive de la catégorie i.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

La demande de biens est iso-élastique. La quantité demandée de biens Y au prix P se caractérise par une élasticité-prix constante $-\eta$.

$$Y = P^{-\eta}$$

Si on désigne par W_i le coût d'utilisation d'une unité de travail de catégorie i, et si on fait l'hypothèse que chaque entreprise est en concurrence monopolistique sur le marché des biens, la demande optimale pour chaque catégorie de travail est telle que la productivité marginale, multipliée par le taux de marge $\mu = 1 - \frac{1}{\eta}$, est égale au salaire réel, ce qui peut s'écrire sous la forme :

$$(49) \qquad \mu.\alpha_i \frac{Y}{N_i} = \frac{W_i}{P}$$

L'emploi relatif optimal est donc tel que :

$$(50) \qquad \frac{N_i}{N_j} = \frac{W_j / \alpha_j}{W_i / \alpha_i}$$

En réécrivant la fonction de production sous la forme :

$$\frac{Y}{N_j} = \phi \prod_{i=1}^{n} \left[\frac{N_i}{N_j} \right]^{\alpha_i}$$

et en substituant les conditions d'optimalité (49) et (50), on obtient :

$$(51) \qquad 1 = P.\mu.\phi \prod_{i=1}^{n} \left[\frac{W_i}{\alpha_i} \right]^{-\alpha_i}$$

Cette relation entre coûts d'utilisation des facteurs est appelée *frontière de prix des facteurs*. Elle décrit toutes les combinaisons de coûts des facteurs qui permettent à l'entreprise d'assurer un taux de marge μ, compte tenu de la productivité globale des facteurs ϕ et de l'efficacité productive α_i de chaque catégorie de travail.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

2.4.2. Négociations salariales et frontière des taux de chômage

Les salaires sont fixés par négociation entre le syndicat de travailleurs et l'entreprise (qui conserve le droit à gérer l'embauche). Le résultat des négociations salariales de la catégorie i est représenté par la relation :

$$W_i = \lambda_i . u_i^{-\gamma} \tag{52}$$

Le terme constant λ_i représente le salaire de réservation de la catégorie i. L'impact du taux de chômage catégoriel u_i sur les revendications salariales est déterminé par le coefficient d'élasticité γ. Cette élasticité est supposée la même pour chaque catégorie.

La substitution de l'équation (52) dans la frontière de prix des facteurs donne une relation entre les taux de chômage. Plus formellement :

$$P.\mu.\phi = \prod_{i=1}^{n} \left[\frac{\lambda_i . u_i^{-\gamma}}{\alpha_i} \right]^{-\alpha_i} \tag{53}$$

Cette relation est connue sous le nom de *frontière des taux de chômage d'équilibre*. Elle est représentée à la Figure 14 lorsque qu'il n'y a que deux catégories de travail.

2.4.3. Taux de chômage agrégé minimal et indicateur d'inadéquation

Pour un niveau de prix donné, il existe donc une infinité de taux de chômage agrégés correspondant à toutes les combinaisons de taux de chômage catégoriels remplissant la condition (53). Il existe cependant une combinaison de ces taux de chômage catégoriels qui minimise le taux de chômage agrégé. Ce taux minimal est solution du programme :

$$\min_{u_i} u = \sum_i \frac{L_i}{L} u_i$$

$$\text{sous réserve que : } \sum_i \alpha_i \text{Log}(u_i) = \frac{\sum_i \alpha_i \text{Log}\left(\frac{\lambda_i}{\alpha_i}\right) - \text{Log}(P\mu\phi)}{\gamma} \tag{54}$$

Après quelques manipulations, la condition du premier ordre donne :

$$\alpha_i = \frac{U_i}{U} \qquad \text{pour tout } i = 1,2,\ldots,n$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Cette condition indique que le chômage d'équilibre est à son minimum lorsque la proportion de chômeurs appartenant à chaque catégorie est égale à l'efficacité productive de cette catégorie.

Par ailleurs, Jackman, Layard et Savouri posent l'hypothèse que la structure de la population active s'ajuste aux efficacités relatives des différentes catégories de travail :

$$(55) \qquad \alpha_i = \frac{L_i}{L} \qquad \text{pour tout } i = 1,2,\ldots,n$$

Sous cette hypothèse, le taux de chômage d'équilibre minimal est atteint lorsque tous les taux de chômage catégoriels sont identiques :

$$(56) \qquad u_{min} = u_i \qquad \text{pour tout } i = 1,2,\ldots,n$$

Compte tenu des conditions (54) et (56) et de l'hypothèse (55), il vient :

$$(57) \qquad \text{Log}(u_{min}) = \sum_i \frac{L_i}{L} \text{Log}(u_i)$$

L'indicateur de Jackman, Layard et Savouri mesure l'écart entre le taux de chômage d'équilibre et son minimum, en logarithme, d'où :

$$m_5 = \text{Log}(u) - \text{Log}(u_{min}) = -\sum_i \frac{L_i}{L} \text{Log}\left(\frac{u_i}{u}\right)$$

Pour un calcul approché de m_5, les auteurs utilisent le développement limité jusqu'à l'ordre 2 de Log(1+x) au voisinage de 0[54] :

$$m_5 \approx -\sum_i \frac{L_i}{L}\left(\frac{u_i}{u} - 1\right) + \frac{1}{2}\sum_i \frac{L_i}{L}\left(\frac{u_i}{u} - 1\right)^2 = \frac{1}{2}\sum_i \frac{L_i}{L}\left(\frac{u_i}{u} - 1\right)^2$$

d'où finalement :

---

[54] Le développement limité jusqu'à l'ordre n de Log(1+x) au voisinage de 0 est donné par:

$$\text{Log}(1+x) = x - \frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{3} + \ldots + (-1)^n \frac{x^{n+1}}{n+1}$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

$$m_5 \approx \frac{1}{2} \mathrm{Var}\left(\frac{u_i}{u}\right)$$

La valeur de m_5 mesure dans quelle proportion le taux de chômage d'équilibre dépasse son taux minimum. Elle est nulle lorsque l'allocation des chômeurs est optimale (c'est-à-dire, lorsque $u_i = u$ pour tout i). Elle est d'autant plus élevée que les taux de chômage catégoriels sont dispersés relativement au taux de chômage moyen.

Remarque 1 :

L'avantage de cet indicateur est sa simplicité de calcul. Contrairement aux trois indicateurs précédents, il ne nécessite en effet pas de données sectorielles sur les emplois vacants (données qui lorsqu'elles existent, sont d'une qualité limitée). Cela explique probablement que cet indicateur soit devenu l'indicateur de référence.

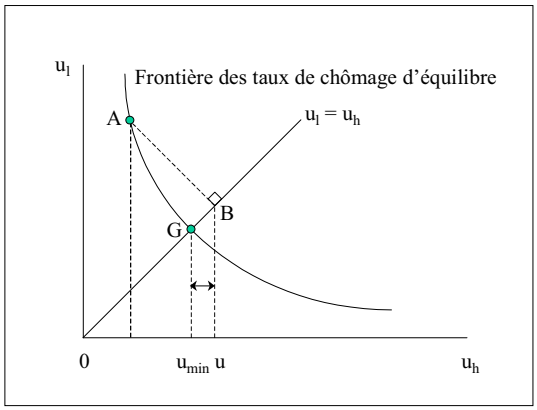
Remarque 2 :

Lorsque la fonction de production combine deux catégories de travail (travail qualifié (h) et travail non qualifié (l)), l'indicateur de Jackman, Layard et Savouri mesure de combien baisserait le (logarithme du) taux de chômage agrégé si l'on se déplaçait le long d'une frontière des taux de chômage inchangée vers le point où tous les taux de chômage seraient égaux. La Figure 14 en donne une illustration lorsque chaque catégorie occupe une part identique dans la population active.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Figure 14 : Indicateur de Jackman, Layard et Savouri



Les taux de chômage des deux groupes sont donnés par les coordonnées du point A, le taux de chômage agrégé par celles du point B (étant donné l'égale répartition des actifs entre les deux groupes) et l'indicateur m_5 par la distance horizontale séparant les points B et G.

2.5. L'indicateur de Manacorda et Petrongolo (1999)

Manacorda et Petrongolo (1999) proposent comme indicateur d'inadéquation le changement à salaires relatifs donnés de la demande relative de travail, net du changement dans la composition de la population active. Ils dérivent cet indicateur à partir de la relation (50) définissant l'emploi relatif optimal. En remplaçant dans celle-ci N_i par $(1-u_i)L_i$, ils obtiennent une relation positive entre les deux taux de chômage. Plus formellement, ils obtiennent après réarrangements :

$$(58) \qquad \frac{1-u_i}{1-u_j} = \frac{W_j L_j / \alpha_j}{W_i L_i / \alpha_i}$$

Cette relation positive entre les deux taux de chômage représente la contrainte technologique à salaires relatifs donnés. Elle détermine, à salaires relatifs donnés, toutes les combinaisons de taux de chômage compatibles avec la demande relative optimale de main d'œuvre. En passant en logarithme et en différenciant, on obtient :

$$(59) \qquad dLog\frac{1-u_i}{1-u_j} = m_6 - dLog\frac{W_i}{W_j} \quad \text{avec} \quad m_6 = dLog\frac{\alpha_i}{\alpha_j} - dLog\frac{L_i}{L_j}$$

Le terme m_6 représente le déplacement de la demande relative nette. Il mesure le changement de la demande relative de travail qui n'a pas été compensé par un changement parallèle de

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

l'offre relative de travail. C'est pour cette raison que Manacorda et Petrongolo l'adoptent en tant qu'indicateur de mismatch. Toujours d'après l'équation (59), il est intéressant de noter que :

$$(60) \qquad m_6 = \mathrm{dLog}\frac{1-u_i}{1-u_j} + \mathrm{dLog}\frac{W_i}{W_j} \approx d(u_j - u_i) + \mathrm{dLog}\frac{W_i}{W_j}$$

Lorsque les salaires relatifs demeurent inchangés, cette mesure correspond donc à la variation de l'écart entre les taux de chômage catégoriels.

3. CHOCS AGRÉGÉS, CHOCS STRUCTURELS ET CHÔMAGE

Nous développons dans cette section une analyse en termes de taux de chômage d'équilibre qui associe deux types de main d'œuvre et leurs marchés respectifs. Cette analyse nous permettra de distinguer deux types de chocs : les chocs agrégés dont l'impact direct sur les deux marchés du travail sont identiques et les chocs structurels dont l'impact direct varie d'un marché à l'autre. Nous examinerons les conséquences de chaque type de choc et en tirerons quelques implications quant à l'interprétation des indicateurs présentés au fil des Sections 1 et 2. Cette section est basée sur Sneessens (1998)[55].

3.1. Considérations théoriques

3.1.1. Frontière des taux de chômage d'équilibre

Nous reprenons la formulation que nous avons adoptée à la section 2.4. pour présenter l'indicateur de Jackman, Layard et Savouri, mais en nous limitant à deux secteurs ou plus exactement à deux types de main d'œuvre : les plus qualifiés (h) et les moins qualifiés (l). La frontière des taux de chômage d'équilibre peut donc s'écrire sous la forme :

$$(61) \qquad P.\mu.\phi = \prod_{i=l,h}\left[\frac{\lambda_i . u_i^{-\gamma}}{\alpha_i}\right]^{-\alpha_i}$$

---

[55] Cependant, pour rester dans la lignée de la Section 2.4, la fonction de production sera représentée par une Cobb-Douglas et non par une CES.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Cette relation négative entre les deux taux de chômage d'équilibre est à interpréter de la façon suivante. L'hypothèse sous-jacente est que les salaires demandés par les travailleurs (et négociés par leurs syndicats) diminuent lorsque leur taux de chômage augmente. Ainsi lorsque le taux de chômage d'une des catégories de travailleurs diminue (u_h, par exemple), le salaire correspondant augmente ; pour que l'entreprise puisse préserver sa marge bénéficiaire (i.e. pour qu'elle reste sur la frontière de prix des facteurs), il faut que l'autre catégorie de travailleurs (les moins qualifiés dans notre exemple) reçoive un salaire plus bas, ce qui n'est compatible que si le taux de chômage correspondant (u_l) augmente. La frontière des taux de chômage détermine donc toutes les combinaisons de taux de chômage compatibles avec les désirs de revenus de trois catégories d'agents : les entreprises, les travailleurs plus qualifiés et les travailleurs moins qualifiés. La position de cette courbe dépend des éléments qui déterminent la position de la frontière de prix des facteurs (productivité globale des facteurs, productivité spécifique de chaque facteur et taux de marge de l'entreprise) ainsi que des éléments qui mesurent l'importance des exigences salariales à taux de chômage donné (salaires de réservation et élasticité du salaire au taux de chômage). Lorsque le conflit sur le partage de la valeur ajoutée s'aggrave, cette frontière se déplace vers la droite : il faut des taux de chômage plus élevés pour rendre à nouveau compatibles les désirs de revenus des uns et des autres.

3.1.2. Contrainte technologique à l'équilibre

Parmi toutes les combinaisons de taux de chômage possibles indiquées par la frontière des taux de chômage d'équilibre, celle qui sera observée est déterminée par la contrainte de choix technologiques décrite par l'équation (58). En remplaçant dans celle-ci les valeurs des salaires par les équations (52) correspondantes, on obtient une seconde relation entre les deux taux de chômage d'équilibre :

$$(62) \qquad \frac{u_l^{\gamma}}{1-u_l} = \frac{\lambda_l.L_l/\alpha_l}{\lambda_h.L_h/\alpha_h}\frac{u_h^{\gamma}}{1-u_h}$$

Cette relation positive entre les deux taux de chômage représente le *contrainte technologique à l'équilibre*. Elle est à interpréter de la façon suivante. Si le taux de chômage d'une des catégories de travailleurs augmente, le salaire correspondant diminue, ce qui freine la demande pour l'autre catégorie de travailleurs (effet de substitution) et engendre pour eux

http://www.univ-lille1.fr/bustl

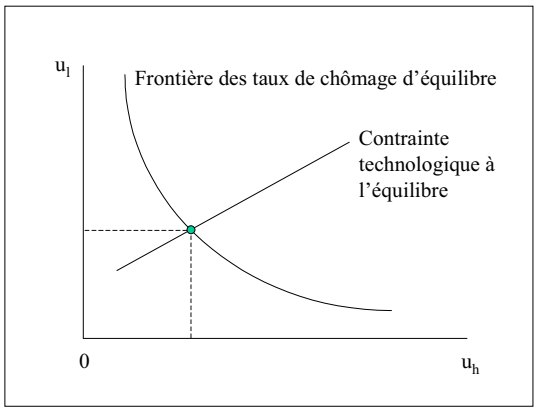
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

également une hausse du chômage. La contrainte technologique à l'équilibre détermine donc toutes les combinaisons de taux de chômage compatibles avec les exigences salariales de chaque catégorie et la demande relative de main d'œuvre. Cette relation est représentée par la droite à pente positive de la Figure 15. Sa position dépend du terme $\frac{\lambda_l.L_l / \alpha_l}{\lambda_h.L_h / \alpha_h}$. Elle dépend donc du salaire de réservation relatif des deux catégories de travailleurs, de leur offre relative et de leur efficacité relative.

3.1.3. Équilibre

En combinant ces deux éléments (frontière des taux de chômage d'équilibre et contrainte technologique à l'équilibre), on obtient la seule et unique combinaison compatible simultanément avec la contrainte technologique et avec les demandes de revenus des uns et des autres ; elle est déterminée par l'intersection de la courbe et de la droite reproduites sur la Figure 15.

Figure 15 : Taux de chômage d'équilibre



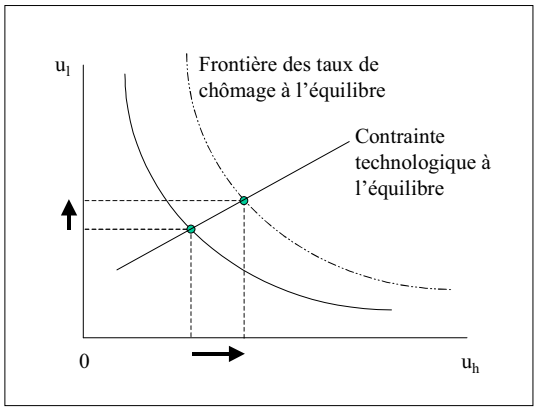
3.1.4. Les conséquences de chocs agrégés

Les chocs agrégés comprennent tous les chocs technologiques non biaisés (changements de ϕ) et tous les chocs qui affectent de façon symétrique les deux équations de salaires ou les deux demandes de travail ou les deux offres de travail. Par définition, un choc agrégé déplacera donc la frontière des taux de chômage d'équilibre mais ne déplacera pas la contrainte technologique à l'équilibre (voir la Figure 16).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Figure 16 : Effets d'un choc agrégé



Un choc agrégé a donc nécessairement pour effet de faire varier les deux taux de chômage dans la même direction, bien que l'ampleur de la variation puisse différer d'un marché à l'autre. En d'autres termes, des chocs symétriques peuvent avoir des effets asymétriques sur les taux de chômage. Tout dépend de la pente et de la position de la contrainte technologique à l'équilibre.

3.1.5. Les conséquences de chocs structurels

Les chocs structurels comprennent tous les chocs asymétriques : progrès technique biaisé, chocs asymétriques sur les salaires ou sur l'offre de travail. Contrairement à un choc agrégé, un choc structurel va déplacer la contrainte technologique à l'équilibre. Selon le type de choc structurel considéré, la frontière des taux de chômage d'équilibre se déplacera ou ne se déplacera pas. Afin d'illustrer les conséquences d'un choc structurel, nous considérerons trois cas :

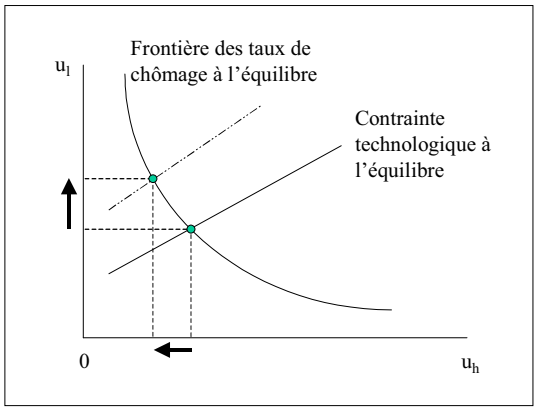
a) Recomposition de l'offre de travail

Une modification de la composition de l'offre de travail (par exemple, une hausse du rapport L_l / L_h) déplace uniquement la contrainte technologique (voir la Figure 17).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Figure 17 : Effets d'une recomposition de l'offre de travail

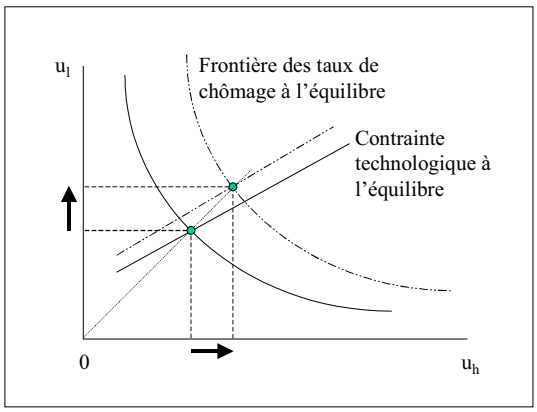


Ce type de choc structurel agit donc en sens contraire sur les taux de chômage.

b) Augmentation du salaire de réservation des moins qualifiés

Une augmentation exogène du salaire de réservation des moins qualifiés (hausse du rapport λ_l / λ_h) aura deux effets simultanés. Il y a d'une part exacerbation du conflit sur le partage de la valeur ajoutée. Cet effet est illustré sur la Figure 18 par un déplacement vers la droite de la frontière des taux de chômage d'équilibre. Il y a d'autre part une demande accrue pour la main d'œuvre plus qualifiée. Cet effet de substitution est illustré sur la Figure 18 par le déplacement vers le haut de la contrainte technologique à l'équilibre.

Figure 18 : Effets d'une augmentation du salaire de réservation des moins qualifiés



La conjonction des deux effets est donc un accroissement du chômage des moins qualifiés, accompagné éventuellement d'un accroissement plus modéré du taux de chômage des plus qualifiés. Il est même envisageable (comme sur la Figure 18) que ce choc laisse le taux de

http://www.univ-lille1.fr/bustl

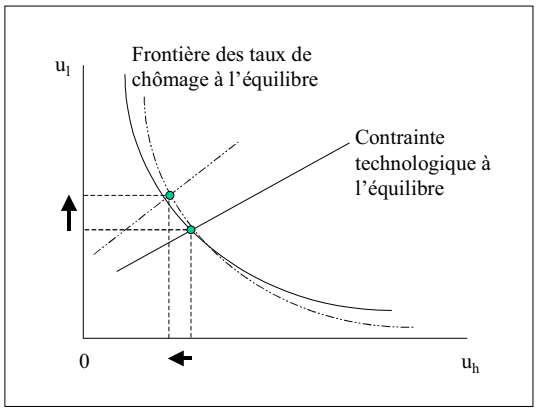
Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

chômage relatif u_l / u_h inchangé. Un choc asymétrique peut donc avoir des effets symétriques sur les taux de chômage.

c) Progrès technique biaisé favorable aux plus qualifiés

Un progrès technique biaisé favorable aux plus qualifiés se traduit par un accroissement du coefficient de productivité α_h et parallèlement une baisse de α_l telle que la somme des deux coefficients reste égale à l'unité. Un tel changement engendre, à salaires relatifs inchangés, un effet de substitution qui déplace la contrainte technologique d'équilibre vers le haut et modifie la pente de la frontière des taux de chômage comme on peut le voir sur la Figure 19.

Figure 19 : Effets d'un biais technologique favorable aux plus qualifiés



Dans ce cas, le biais technologique se traduit par des variations en sens opposé des taux de chômage d'équilibre, à la baisse pour les plus qualifiés, à la hausse pour les moins qualifiés.

Il convient d'ajouter deux remarques :

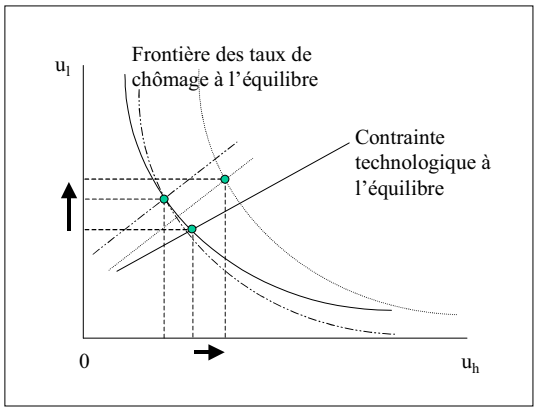
- Si ce biais technologique s'accompagne d'une dispersion accrue des salaires, les salaires des plus qualifiés ayant tendance à augmenter plus vite que ceux des moins qualifiés, et que cette dispersion accrue est refusée par les moins qualifiés, il y aura d'une part, exacerbation du conflit sur le partage de la valeur ajoutée qui se traduira par un déplacement vers le droite de la frontière des taux de chômage d'équilibre, et d'autre part, substitution entre les deux mains d'œuvre qui se traduira par le déplacement de la contrainte technologique vers le bas. On ne peut dès lors exclure une hausse généralisée des taux de chômage telle qu'illustrée à la Figure 20. Le fait que, dans un certain nombre

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

de pays, les taux de chômage des travailleurs plus qualifiés aient augmenté en même temps (bien que moins vite) que ceux des moins qualifiés n'est donc pas un argument suffisant pour rejeter l'hypothèse que la hausse des taux de chômage puisse être due à des effets asymétriques de la croissance.

Figure 20 : Effets d'un biais technologique et d'une dispersion accrue des salaires au détriment des moins qualifiés



- Si (et seulement si) les travailleurs moins qualifiés acceptaient spontanément une moindre croissance de leurs revenus pour compenser les effets du biais technologique , il n'y aurait déplacement ni de la frontière des taux de chômage d'équilibre, ni de la contrainte technologique. Les taux de chômage d'équilibre resteraient alors inchangés, au prix d'une dispersion accrue des salaires.

3.2. Limites des indicateurs standard

3.2.1. Interactions des chocs structurels et agrégés

Les indicateurs standard donnent-ils une bonne mesure de la contribution des chocs structurels à la formation du chômage agrégé ? Selon l'analyse des chocs agrégés et structurels que nous venons d'exposer, il est probable que non. Comme nous l'avons remarqué, l'indicateur de Jackman, Layard et Savouri mesure un déplacement le long d'une frontière des taux de chômage d'équilibre inchangée. Cela revient à supposer que l'effet des chocs structurels se limite au seul déplacement de la contrainte technologique (hypothèse qui est vérifiée dans le cas d'une recomposition de l'offre de travail, mais qui ne l'est pas en présence d'un choc asymétrique sur les salaires ou – sauf cas particulier – de biais

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

technologique). On ignore donc tout de la nature des chocs qui ont provoqué la dispersion des taux de chômage et qui ont déplacé la frontière des taux de chômage. Cette critique peut être étendue aux autres indicateurs basés sur la dispersion des taux de chômage relatifs parce que, d'une part, ils ne peuvent faire la différence entre les effets asymétriques provoqués par un choc agrégé et ceux provoqués par un choc structurel et parce que d'autre part, ils omettent de prendre en compte les chocs structurels qui ont des effets symétriques.

Manacorda et Petrongolo adoptent une démarche très différente. Au lieu de chercher à mesurer l'impact des chocs structurels sur le chômage agrégé, ils font un choix moins ambitieux : mesurer l'importance des chocs technologiques biaisés nets des chocs dus à une recomposition de l'offre de travail. Cela revient à mesurer le déplacement de la contrainte technologique à l'équilibre en supposant la rigidité des salaires relatifs. En procédant ainsi, ils excluent de l'analyse des chocs structurels, les chocs asymétriques sur les salaires ainsi que tous les autres chocs structurels que notre modèle a (pour rester simple) ignorés. Une autre lacune de cet indicateur est de ne pas pouvoir être généralisé à plus de deux secteurs.

3.2.2. Effets croisés

Le modèle extrêmement stylisé auquel nous nous référons dans cette section, ne doit pas nous faire oublier que les phénomènes structurels ne sont pas unidimensionnels. Par exemple, la façon dont un biais technologique défavorable aux travailleurs moins qualifiés va se propager doit être reliée à d'autres dimensions (l'âge des travailleurs, leur secteur d'activité, la région où ils habitent). Ainsi, parce qu'ils ont un pouvoir de négociation plus grand, certains groupes d'âge sont mieux protégés que d'autres. Parce que les travailleurs moins qualifiés sont relativement plus nombreux dans certains secteurs ou certaines régions, le même biais technologique aura également des répercussions différentes d'un secteur ou d'une région à l'autre. Or, par construction, les indicateurs standard ne permettent en aucune manière des croiser plusieurs dimensions (qualifications, secteurs, régions). Il y a donc lieu de noter que ces effets croisés sont totalement négligés par ce type de mesures.

3.2.3. Composition du chômage structurel

Il n'existe aucun lien apparent entre les indicateurs de chômage frictionnel de la Section 1 et les indicateurs de mismatch de la Section 2. Or, on peut penser que ce lien existe.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Par exemple, il est probable qu'une montée des frictions due à celle du travail temporaire ne touchera pas uniformément les différents niveaux de qualification. De plus, il nous est impossible de dire jusqu'à quel point l'importance du chômage structurel reflète un problème frictionnel ou un problème d'inadéquation.

4. CONCLUSION

Mesurer la contribution des chocs structurels à la formation du chômage agrégé est plus complexe qu'on ne l'imagine. Les indicateurs standard que la littérature économique propose donnent probablement une vision déformée de la réalité. La complexité vient d'abord de la forte intrication des phénomènes structurels et agrégés : un choc structurel peut avoir des effets symétriques et un choc agrégé peut avoir des effets asymétriques sur les différents secteurs du marché du travail. La complexité vient ensuite du caractère potentiellement pluridimensionnel (qualification, région, secteur d'activité, sexe, etc.) des phénomènes structurels, caractère qui n'est pas du tout pris en compte par les indicateurs habituels. L'importance relative du chômage frictionnel et du chômage d'inadéquation reste également une question sans réponse.

Une autre approche développée par Sneessens, Fonseca et Maillard (1998) pourrait permettre une meilleure prise en compte des effets de structure. Elle consiste à construire par l'agrégation explicite de courbes de Beveridge régionales, un modèle qui prend simultanément en compte deux dimensions structurelles prépondérantes – les qualifications et les régions. L'exposé de cette méthode alternative et son application aux données françaises sont l'objet du chapitre suivant.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Tableau 34 : Synthèse des indicateurs standard de chômage structurel

Auteur(s)	Type de mesure	Expression	Données requises
Lilien (1982)	Écart-type pondéré des taux de croissance de l'emploi par secteur	$f_1 = \left[\sum_{i=1}^{n} \frac{N_i}{N}\left(\frac{\Delta N_i}{N_i} - \frac{\Delta N}{N}\right)^2\right]^{1/2}$	Données sectorielles sur l'emploi
Layard, Nickell et Jackman (1991)	Somme des variations en termes absolus des parts de chaque secteur dans l'emploi total	$f_2 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left\lvert\Delta\left(\frac{N_i}{N}\right)\right\rvert$	Données sectorielles sur l'emploi
Evans (1988)	Écart entre le taux de chômage agrégé et le taux de chômage qui, à taux d'emplois vacants inchangés, égalise l'écart entre taux de chômage et taux d'emplois vacants dans tous les secteurs	$m_1 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\frac{L_i}{L}\left\lvert(u - v) - (u_i - v_i)\right\rvert$	Données sectorielles sur le chômage et les emplois vacants
Jackman et Roper (1987)	Écart entre le taux de chômage agrégé et le taux de chômage qui, à taux d'emplois vacants inchangés, maximise le nombre d'appariements au niveau national	$m_2 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\frac{L_i}{L}\left\lvert\frac{u_i}{u} - \frac{v_i}{v}\right\rvert$ $m_3 = \frac{1}{2}u\sum_{i=1}^{n}\frac{L_i}{L}\left\lvert\frac{u_i}{u} - \frac{v_i}{v}\right\rvert$	Données sectorielles sur le chômage et les emplois vacants
Nickell (1982)	Écart entre le taux de chômage agrégé et le taux de chômage qui maximise le nombre d'appariements au niveau national	$m_4 = 1 - \sum_{i=1}^{n}\frac{L_i}{L}\left(\frac{u_i v_i}{uv}\right)^{1/2}$	Données sectorielles sur le chômage et les emplois vacants
Jackman, Layard et Savouri (1991)	Écart entre le taux de chômage agrégé d'équilibre et son minimum	$m_5 \approx \frac{1}{2}\mathrm{Var}\left(\frac{u_i}{u}\right)$	Données sectorielles sur le chômage
Manacorda et Petrongolo (1999)	Écart à salaires relatifs inchangés entre la demande relative de travail et la composition de la population active	$m_6 = \mathrm{dLog}\frac{\alpha_i}{\alpha_j} - \mathrm{dLog}\frac{L_i}{L_j}$	Données sur l'efficacité productive des facteurs et les actifs

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

RÉFÉRENCES

EVANS George (1988), « Sectoral Imbalance and Unemployment in the United Kingdom », London School of Economics, Centre for Labour Economics, discussion paper, n° 300.

JACKMAN Richard, LAYARD Richard, SAVOURI Savvas (1991), « Mismatch : a Framework for Thought », in *Mismatch and Labour Mobility*, F. PADOA-SCHIOPPA ed. Cambridge University Press.

JACKMAN Richard, ROPER Stephen (1987), « Structural Unemployment », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 49, pp. 9-36.

LAYARD Richard, JACKMAN Richard, NICKELL Stephen (1991), *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.

LESCURE Roland, L'HORTY Yannick (1994), « Le chômage d'inadéquation en France : une évaluation », *Économie et Prévision*, n° 113-114, pp. 139-154.

LILIEN David (1982), « Sectoral Shocks and Cyclical Unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 90, pp. 777-93.

MANACORDA Marco, PETRONGOLO Barbara (1999), « Skill Mismatch and Unemployment in OECD countries », *Economica*, vol. 66, pp. 181-207.

SNEESSENS Henri R. (1998), « Technological Bias and Unemployment: A Macroeconomic Perspective », IRES, mimeo, 27 p.

SNEESSENS Henri R., FONSECA Raquel, MAILLARD Bénédicte (1998), « Structural Adjustment and Unemployment Persistence. The case of France and Spain », RSC DP 98/47, Robert Schuman Centre, European University Institute, Firenze.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

CHAPITRE 6

UNE ÉVALUATION DU CHÔMAGE STRUCTUREL APPLIQUÉE À LA FRANCE, 1968-2000

1. Décomposition du chômage à partir de la courbe de Beveridge *233*
2. Courbes de Beveridge et segmentation du marche du travail *234*
3. Les composantes de chômage structurel *240*
4. Résultats empiriques *244*
5. Conclusion *251*
Annexe 14 Sources statistiques *253*
Annexe 15 Définition des groupes de qualification *254*
Annexe 16 Dossier statistique *256*
Références *257*

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Le Chapitre 5 a mis en évidence les difficultés pratiques pour mesurer le rôle et l'importance des problèmes structurels dans l'explication de la persistance des taux de chômage élevés. Les difficultés sont de plusieurs ordres. Premièrement, le problème est complexe parce que les problèmes structurels sont potentiellement multidimensionnels (qualification, région, secteur d'activité, sexe, etc.) et qu'ils interagissent avec les phénomènes agrégés. Deuxièmement, d'un point de vue empirique, nous manquons d'informations sur de nombreuses variables pertinentes.

Le présent chapitre a pour but d'étudier ce que l'exploitation de l'information contenue dans une courbe de Beveridge obtenue par agrégation explicite sur des agents hétérogènes peut apporter à la compréhension des problèmes structurels[56]. Sa visée est à la fois méthodologique et empirique. Nous commençons par montrer en section 1 comment la courbe de Beveridge permet d'isoler le chômage structurel dans le chômage total. La section 2 est consacrée à la spécification de courbes de Beveridge qui prennent simultanément en compte les deux dimensions qui (au regard des Chapitres 2 et 4) nous paraissent prépondérantes : les régions et les qualifications. Ces courbes de Beveridge sont obtenues par agrégation sur des agents hétérogènes et confrontés à des contraintes d'offre ou de demande, comme dans Drèze-Bean et al. (1990). Ce cadre d'analyse est ensuite utilisé en section 3 pour construire des indicateurs de chômage structurel. En section 4, nous appliquons cette méthodologie aux données françaises pour mesurer l'importance du chômage dû aux frictions et aux effets asymétriques de la croissance sur les qualifications et les régions dans ce pays. Nos principales conclusions sont présentées en section 5.

---

[56] L'étude que nous avons menée avec Henri Sneessens et Raquel Fonseca pour la Direction de la Prévision en février 1998 constitue la base de ce chapitre. On en trouvera une synthèse dans SNEESSENS Henri R., FONSECA Raquel, MAILLARD Bénédicte (1998), « Structural Adjustment and Unemployment Persistence. The case of France and Spain », RSC DP 98/47, Robert Schuman Centre, European University Institute, Firenze.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

1. DÉCOMPOSITION DU CHÔMAGE À PARTIR DE LA COURBE DE BEVERIDGE

Comme nous avons pu le voir au Chapitre 1, la courbe de Beveridge décrit l'ensemble des couples de taux de chômage (u) et de taux d'emplois vacants (v) pour lesquels le marché du travail est en croissance équilibrée et sa position dans le plan (u, v) dépend de l'intensité des chocs démographiques (une arrivée ou un départ d'actifs) et des chocs de réallocation (une modification du taux de séparation ou un processus d'appariement moins efficace du fait, par exemple, de l'inadéquation croissante entre la structure des qualifications offertes et demandées). La courbe de Beveridge nous fournit donc un moyen commode de décomposer le chômage en deux composantes :

- une composante structurelle, reflétant l'impact des chocs démographiques et des chocs de réallocation, et qui pourrait se scinder en chômage frictionnel et chômage d'inadéquation.

- une composante qui peut être qualifiée de conjoncturelle, reflétant l'impact des chocs agrégés (par exemple, une modification du taux d'intérêt ou un progrès technique non biaisé).

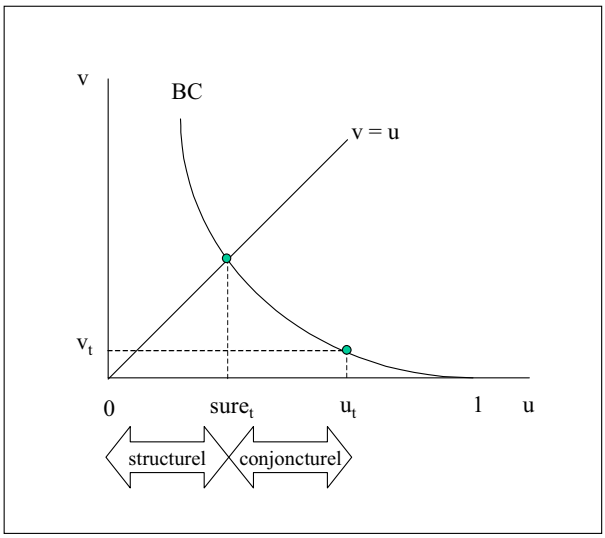
Soit u_t et v_t, les taux de chômage et d'emplois vacants à l'équilibre stationnaire. Connaissant la courbe de Beveridge de long terme, on peut déterminer le taux de chômage structurel à l'égalité sure$_t$. Il s'agit du taux de chômage qui aurait été constaté en l'absence de déséquilibre quantitatif entre l'offre et la demande de travail, c'est-à-dire lorsque :

$$U + N = V + N$$

Cette condition imposant l'égalité entre le nombre de chômeurs U et le nombre d'emplois vacants V et donc entre le taux de chômage u et le taux d'emplois vacants v, le taux de chômage structurel à l'égalité est par conséquent celui que l'on observe sur la Figure 1, à l'intersection de la courbe de Beveridge et de la diagonale.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Figure 21 : Les composantes structurelle et conjoncturelle du chômage



La connaissance de la courbe de Beveridge de long terme permet donc de scinder le taux de chômage d'équilibre u_t en deux composantes : une composante structurelle ($sure_t$) et une composante conjoncturelle ($u_t - sure_t$).

2. COURBES DE BEVERIDGE ET SEGMENTATION DU MARCHÉ DU TRAVAIL

Les développements précédents nous amènent à construire, dans cette section, une courbe de Beveridge agrégée dans le cadre d'un marché du travail segmenté. Cette courbe sera obtenue par agrégation explicite dans un modèle où les firmes et les travailleurs sont hétérogènes. Cette hétérogénéité sera double puisque différents niveaux de qualification et différentes régions seront distingués. Nous disposerons ainsi d'une grille d'analyse simple et unifiée qui nous permettra d'évaluer et de comparer l'importance relative des frictions et des problèmes structurels liés aux régions et aux qualifications.

Notre point de départ est un modèle avec contraintes quantitatives et micro-marchés du type « European Unemployment Programme » (voir Drèze-Bean et al. (1990)). Nous supposons un grand nombre de firmes en concurrence monopolistique sur le marché des biens et en concurrence imparfaite sur le marché du travail. Dans un premier temps, nous expliciterons le comportement d'une firme et donc, sa fonction d'emploi. Nous établirons ensuite que la fonction d'emploi régionale peut être approximée par une fonction de type CES. Une simple transformation de cette fonction nous fournira l'expression de la courbe de

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Beveridge régionale. En procédant enfin à une agrégation explicite sur les différentes régions, nous obtiendrons l'expression de la courbe de Beveridge agrégée.

2.1. La fonction d'emploi d'une firme

Nous supposons que les firmes (indicées d'un f) sont nombreuses, et en situation de concurrence monopolistique, et qu'elles ont toutes accès aux mêmes technologies. Les facteurs de production sont strictement complémentaires à court terme, mais peuvent être substituables à plus long terme. Pour simplifier autant que possible la présentation, nous négligerons les effets des contraintes de capacité et du sureffectif[57]. Les salaires et les prix sont supposés fixés à l'avance. Pour que notre présentation reste simple, nous supposons pour le moment qu'il n'y a que deux types de main d'œuvre et deux types d'emploi : les plus qualifiés et les moins qualifiés. Nous supposerons aussi l'absence d'éviction des moins qualifiés par les plus qualifiés.

Chaque firme est soumise à des chocs qui lui sont propres (ou idiosyncrasiques) ; elle peut soit être contrainte par les ventes, soit être confrontée à une pénurie de main d'œuvre. Si une firme est contrainte par les ventes, elle emploiera les quantités de travail plus qualifié et de travail moins qualifié requises pour produire la quantité demandée au prix annoncé. S'il y a pénurie de main d'œuvre, l'emploi plus qualifié sera soit déterminé par son offre (si la pénurie concerne les plus qualifiés), soit par l'offre de travail moins qualifié (si la pénurie porte sur les moins qualifiés). Soit ν, la valeur du ratio travail moins qualifié sur travail plus qualifié ; les exposants h et l désignent respectivement le travail plus qualifié et le travail moins qualifié. L'emploi plus qualifié d'une firme f localisée dans la région k doit alors vérifier l'expression suivante :

$$(63) \qquad N_{kf}^{h} = \text{Min}\left\{ Nd_{kf}^{h} ; L_{kf}^{h} ; \frac{L_{kf}^{l}}{\nu} \right\}$$

où Nd_{kf}^{h} représente l'emploi plus qualifié contraint par la demande de biens et L_{kf}^{i} l'offre de travail de qualification i (avec i = h ou l) qui s'adresse à la firme f dans la région k.

---

[57] Le sureffectif (ou labour-hoarding) désigne la main d'œuvre excédentaire que les entreprises préfèrent néanmoins garder pour limiter les coûts d'ajustement. L'emploi très qualifié s'avérant moins sensible aux fluctuations cycliques, il est probable que la main d'œuvre très qualifiée soit plus concernée par cet effet.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

À coefficients techniques donnés, l'emploi moins qualifié est, dans tous les cas, proportionnel à l'emploi plus qualifié. L'emploi total de la firme f peut donc s'écrire :

$$(64) \qquad N_{kf} = N_{kf}^{h} + N_{kf}^{l} = (1+\nu)N_{kf}^{h} = \text{Min}\left\{Nd_{kf}\,;(1+\nu)L_{kf}^{h}\,;\left(1+\frac{1}{\nu}\right)L_{kf}^{l}\right\}$$

où Nd_{kf} représente l'emploi total (plus et moins qualifié) de la firme f déterminé par la demande de biens.

2.2. La fonction d'emploi régionale

Au niveau régional, il convient d'agréger les décisions d'emploi des firmes en tenant compte de leur hétérogénéité. L'emploi total de la région k sera donc donné par la somme des minima des firmes de cette région :

$$(65) \qquad N_{k} = \sum_{f} \text{Min}\left\{Nd_{kf}\,;(1+\nu)L_{kf}^{h}\,;\left(1+\frac{1}{\nu}\right)L_{kf}^{l}\right\}$$

Comme il est peu probable que les firmes d'une même région se heurtent toutes à la même contrainte (par exemple, la même pénurie de main d'œuvre), l'emploi régional devra vérifier aussi :

$$(66) \qquad N_{k} \le \text{Min}\left\{Nd_{k}\,;(1+\nu)L_{k}^{h}\,;\left(1+\frac{1}{\nu}\right)L_{k}^{l}\right\}$$

où Nd_{k} et L_{k}^{i} représentent respectivement, pour la région k, l'emploi contraint par les débouchés et l'offre de travail de qualification i. À condition que la distribution jointe des Nd_{kf} et L_{kf}^{i} suive une loi log-normale (avec quelques restrictions sur la matrice de variance-covariance ; voir Sneessens (1983) et Lambert (1988)), la fonction d'emploi de la région k pourra être représentée par une fonction de type CES (à deux niveaux) de Nd_{k} et des L_{k}^{i} :

$$(67) \qquad N_{k} = \left\{\left(Nd_{k}\right)^{-\rho} + \left[(1+\nu)^{-\psi} L_{k}^{h\,-\psi} + \left(1+\frac{1}{\nu}\right)^{-\psi} L_{k}^{l\,-\psi}\right]^{\rho/\psi}\right\}^{-1/\rho}$$

Les valeurs des paramètres ρ et ψ sont non-négatives et liées aux caractéristiques de la matrice de variance-covariance de la distribution jointe (Bierings et Muysken (1988) et Entorf et Sneessens (1996)). Elles sont inversement proportionnelles à la dispersion des Nd_{kf} et des

http://www.univ-lille1.fr/bustl

L^i_{kf} parmi les firmes de la région k. Elles fournissent donc une mesure de la dispersion des chocs idiosyncrasiques. Par exemple, si ψ tendait vers l'infini, le terme entre crochets équivaudrait au minimum des deux offres de travail pondérées par les coefficients techniques et on n'observerait alors qu'un seul type de pénurie de main d'œuvre pour toutes les firmes de la région.

En posant que $\nu = \frac{N^l_k}{N^h_k}$ et en introduisant L_k (l'offre de travail de la région k) dans le terme entre crochets de l'équation (67), nous obtenons après quelques réarrangements :

$$(68) \qquad N_k = \left[\left(Nd_k\right)^{-\rho} + \left(\mu_k L_k\right)^{-\rho} \right]^{-1/\rho}$$

où μ_k est défini comme suit :

$$(69) \qquad \mu_k = \left[\sum_{i=h,l} \left(\mu^i_k\right)^{-\psi} \right]^{-1/\psi} \text{ avec } \mu^i_k = \frac{N_k/L_k}{N^i_k/L^i_k} = \frac{1-u_k}{1-u^i_k}$$

Si α^i_k représente la proportion d'actifs de qualification i dans la population active de la région k ($\alpha^i_k = L^i_k/L_k$), il est aisé de vérifier que les μ^i_k doivent satisfaire la contrainte suivante :

$$\sum_{i=h,l} \alpha^i_k (1/\mu^i_k) = 1$$

Il en résulte que si la répartition des qualifications dans l'emploi et dans la population active de la région k sont identiques ($\mu^h_k = \mu^l_k$), les μ^i_k seront égaux à 1. En cas de déséquilibre structurel ($\mu^h_k \neq \mu^l_k$), l'un des μ^i_k sera plus petit que 1 et l'autre plus grand ; avec un paramètre ψ assez grand (des valeurs de 60 ou plus), la valeur de μ_k sera proche du minimum de (μ^h_k, μ^l_k) et inférieure à 1. Pour une région k donnée, l'inverse de μ_k pourra donc être pris comme un indicateur de discordance des qualifications (ou « skill mismatch »).

2.3. La courbe de Beveridge régionale

Un simple réarrangement des termes de l'équation (68) permet de transformer la fonction d'emploi régional en courbe de Beveridge régionale. Portée à la puissance $-\rho$, l'équation (68) implique :

http://www.univ-lille1.fr/bustl

$$(70) \qquad 1 = \left[\left(\frac{N_k}{Nd_k} \right)^{\rho} + \left(\frac{N_k}{\mu_k L_k} \right)^{\rho} \right]^{-1/\rho}$$

Le taux d'emplois vacants[58] étant défini par $v_k = \frac{V_k}{Nd_k} = \frac{V_k}{V_k + N_k}$ et le taux de chômage par $u_k = \frac{U_k}{L_k} = \frac{U_k}{U_k + N_k}$, on obtient l'équation de la courbe de Beveridge de la région k :

$$(71) \qquad 1 = \left[(1 - v_k)^{\rho} + \left(\frac{1 - u_k}{\mu_k} \right)^{\rho} \right]^{-1/\rho}$$

L'équation (71) montre que la position de la courbe de Beveridge régionale dépend des deux paramètres ρ et μ_k. Ensemble, les valeurs de $1/\rho$ et $1/\mu_k$ mesurent deux sortes des chocs structurels à l'intérieur de la région k :

- $1/\rho$ mesure les frictions dues à l'inadéquation entre la demande de biens et les offres de travail ;
- $1/\mu_k$ mesure la discordance des qualifications, c'est-à-dire l'inadéquation entre les demandes de travail et les offres de travail.

2.4. La courbe de Beveridge agrégée

Les frictions (mesurées par $1/\rho$) seront supposées d'égale importance dans les différentes régions. À degré identique de discordance des qualifications (et donc pour une même valeur de $1/\mu_k$), les différentes régions pourront se caractériser par des taux de chômage et d'emplois vacants à l'équilibre stationnaire différents (et donc occuper différentes positions sur une courbe de Beveridge identique). Elles pourront également se différencier par le degré de discordance des qualifications (et donc positionner différemment leur propre courbe de Beveridge en fonction des différentes valeurs de l'indicateur de discordance $1/\mu_k$).

---

[58] Dans notre modèle, il s'avère plus commode de définir le taux d'emplois vacants comme le rapport entre V et Nd (au lieu de V et L) ; compte tenu des ordres de grandeurs, ce changement de définition est sans gravité.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

La position de la courbe de Beveridge nationale et sa représentation dépendront de ces deux types de différences structurelles.

En effectuant une sommation pondérée sur toutes les régions (avec des poids déterminés par la part de la région k dans la population active totale : $\alpha_k = L_k / L$) de l'équation (71) préalablement transformée[59], on obtient la courbe de Beveridge agrégée qui suit :

$$(72) \qquad \left[(\xi_v)^\rho (1-v)^\rho + (\xi_u)^\rho (1/\mu)^\rho (1-u)^\rho\right]^{-1/\rho} = 1$$

où μ est défini par :

$$(73) \qquad \mu = \left[\sum_{i=h,l} (\mu^i)^{-\psi}\right]^{-1/\psi} \text{ avec } \mu^i = \frac{N/L}{N^i/L^i} = \frac{1-u}{1-u^i}$$

La variable μ est l'équivalent au niveau agrégé de μ_k (équation(69)). L'inverse de μ mesure donc l'ampleur de la discordance des qualifications au niveau agrégé. En l'absence de discordance ($\mu^h = \mu^l$), $1/\mu$ vaudra $2^{1/\psi}$, une valeur d'autant plus proche de 1 que ψ est grand. Dans le cas contraire ($\mu^h \neq \mu^l$), $1/\mu$ sera supérieur à $2^{1/\psi}$.[60]

Les variables ξ_v et ξ_u sont deux variables de déplacement liées aux disparités entre les régions (« regional mismatch ») définies par :

$$(74) \qquad \xi_v = \left[\sum_k \alpha_k \left(\frac{1-v_k}{1-v}\right)^\rho\right]^{1/\rho}$$

$$(75) \qquad \xi_u = \left[\sum_k \alpha_k \left(\frac{1/\mu_k}{1/\mu}\right)^\rho \left(\frac{1-u_k}{1-u}\right)^\rho\right]^{1/\rho}$$

---

[59] Les deux côtés de l'équation (71) sont portés à la puissance $-\rho$. On introduit ensuite (1-v) et $(1/\mu)(1-u)$ respectivement dans le premier et le second terme du côté gauche, puis on effectue la somme pondérée (par α_k) sur toutes les régions.

[60] Si nous avions distingué n types de qualification, la valeur minimale de $1/\mu$ aurait bien évidemment été égale à $n^{1/\psi}$.

Si le taux d'emplois vacants était la même dans chaque région ($v_k = v$), ξ_v serait égal à 1. En présence de disparités régionales ($v_k \neq v$), la valeur de ξ_v sera supérieure à 1. La variable ξ_u est construite sur le même principe mais à partir des taux de chômage régionaux corrigés par l'indicateur de discordance des qualifications propre à chaque région.

Ensemble ξ_v et ξ_u mesurent deux choses : premièrement, les différences interrégionales de taux de chômage et de taux d'emplois vacants, pour des courbes de Beveridge régionales identiques ; deuxièmement, les différences interrégionales dans la discordance des qualifications, conduisant aux différentes positions des courbes de Beveridge régionales.

3. LES COMPOSANTES DE CHÔMAGE STRUCTUREL

Dans notre analyse, il n'y a que deux sources de chocs structurels possibles au niveau régional. Conformément à l'équation (71), la relation entre le chômage et les emplois vacants au niveau régional sera modifiée si et seulement s'il y a variation des frictions (mesurées par $1/\rho$) ou de la discordance des qualifications (mesurée par $1/\mu_k$). Au niveau agrégé, les différences régionales peuvent être une troisième source de chocs structurels et modifier la relation entre le chômage agrégé et les emplois vacants agrégés.

Dans cette section, nous présenterons les différentes composantes du chômage structurel qui peuvent être dérivées de cette analyse.

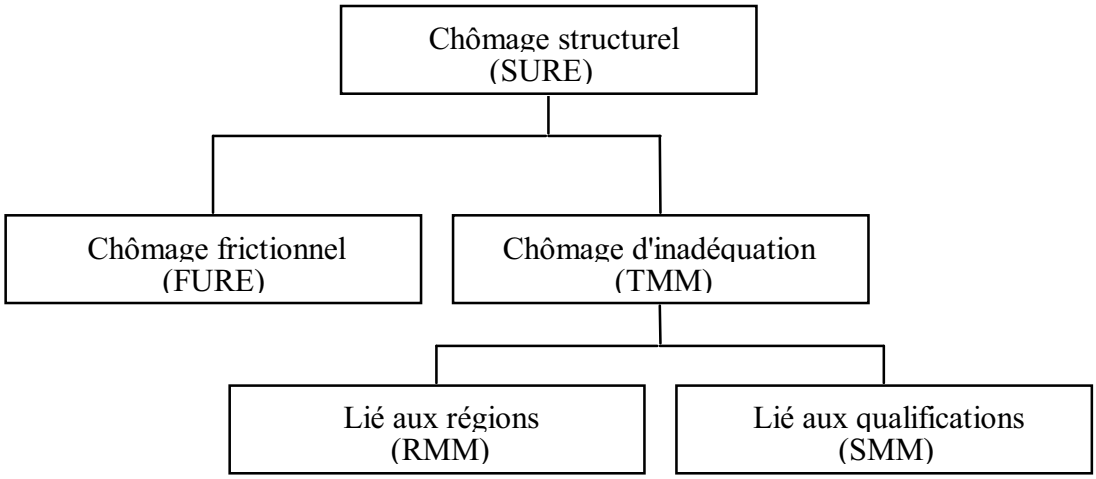
3.1. Taux de chômage structurel à l'égalité

En accord avec la section 1, nous définissons le *taux de chômage structurel à l'égalité* (SURE) comme le taux de chômage qui serait obtenu sur la diagonale $u = v$, c'est-à-dire, en partant de l'équation (72) :

$$\text{SURE} = 1 - \left[(\xi_v)^{\rho} + (\xi_u)^{\rho} (1/\mu)^{\rho} \right]^{-1/\rho} \tag{76}$$

Ce taux de chômage structurel mesure la position de la courbe de Beveridge agrégée ; sa valeur dépend à la fois des frictions dues à l'inadéquation entre la demande de biens et les offres de travail et des effets de « skill mismatch » et « regional mismatch ». Pour évaluer le rôle de chacun, on peut effectuer la décomposition suivante :

http://www.univ-lille1.fr/bustl



3.2. Taux de chômage frictionnel

Le taux de chômage frictionnel (que nous noterons FURE, « taux de chômage frictionnel à l'égalité ») mesure la contribution des frictions dues à l'inadéquation entre la demande de biens et les offres de travail ; il est défini par l'équation (76) lorsque tous les effets dus à la discordance des qualifications et aux disparités interrégionales sont éliminés (soit lorsque $1/\mu = 2^{1/\psi}$ et $\xi_u = \xi_v = 1$) ; ce qui donne :

$$(77) \qquad \text{FURE} = 1 - \left[1 + 2^{\rho/\psi}\right]^{-1/\rho}$$

La limite de FURE est égale à $1 - 2^{-1/\rho}$ lorsque ψ tend vers l'infini ; si, de plus, ρ tend vers l'infini, FURE tendra vers zéro.

3.3. Taux de chômage d'inadéquation

Le taux de chômage d'inadéquation (que nous noterons TMM, « total mismatch ») est défini par la différence entre les taux de chômage structurel et frictionnel à l'égalité :

$$(78) \qquad \text{TMM} = \text{SURE} - \text{FURE} \approx \frac{1-\text{FURE}}{1-\text{SURE}} - 1 = \left[\frac{(\xi_v)^\rho + (\xi_u)^\rho (1/\mu)^\rho}{1 + 2^{\rho/\psi}}\right]^{1/\rho} - 1$$

Lorsque les paramètres ψ et ρ tendent vers l'infini, FURE tend vers zéro et TMM tend vers $1 - [\max(\xi_v ; \xi_u / \mu)]^{-1}$.

3.4. Taux de chômage d'inadéquation lié aux régions

Le taux de chômage d'inadéquation lié aux régions (que nous noterons RMM, « regional mismatch ») est défini par la valeur que prendrait le taux de chômage d'inadéquation TMM en l'absence de discordance des qualifications au niveau agrégé (soit lorsque $1/\mu = 2^{1/\psi}$), d'où :

$$(79) \qquad \text{RMM} \approx \left[\frac{(\xi_v)^\rho + 2^{\rho/\psi}(\xi_u)^\rho}{1+2^{\rho/\psi}} \right]^{1/\rho} - 1$$

Lorsque les paramètres ψ et ρ tendent vers l'infini, FURE tend vers zéro et RMM tend vers $1-[\max(\xi_v;\xi_u)]^{-1}$.

3.5. Taux de chômage d'inadéquation lié aux qualifications

Le taux de chômage d'inadéquation lié aux qualifications (que nous noterons SMM, « skill mismatch ») représente la contribution à l'inadéquation structurelle totale, des effets dus à la discordance des qualifications ; cette contribution est mesurée en soustrayant l'inadéquation structurelle régionale de l'inadéquation structurelle totale, soit approximativement :

$$(80) \qquad \text{SMM} = \text{TMM} - \text{RMM} \approx \frac{1+\text{TMM}}{1+\text{RMM}} - 1 \approx \left[r_v + (1-r_v)\frac{(1/\mu)^\rho}{2^{\rho/\psi}} \right]^{1/\rho} - 1$$

$$\text{où } r_v = \frac{(\xi_v)^\rho}{(\xi_v)^\rho + (\xi_u)^\rho (2^{\rho/\psi})}$$

Quand $1/\mu$ est supérieur à 1 et ρ suffisamment grand, la pondération r_v est négligeable et l'expression précédente est proche de :

$$(81) \qquad \text{SMM} \approx \left[\frac{1+(1/\mu)^\rho}{1+2^{\rho/\psi}} \right]^{1/\rho} - 1$$

D'après cette dernière approximation, le SMM est défini par la valeur que prendrait le TMM si tous les taux de chômage et d'emplois vacants étaient égaux dans toutes les régions (soit lorsque $\xi_u = \xi_v = 1$).

Il est intéressant de noter que μ^i peut être approché par :

(82) $$\mu^i = \frac{N/L}{N^i/L^i} = \frac{1-u}{1-u^i} \approx 1 + u^i - u,$$

et donc que μ (équation (73)) est approximativement égal à :

(83) $$\mu = \left\{ \sum_{i=h,l} \left(1 + u^i - u\right)^{-\psi} \right\}^{-1/\psi}$$

Cette nouvelle approximation montre que, au contraire de l'indicateur de Layard, Nickell et Jackman, qui est basé sur les taux de chômage relatifs, notre indicateur SMM se fonde plutôt sur les différences absolues entre taux de chômage et, par conséquent, est proche de l'indicateur de Manacorda et Petrongolo en offrant toutefois la possibilité de pouvoir s'appliquer à plus de deux groupes de qualification.

3.6. Effets croisés

Cette façon de décomposer le chômage structurel total en plusieurs composantes semble assez naturelle et a l'avantage – contrairement aux indicateurs standard – d'être approximativement additive (SURE ≈ FURE+RMM+SMM). Il est clair toutefois qu'il y a des « effets croisés ». Un accroissement de ρ (une baisse de FURE) accroît, ceteris paribus (i.e. à écarts donnés entre taux de chômage régionaux et par qualification), les valeurs de RMM et SMM. Cela vient du fait que ρ détermine la courbure des courbes de Beveridge régionales : plus la valeur de ρ est élevée, plus la convexité de la courbe de Beveridge est forte. À écarts donnés entre taux de chômage régionaux, la courbe de Beveridge obtenue par agrégation sur les régions se déplace vers l'extérieur.

Il existe aussi des effets croisés entre la discordance des qualifications et RMM. Le fait de négliger la première peut affecter l'estimation du second. Cela vient du fait que RMM prend en compte l'effet des différences de discordance des qualifications entre les régions. Si ces différences étaient inexistantes (i.e., si $\mu_k = \mu$ pour toute région k), l'indicateur d'inadéquation régionale se résumerait à :

(84) $$RMM' \approx \left[\frac{(\xi_v)^\rho + 2^{\rho/\psi} (\xi'_u)^\rho}{1 + 2^{\rho/\psi}} \right]^{1/\rho} - 1 \text{ où } \xi'_u = \left[\sum_k \alpha_k \left(\frac{1-u_k}{1-u} \right)^\rho \right]^{1/\rho}$$

http://www.univ-lille1.fr/bustl

ξ'_u est obtenu en posant $\mu_k = \mu$ pour tout k dans ξ_u (voir équation (75)). On peut facilement montrer que la différence entre les deux indicateurs d'inadéquation est égale à :

$$(85) \qquad RMM'-RMM \approx 1-\frac{1+RMM}{1-RMM'} = 1-\left\{r'_v+(1-r'_v)\left[\sum_k \alpha'_k\left(\frac{1/\mu_k}{1/\mu}\right)^{\rho}\right]\right\}^{1/\rho}$$

$$\text{où } r'_v = \frac{(\xi_v)^{\rho}}{(\xi_v)^{\rho}+(\xi'_u)^{\rho}(2^{\rho/\psi})} \text{ et } \alpha'_k = \frac{\alpha_k(1-u_k)^{\rho}}{\sum_k \alpha_k(1-u_k)^{\rho}}$$

La pondération α'_k attribuée à chaque terme de discordance relative des qualifications diminue quand le taux de chômage régional est au-dessus de la « moyenne ». Si la discordance des qualifications était identique dans toutes les régions, l'écart entre les deux indicateurs d'inadéquation régionale (RMM et RMM') serait bien évidemment nul. Sinon, l'écart peut être positif ou négatif. Il est probable qu'il sera positif lorsque des taux de chômage plus élevés seront associés à des indicateurs d'inadéquation eux-mêmes plus élevés[61]. En d'autres termes, omettre de prendre simultanément en compte les deux dimensions (qualifications et régions) conduira généralement à biaiser les indicateurs d'inadéquation régionale ; le biais sera probablement positif.

4. RÉSULTATS EMPIRIQUES

L'objectif de cette section est d'examiner dans quelle mesure la persistance du chômage en France peut être liée aux différents problèmes structurels dont nous venons de discuter. Pour chaque région française, nous disposons des taux de chômage et d'emplois vacants, sur une période allant de 1968 à 2000. Ces données (sources et définitions) sont décrites en Annexe 14 et Annexe 15. Nous nous appuierons sur la méthodologie développée dans les sections précédentes pour évaluer le rôle que les frictions, la discordance des qualifications offertes et demandées, et enfin les disparités interrégionales ont pu jouer dans les déplacements observés de la courbe de Beveridge. Cet exercice nous fournira aussi l'occasion de tester la robustesse de nos indicateurs et de les comparer à une autre mesure que

[61] C'est ce qui se produirait certainement si l'indicateur agrégé de discordance des qualifications $(1/\mu)^{\rho}$ était une moyenne simple des valeurs régionales correspondantes.

propose la littérature. Le même exercice a déjà été réalisé par Sneessens, Fonseca et Maillard (1998) ; comparativement à ces derniers, nous bénéficions d'une période plus longue et des données détaillées des enquêtes Emploi réalisées par l'INSEE auprès des ménages[62], données qui, d'une part sont plus homogènes et d'autre part, nous permettent de distinguer sept et non plus trois groupes de qualification.

4.1. Calibrage

Nous commençons par fixer les valeurs des paramètres ψ et ρ de la CES. Pour ce faire, nous reprenons les principaux résultats d'estimation obtenus par Sneessens, Fonseca et Maillard (1998) sur la sous-période 1980-1993.

- La valeur estimée du paramètre ρ ne suit pas de trend systématique.

- L'égalité entre ψ et ρ est acceptée; la valeur obtenue est assez élevée, et implique un taux de chômage frictionnel de seulement 0,62%.

Pour parvenir au même niveau de chômage frictionnel, nous calibrons ψ et ρ à 333.

4.2. Décomposition du taux de chômage

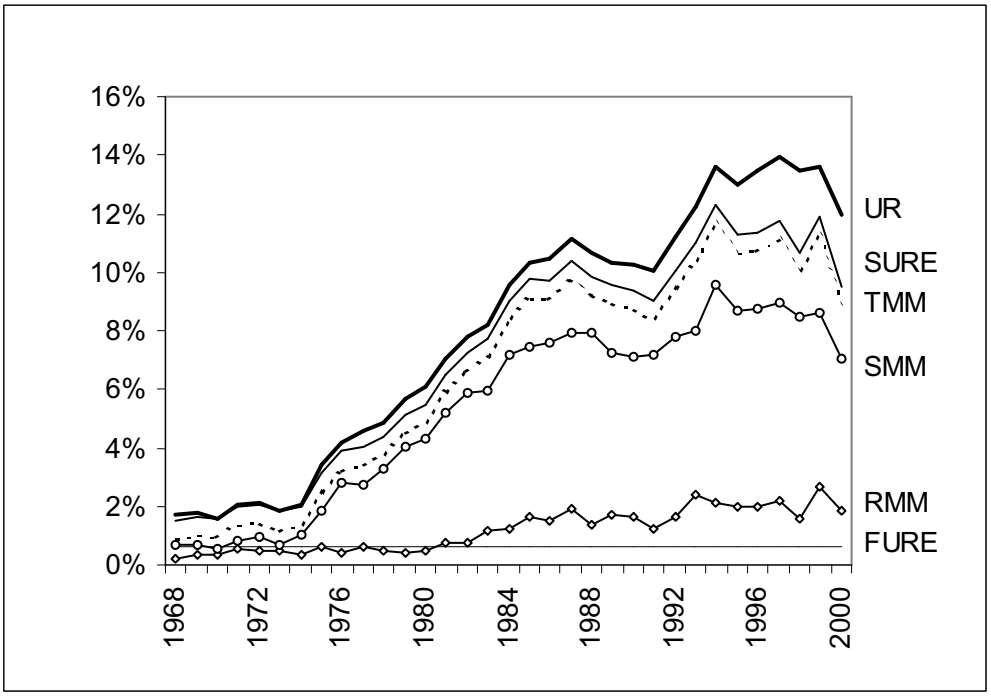
Le Graphique 54 permet de visualiser la décomposition du taux de chômage sur toute la période (les valeurs de chaque composante sont reproduites en Annexe 16).

---

62 Pour accéder à ces données d'enquête, nous avons reçu l'aide du LASMAS-IDL, unité partenaire du Centre Quetelet (Paris 17e) et en particulier de Madame Irène Fournier Mearelli. Nous les en remercions vivement.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 54 : Décomposition du taux de chômage

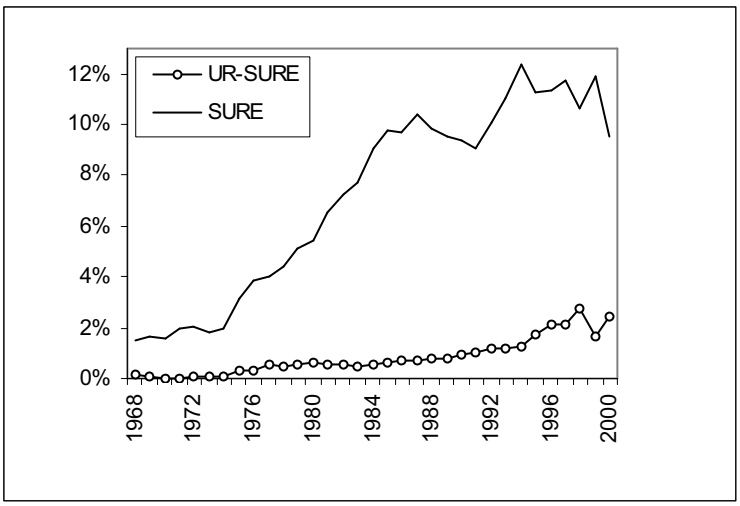


Ce graphique suggère que la persistance des taux de chômage élevés est en grande partie liée à des problèmes structurels et plus spécialement à l'inadéquation de la structure des qualifications offertes et demandées.

4.3. Évolution du chômage structurel

Le Graphique 55 retrace l'évolution du chômage structurel (mesuré par SURE) et du chômage conjoncturel (mesuré par l'écart entre le taux de chômage observé UR et SURE).

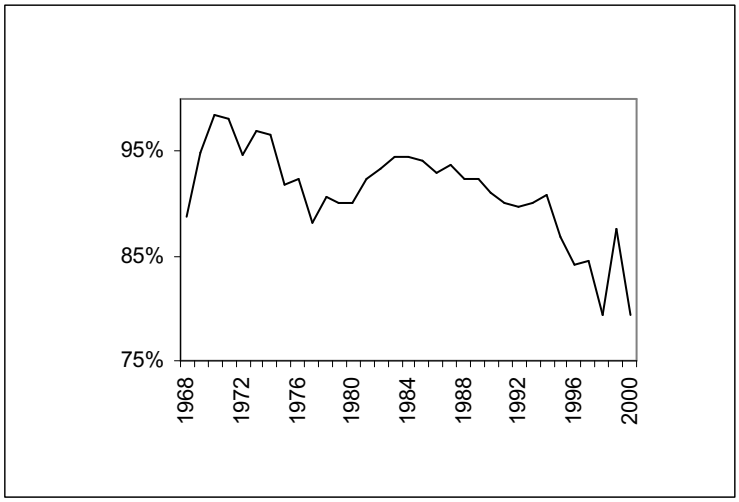
Graphique 55 : Niveau du taux de chômage structurel et écart avec le taux de chômage observé



D'abord relativement stable jusqu'en 1974, le taux de chômage structurel augmente ensuite fortement jusqu'en 1987. Sur la même période, le taux de chômage conjoncturel suit une évolution semblable mais à un niveau bien inférieur. À partir de 1988, on observe une rupture nette ; le mouvement de hausse du chômage conjoncturel s'amplifie sensiblement, alors que la montée du chômage structurel devient plus faible et plus fluctuante. Il se produit donc une rupture nette au début de cette décennie. La montée du chômage après 1988 ne semble pas de même nature que celle de la fin des années 1970 et du début des années 1980 (voir L'Horty et Saint-Martin (1996)).

Pour donner une meilleure idée de l'importance du chômage structurel, nous avons retracé sur le Graphique 56 l'évolution du rapport SURE/UR.

Graphique 56 : Taux de chômage structurel rapporté au taux de chômage observé



En 1970, le chômage structurel représente 98,6% du chômage total. Il tombe à 88% durant la récession de 1975, remonte ensuite sans pour autant retrouver sa valeur initiale puis retombe en 1995 pour atteindre 80% en 2000. Cette baisse peut être le résultat de véritables changements structurels (le coût relatif du travail non-qualifié ayant baissé depuis 1986, voir Chapitre 4). Elle peut aussi être artificielle si elle résulte de politiques pour l'emploi qui induisent des chocs démographiques (telles que : préretraites, programmes de formation, etc.). Cela reste à vérifier.

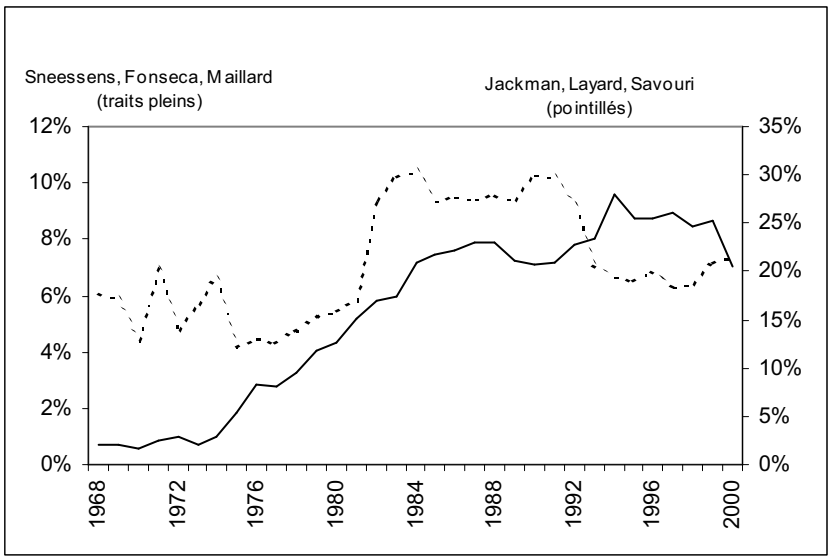
4.4. Calcul des indicateurs d'inadéquation

4.4.1. Indicateurs d'inadéquation structurelle des qualifications

Le Graphique 57 reproduit la valeur de notre indicateur d'inadéquation structurelle des qualifications (SMM) et à titre de comparaison, celle de l'indicateur standard de Jackman, Layard et Savouri[63].

[63] La plupart des travaux disponibles sur le chômage d'inadéquation se réfèrent à cet indicateur qui du point de vue des données requises est plus facile à mettre en œuvre que les autres indicateurs standard.

Graphique 57 : Indicateurs d'inadéquation structurelle des qualifications
SMM (échelle de gauche) et variance des taux de chômage relatifs (échelle de gauche)



Il montre que dans l'ensemble, notre indicateur SMM a suivi la même évolution que celle décrite précédemment pour SURE[64]. La montée du chômage structurel est donc, selon notre indicateur, essentiellement liée à l'inadéquation des qualifications. La variance des taux de chômage relatifs suggère une toute autre évolution. À partir de 1984, l'inadéquation des qualifications ne croît plus que très faiblement pour atteindre un maximum en 1990 et s'effondrer brutalement ensuite.

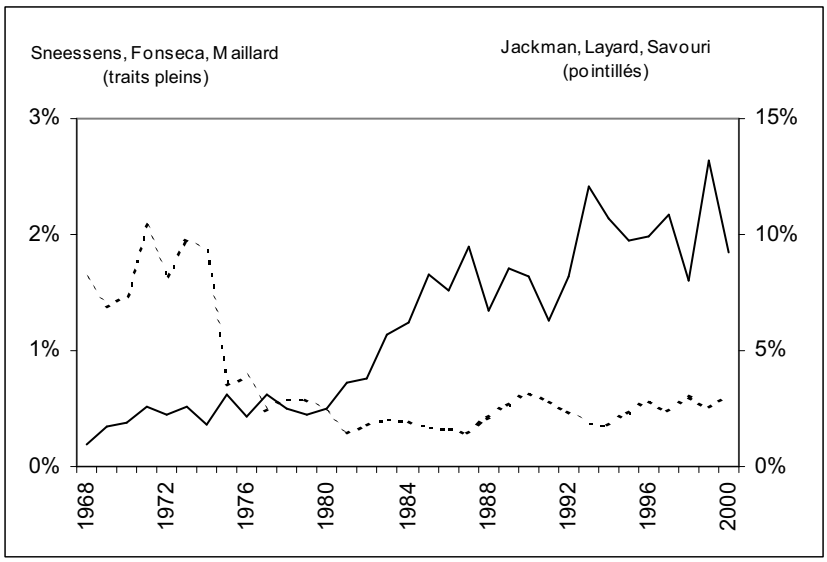
Notre skill mismatch est lui-même très fortement corrélé (0.9995) à l'indicateur de discordance des qualifications $1/\mu$. Cette forte corrélation est conforme à l'approximation (81) de SMM obtenue pour $1/\mu$ supérieur à 1 et ρ suffisamment grand.

4.4.2. Indicateurs des disparités interrégionales

L'effet des disparités interrégionales est illustré par le Graphique 58.

[64] On obtient un coefficient de corrélation entre SURE et SMM de 0.9967.

Graphique 58 : Indicateurs des disparités interrégionales
RMM (échelle de gauche) et variance des taux de chômage relatifs (échelle de gauche)

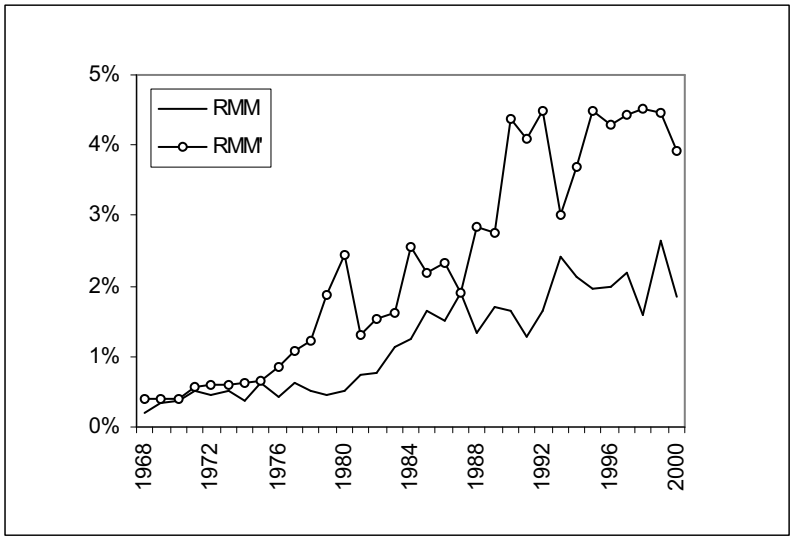


L'indicateur calculé à partir de notre modèle suggère que l'impact des disparités interrégionales a presque continuellement augmenté depuis 1968. Cette montée est liée presque exclusivement à celle des disparités interrégionales mesurées par ξ_u [65] sur la base des taux de chômage corrigés. Malgré cette augmentation, la contribution des différences entre régions au taux de chômage structurel total reste modeste. Elle ne représente pas plus de 2,6% (taux atteint en 1999). La variance des taux de chômage relatifs fournit une évolution totalement opposée.

Le Graphique 59 compare les indicateurs de disparités interrégionales obtenus à partir de notre modèle, lorsque l'indicateur d'inadéquation des qualifications est ou n'est pas pris en compte.

[65] On obtient un coefficient de corrélation de RMM avec ξ_u est de 0,999993 contre –0,317 avec ξ_v (dont les valeurs très proches de l'unité indiquent qu'en termes de taux d'emplois vacants, les disparités entre régions sont quasiment inexistantes).

Graphique 59 : Biais dû à la non-prise en compte de l'inadéquation des qualifications



Ainsi que nous l'avions anticipé à la Section 3.6, le fait de négliger l'inadéquation des qualifications peut biaiser l'estimation de l'indicateur régional. Dans le cas présent, négliger l'effet « qualifications » aboutit à surestimer l'indicateur régional de 200% en moyenne.

5. CONCLUSION

Le but de ce travail était de contribuer à une meilleure compréhension des problèmes structurels tant sur le plan méthodologique qu'empirique. *Sur le plan méthodologique*, nous avons développé un modèle qui prend simultanément en compte plusieurs dimensions des problèmes structurels (frictions, inadéquations entre les qualifications offertes et demandées, disparités interrégionales). *Sur le plan empirique*, nous avons utilisé des données de panel françaises pour estimer l'ampleur des problèmes structurels dans ce pays, et par la même occasion, tester l'aptitude et la robustesse de notre modèle.

Nos principales conclusions peuvent être résumées comme suit :

- Contrairement aux indicateurs standard, les indicateurs d'inadéquation structurelle des qualifications et des disparités interrégionales que nous obtenons, ont des expressions différentes.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

- Notre indicateur d'inadéquation structurelle des qualifications est fonction des différences absolues entre taux de chômage, et non (comme le proposent de Jackman, Layard et Savouri) de ratios.

- Le fait de ne pas prendre simultanément en compte les dimensions « régions » et « qualifications » peut biaiser sérieusement la valeur de l'indicateur de disparités interrégionales.

- Les déséquilibres structurels propres aux régions et aux qualifications (TMM) ont produit un déplacement significatif de la courbe de Beveridge agrégée. L'essentiel de ce déplacement a eu lieu entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1980. Il représente près de 78% de la hausse du taux de chômage observée entre 1968 et 2000 (8 points de chômage sur 10,3).

- L'impact des disparités interrégionales (RMM), bien qu'en hausse constante, ne représente pas plus de 2,6% (ce chiffre est presque doublé si on omet de prendre simultanément en compte les dimensions « régions » et « qualifications »).

- L'inadéquation structurelle des qualifications (SMM) croît régulièrement de 2% en 1975 à 8% en 1987 ; depuis cette date, elle fluctue autour d'une moyenne de 8%.

- Il y a un net contraste entre les périodes antérieure et postérieure à 1987. La montée du chômage depuis la fin des années 1980 ne semble pas de même nature que celle de la fin des années 1970 et du début des années 1980.

- La variance des taux de chômage relatifs régionaux est quasiment stable depuis 1975. La variance des taux de chômage relatifs par qualification croît légèrement entre 1984 et 1990, puis revient brutalement au niveau de 1980. Ces résultats semblent donner raison à l'explication de Entorf (1993) selon laquelle, lorsque les taux de chômage catégoriels augmentent tendanciellement, les mesures basées sur la variance de ces taux, convergent vers zéro.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

ANNEXE 14

SOURCES STATISTIQUES

L'emploi et le chômage

Les enquêtes sur l'emploi réalisées par l'INSEE fournissent une estimation annuelle (en mars généralement) de l'emploi et du chômage par région et par catégorie socioprofessionnelle (CSP). Pour accéder à ces données détaillées, nous avons bénéficié de l'aide du LASMAS-IDL, unité partenaire du Centre Quetelet (Paris 17e).

Les emplois vacants

Le Bulletin mensuel des statistiques du travail (BMST) comptabilise pour chaque région les offres d'emploi déposées par les employeurs dans les agences locales pour l'emploi. Compte tenu du changement de nomenclature intervenu en 1995, nous en avons extrait, de 1968 à 1994, les offres d'emploi à durée indéterminée à temps plein (dites offres de catégorie 1), puis à partir de 1995, les offres d'emploi durable (plus de 6 mois, dites offres de catégorie A) qui, au dernier jour du mois de mars (mois de référence pour l'enquête sur l'emploi), n'étaient pas encore satisfaites.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

ANNEXE 15

DÉFINITION DES GROUPES DE QUALIFICATION

Dans l'enquête sur l'emploi, le niveau de qualification des actifs repose sur :

- la CSP de l'emploi actuel, pour les actifs occupés ;
- la CSP du dernier emploi, pour les chômeurs (hypothèse implicite : la CSP du dernier emploi est proche de celle de l'emploi recherché).

Compte tenu du changement de nomenclature intervenu en 1982, le regroupement en 7 (+1) niveaux de qualification, s'effectue comme suit (il s'agit d'une correspondance approximative) :

	Ancienne nomenclature (de 1968 à 1981)	Nouvelle nomenclature (à partir de 1982)
1. Agriculteurs, artisans, commerçants et chefs d'entreprises	00. Agriculteurs exploitants 21. Industriels 22. Artisans 23. Patrons pêcheurs 26. Gros commerçants 27. Petits commerçants	11. Agriculteurs sur petite exploitation 12. Agriculteurs sur moyenne exploitation 13. Agriculteurs sur grande exploitation 21. Artisans 22. Commerçants et assimilés 23. Chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus
2. Cadres et professions intellectuelles supérieures	30. Professions libérales 32. Professeurs, professions littéraires et scientifiques 33. Ingénieurs 34. Cadres administratifs supérieurs 80. Artistes	31. Professions libérales 33. Cadres de la fonction publique 34. Professeurs, professions scientifiques 35. Professions de l'information des arts et des spectacles 37. Cadres administratifs et commerciaux d'entreprises 38. Ingénieurs et cadres techniques d'entreprises
3. Professions intermédiaires	41. Instituteurs, professions intellectuelles diverses 42. Services médicaux et sociaux 43. Techniciens 44. Cadres administratifs moyens 60. Contremaîtres 81. Clergé	42. Instituteurs et assimilés 43.Professions intermédiaires de la santé et du travail social 44. Clergé, religieux 45. Professions intermédiaires administratives de la fonction publique 46. Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises 47. Techniciens 48. Contremaîtres, agents de maîtrise

http://www.univ-lille1.fr/bustl

4. Employés qualifiés	51. Employés de bureau 53. Employés de commerce 82. Armée et police	52. Employés civils et agents de service de la fonction publique 53. Policiers et militaires 54. Employés administratifs d'entreprises 55. Employés de commerce
5 Employés non qualifiés	70. Gens de maison 71. Femmes de ménage 72. Autres personnels de service	56. Personnels des services directs aux particuliers
6. Ouvriers qualifiés	61. Ouvriers qualifiés	62. Ouvriers qualifiés de type industriel 63. Ouvriers qualifiés de type artisanal 64. Chauffeurs 65. Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport
7. Ouvriers non qualifiés	10. Salariés agricoles 63. Ouvriers spécialisés 65. Mineurs 66. Marins et pêcheurs 67. Apprentis ouvriers 68. Manœuvres	67. Ouvriers non qualifiés de type industriel 68. Ouvriers non qualifiés de type artisanal 69. Ouvriers agricoles
8. Chômeurs n'ayant jamais travaillé	9. Personnes n'ayant pas déclaré d'activité antérieure	81. Chômeurs n'ayant jamais travaillé

Pour les chômeurs n'ayant jamais travaillé dénombrés dans la région k lors de l'enquête de l'année t, on suppose une répartition entre les 7 niveaux de qualification identique à celle des autres chômeurs de cette région k en année t.

ANNEXE 16

DOSSIER STATISTIQUE

valeur de ψ = 333 valeur de ρ = 333

										Jackman Layard Savouri		
France	ξ_u	ξ_v	$1/\mu$	SURE	FURE	TMM	SMM	RMM	RMM'	RMM	SMM	UR
1968	1.00218	1.00027	1.01328	1.53%	0.62%	0.90%	0.71%	0.20%	0.39%	8.14%	17.77%	1.72%
1969	1.00370	1.00084	1.01326	1.67%	0.62%	1.05%	0.71%	0.34%	0.40%	6.87%	17.23%	1.77%
1970	1.00400	1.00125	1.01188	1.57%	0.62%	0.95%	0.57%	0.37%	0.39%	7.36%	12.94%	1.59%
1971	1.00550	1.00120	1.01469	1.99%	0.62%	1.36%	0.85%	0.51%	0.57%	10.35%	20.23%	2.03%
1972	1.00483	1.00077	1.01588	2.04%	0.62%	1.41%	0.97%	0.45%	0.59%	8.20%	13.96%	2.15%
1973	1.00545	1.00117	1.01296	1.82%	0.62%	1.19%	0.68%	0.51%	0.59%	9.80%	16.48%	1.87%
1974	1.00392	1.00119	1.01648	2.01%	0.62%	1.38%	1.02%	0.36%	0.62%	9.35%	19.19%	2.08%
1975	1.00658	1.00018	1.02541	3.12%	0.62%	2.49%	1.88%	0.62%	0.65%	3.55%	12.15%	3.40%
1976	1.00475	1.00015	1.03534	3.87%	0.62%	3.25%	2.81%	0.44%	0.85%	3.85%	13.15%	4.19%
1977	1.00664	1.00008	1.03492	4.01%	0.62%	3.39%	2.77%	0.62%	1.08%	2.45%	12.73%	4.55%
1978	1.00538	1.00008	1.04014	4.37%	0.62%	3.75%	3.25%	0.50%	1.24%	2.94%	13.79%	4.82%
1979	1.00477	1.00006	1.04896	5.12%	0.62%	4.50%	4.06%	0.44%	1.88%	2.91%	15.40%	5.68%
1980	1.00537	1.00010	1.05208	5.46%	0.62%	4.84%	4.34%	0.50%	2.44%	2.36%	16.01%	6.06%
1981	1.00772	1.00008	1.06151	6.52%	0.62%	5.89%	5.17%	0.73%	1.32%	1.42%	17.00%	7.06%
1982	1.00812	1.00006	1.06934	7.24%	0.62%	6.61%	5.85%	0.76%	1.52%	1.81%	27.27%	7.76%
1983	1.01204	1.00031	1.07091	7.73%	0.62%	7.11%	5.97%	1.14%	1.61%	2.11%	29.79%	8.18%
1984	1.01302	1.00004	1.08528	9.04%	0.62%	8.42%	7.18%	1.24%	2.56%	1.99%	30.39%	9.57%
1985	1.01731	1.00002	1.08916	9.75%	0.62%	9.13%	7.47%	1.65%	2.20%	1.71%	27.28%	10.36%
1986	1.01584	1.00003	1.09038	9.72%	0.62%	9.10%	7.59%	1.51%	2.32%	1.65%	27.75%	10.46%
1987	1.01987	1.00005	1.09466	10.43%	0.62%	9.80%	7.91%	1.90%	1.92%	1.49%	27.44%	11.13%
1988	1.01417	1.00004	1.09403	9.87%	0.62%	9.25%	7.90%	1.35%	2.83%	2.13%	27.86%	10.68%
1989	1.01779	1.00012	1.08624	9.55%	0.62%	8.93%	7.23%	1.70%	2.75%	2.71%	27.26%	10.33%
1990	1.01715	1.00020	1.08469	9.36%	0.62%	8.74%	7.10%	1.64%	4.38%	3.19%	30.00%	10.27%
1991	1.01329	1.00010	1.08505	9.05%	0.62%	8.42%	7.16%	1.26%	4.10%	2.84%	29.83%	10.03%
1992	1.01723	1.00005	1.09329	10.08%	0.62%	9.46%	7.82%	1.64%	4.48%	2.44%	26.94%	11.24%
1993	1.02531	1.00005	1.09626	11.03%	0.62%	10.41%	8.00%	2.41%	3.02%	1.88%	20.72%	12.24%
1994	1.02232	1.00015	1.11588	12.34%	0.62%	11.72%	9.59%	2.13%	3.69%	1.81%	19.38%	13.57%
1995	1.02049	1.00017	1.10467	11.29%	0.62%	10.67%	8.71%	1.96%	4.50%	2.37%	18.95%	13.01%
1996	1.02071	1.00024	1.10519	11.35%	0.62%	10.73%	8.75%	1.98%	4.30%	2.82%	20.11%	13.49%
1997	1.02282	1.00048	1.10800	11.76%	0.62%	11.14%	8.96%	2.18%	4.43%	2.39%	18.51%	13.93%
1998	1.01681	1.00047	1.10098	10.67%	0.62%	10.05%	8.45%	1.60%	4.51%	2.99%	18.61%	13.44%
1999	1.02770	1.00057	1.10437	11.89%	0.62%	11.27%	8.63%	2.64%	4.45%	2.58%	20.87%	13.57%
2000	1.01936	1.00074	1.08435	9.53%	0.62%	8.91%	7.06%	1.85%	3.91%	3.06%	21.45%	11.99%
moy. 1968-1974	1.00423	1.00096	1.01406	1.80%	0.62%	1.18%	0.79%	0.39%	0.51%	8.58%	16.83%	1.89%
moy. 1975-1987	1.00980	1.00010	1.06139	6.64%	0.62%	6.02%	5.09%	0.93%	1.66%	2.33%	20.78%	7.17%
moy. 1988-2000	1.01963	1.00026	1.09716	10.60%	0.62%	9.98%	8.10%	1.87%	3.95%	2.55%	23.11%	12.14%

RÉFÉRENCES

BIERINGS H, MUYSKEN J., (1988), "Nested Employment Functions and Structural Unemployment, with an empirical Application to the Dutch and Belgian Economies", mimeo, Faculty of Economics and Business Administration, University of Limburg, Maastricht; Netherlands.

DOW I. C. R., DICKS-MIREAUX L. A. (1958), "The Excess Demand for Labour", Oxford Economics Papers, 10, 1-33.

DRÈZE J.H, BEAN C.R., LAMBERT J.P., MEHTA S., SNEESSENS H.R., (eds), (1990) Europe's Unemployment Problem , MIT Press.

ENTORF H., (1995), "Do Aggregate Measures of Mismatch Measure Mismatch? A Time Series Analysis of Existing Concepts", University of Mannheim, June 1995.

ENTORF H., SNEESSENS H.R., (1996), "Aggregation in QRM models: The CES Aggregate Employment Function", mimeo, IRES, University of Louvain.

HANSEN B., (1970), "Excess Demand, Unemployment, Vacancies and Wages", Quaterly Journal of Economics, 84, pp. 1-23.

LAMBERT J.P., (1988), Disequilibrium Macroeconomic Models, Cambridge University Press, Cambridge.

LAYARD P.R.G., NICKELL S., JACKMAN R., (1991) Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market, Oxford University Press, 618p.

LESCURE R., L'HORTY Y., (1994), "Le chômage d'inadéquation en France : une évaluation", Économie et Prévision, 113/114, 139-154.

LIPSEY R., (1960), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change in Money Wage Rates in the United-Kingdom, 1852-1957 : a further analysis", Economica, 27, 1-31.

SNEESSENS H.R., (1987) "Investment and the Inflation-Unemployment Trade-off in a Quantity Rationing Model with Monopolistic Competition", European Economic Review, 31, 781-808.

SNEESSENS H.R., SHADMAN-MEHTA F., (1995), "Skill Mismatch, Real Wages and Unemployment Persistence", Annales d'économie et de statistique, 37/38, p255-92.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

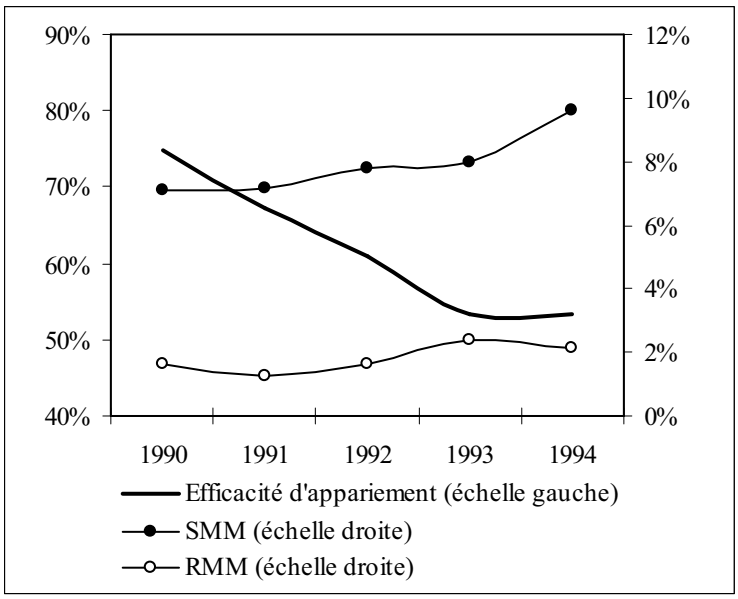
CONCLUSION DE LA PARTIE II

Si dans la première partie, nous pensons avoir pris la mesure de la dégradation de l'efficacité du processus d'appariement sur le marché du travail français au début des années 1990, et identifié un certain nombre de conditions dans lesquelles cette dégradation s'est produite, la seconde partie nous a permis de progresser sur l'origine de cette dégradation.

La construction d'une fonction d'emploi directement inspirée des modèles avec contraintes quantitatives a en effet permis d'appréhender de façon satisfaisante le problème du chômage structurel en dépassant les insuffisances constatées des analyses théoriques traditionnelles. De cette construction théorique, nous avons extrait en particulier deux indicateurs – un indicateur d'inadéquation des qualifications offertes et demandées SMM et un indicateur des disparités interrégionales RMM – dont l'estimation pour la sous-période 1990-1994 (obtenue au Chapitre 6) a été reproduite au Graphique 60 avec celle de l'efficacité d'appariement (estimée au Chapitre 3).

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Graphique 60 : Efficacité d'appariement, skill mismatch et regional mismatch en France de 1990 à 1995



Source : estimations réalisées aux Chapitres 3 et 6

De l'évolution contrastée de ces courbes, nous pouvons dégager le résultat essentiel suivant concernant la France au début des années 1990 : les déséquilibres structurels propres aux régions et plus encore aux qualifications ont bien participé à la dégradation de l'efficacité du processus d'appariement. Un résultat qui va dans le sens de Gottschalk et Joyce (1998) puisqu'il met en avant la croissance insuffisante de l'offre de travail qualifié, et qui donne tout son sens à la phrase de l'économiste et historien Ernest Labrousse, « les économies ont les crises de leurs structures ».

CONCLUSION GÉNÉRALE

Depuis les années 1990, le marché du travail français conjugue un nombre élevé de postes non pourvus et un niveau élevé de chômage. Cette observation constitue le point de départ de notre travail de thèse dont l'objet était de mener une réflexion approfondie sur les difficultés d'appariement.

Au fil de ce travail, plusieurs études chiffrées comparant la France aux États-Unis, puis les vingt-deux régions françaises, et enfin les actifs français par catégorie socioprofessionnelle, ont constitué notre toile de fonds pour mener cette réflexion. Nous avons ainsi constaté que la croissance de la population active française avait été relativement modérée durant les années 1990. Nous avons par contre mis en évidence une nette intensification des séparations, avec la multiplication des emplois temporaires, ainsi que des signes de dégradation dans l'efficacité du processus d'appariement. Il nous est apparu que la main d'œuvre française se partageait entre trois segments peu perméables : les travailleurs du premier segment bénéficiant d'emplois stables et de surcroît peu exposés au chômage, les travailleurs du deuxième segment alternant emplois temporaires et périodes de chômage, et les travailleurs du troisième segment éprouvant d'importantes difficultés à trouver ou retrouver un emploi. Cette segmentation paraît bien plus marquée qu'aux États-Unis ; elle semble également plus marquée dans les régions françaises qui connaissent un taux de chômage élevé. L'étude de la population active par catégorie socioprofessionnelle a révélé un autre clivage entre deux groupes : le groupe des cadres, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires, et le groupe des employés et ouvriers. Cette dichotomie peut d'abord se justifier par le niveau de formation (mesuré en pourcentage de bacheliers) élevé du premier groupe et nettement inférieur du second. Le premier groupe (celui des *qualifiés*) a un taux de chômage nettement inférieur et un salaire réel moyen nettement supérieur au second groupe (celui des *peu qualifiés*). Le premier groupe se caractérise également par un taux de croissance de l'emploi plus élevé, un taux de croissance des salaires réels plus faible et une proportion d'actifs surqualifiés plus faible. Bien que sur d'autres critères (part de la catégorie

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

socioprofessionnelle dans le chômage total, mobilité professionnelle, ancienneté de chômage) la scission entre ces deux groupes soit moins nette qu'on pourrait l'imaginer *a priori*, le niveau de formation semble bien constituer une importante ligne de segmentation sur le marché du travail.

Deux méthodes d'estimation ont été mises en œuvre. Pour mesurer la dégradation de l'efficacité du processus d'appariement sur le marché du travail français, et identifier les facteurs déterminants de cette efficacité, nous avons estimé - en premier lieu - une frontière stochastique à partir de données de panel couvrant les vingt-deux régions françaises entre mars 1990 et février 1995. Pour mesurer la contribution des phénomènes structurels à cette dégradation, nous avons estimé - en second lieu - une fonction d'emploi, inspirée des modèles avec contraintes quantitatives à partir de données annuelles françaises entre 1968 et 2000. Cette fonction contenant implicitement une courbe de Beveridge dont les déplacements sont imputables soit à des frictions, soit à l'inadéquation entre les qualifications offertes et demandées (skill mismatch), soit à des disparités interrégionales (regional mismatch), nous avons pu en déduire plusieurs indicateurs qui ont permis d'apprécier dans quelle mesure le chômage est attribuable à ces différents facteurs.

Il nous est apparu que l'efficacité d'appariement moyenne s'était nettement dégradée au début des années 1990. Il nous est également apparu que le chômage semblait se concentrer dans les régions où l'efficacité d'appariement était la plus faible. Les variables qui semblent avoir joué un rôle dominant sur le degré d'efficacité sont la proportion de jeunes, de femmes et d'étrangers parmi les demandeurs d'emploi. La densité de population aurait aussi exercé un impact positif significatif sur l'efficacité d'appariement. Enfin, nous avons remarqué avec intérêt que l'exceptionnelle baisse de la proportion d'emplois durables parmi les offres d'emploi avait, semble-t-il, eu peu d'effet sur l'efficacité d'appariement, en dépit du fait que les demandeurs d'emploi recherchent en priorité ce type d'emploi. Nous avons également montré que l'inadéquation des qualifications offertes et demandées a joué un rôle majeur dans la dégradation de l'efficacité du processus d'appariement. Nos résultats suggèrent aussi que la localisation respective des offres et des demandes a contribué de manière moins significative à cette dégradation que leur qualification respective.

À partir de ces résultats, un certain nombre d'enseignements pour l'action à mener en France en faveur de l'emploi peuvent être dégagés. Tout d'abord, nous pouvons conclure que,

http://www.univ-lille1.fr/bustl

l'action qui doit être menée en faveur de l'emploi ne doit pas être appliquée de manière indifférenciée à toutes les composantes du marché. Dans une économie où le chômage est à 80% d'origine structurelle, il est impératif que les aides publiques soient ciblées ; elles doivent prioritairement être dirigées vers les travailleurs ou les employeurs les plus réceptifs à ces aides. Le deuxième enseignement de ce travail est que les offres d'emploi semblent se localiser là où les demandes d'emploi sont nombreuses, puisque le chômage dû à la réallocation des emplois et de la main d'œuvre entre les régions ne dépasse jamais 2,6%. En conséquence, les mesures favorisant la mobilité géographique des travailleurs ou des firmes des régions en déclin vers les régions en expansion, risquent de ne pas être suffisantes pour réduire le chômage. Le troisième enseignement que l'on peut retirer de ce travail, est que la réduction de l'inadéquation structurelle des qualifications doit constituer une priorité dans la mesure où l'on a pu constater son rôle majeur dans la montée du chômage structurel. Les efforts de formation pour les adultes, en vue d'une reconversion professionnelle, devront être poursuivis afin de permettre d'un côté de réduire le taux de chômage des travailleurs qui éprouvent des difficultés à retrouver un emploi, et d'un autre côté de répondre à la demande de travail insatisfaite. Mais ces efforts risquent également de ne pas être suffisants car les études montrent que les programmes de formation pour adultes n'améliorent pas significativement l'employabilité des travailleurs, en particulier lorsqu'ils sont peu formés au départ ou âgés, et s'avèrent très coûteux au regard des bénéfices obtenus. Ils devront être accompagnés par des mesures visant à subventionner l'embauche des chômeurs les plus défavorisés, grâce par exemple à des allègements de charges sociales sur les bas salaires ou à des crédits d'impôts. Faute d'une telle action en faveur de l'emploi, il serait vain d'espérer une diminution substantielle du chômage.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

B I B L I O G R A P H I E

AGULLO Marie Hélène (1999), « Efficience du marché du travail : le cas français », in Maurice CATIN, Jean Yves LESUEUR et Yves ZENOU, *Emploi, concurrence et concentration spatiales,* Paris, Economica, pp. 21-38.

AIGNER Dennis J., LOVELL C.A. Knox, SCHMIDT Peter (1977), « Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models », *Journal of Econometrics,* 6, pp. 21-37.

ALBRECHT James, VROMAN Susan (2002), "A matching Model with endogenous Skill Requirements", *International Economic Review*, n° 89, pp. 283-305.

ANDERSON Patricia, BURGESS Simon (2000), « Empirical Matching Functions : Estimation and Interpretation Using State-Level Data », *Review of Economics and Statistics*, 82(1), pp. 93-102.

ATKINSON Tony, GLAUDE Michel, OLIER Lucile, PIKETTY Thomas (2001), *Les inégalités économiques*, La Documentation Française.

BATTESE George E., COELLI Tim J. (1988), « Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with Generalized Frontier Production Function and Panel Data », *Journal of Econometrics,* 38, pp. 387-399.

BATTESE George E., COELLI Tim J. (1993), « A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects », *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.

BATTESE George E., COELLI Tim J. (1995), « A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Model for Panel Data », *Empirical Economics, 20*, pp. 325-332.

BERMAN Eli, BOUND John, MACHIN Stephen (1998), "Implications of skill-biased technological change : international evidence", *Quarterly Journal of Economics*, n° 113, pp. 1245-1279.

BIERINGS H, MUYSKEN J., (1988), "Nested Employment Functions and Structural Unemployment, with an empirical Application to the Dutch and Belgian Economies", mimeo, Faculty of Economics and Business Administration, University of Limburg, Maastricht; Netherlands.

BISAULT Laurent, DESTIVAL Vincent, GOUX Dominique (1994), "Emploi et chômage des “non qualifiés” en France", *Économie et Statistique*, n° 273, pp. 17-27.

BODMAN Philip M. (1999), « Labour Market Inefficiency and Frictional Unemployment in Australia and its States : A Stochastic Frontier Approach », *The Economic Record*, vol. 75, n° 229, pp. 138-148.

BOERI Tito (1996), « Is job turnover countercyclical ? », Journal of Labor Economics, vol. 14, n° 4.

BOWDEN R. (1980), « On the existence and secular stability of a u-v loci », Economica, n° 47, pp. 35-50.

BROERSMA Lourens, van OURS Jan (1999), « Job Searchers, Job Matches and the Elasticity of Matching », *Labour Economics*, 6, pp. 77-93.

CABALLERO J. Ricardo, HAMMOUR Mohamad L. (1996), « On the timing and efficiency of creative destruction », The Quaterly Journal of Economics, August, pp. 805-852.

CAHUC Pierre, ZYLBERBERG André (1996), Économie du travail. La formation des salaires et les déterminants du chômage, De Boeck Université, Bruxelles.

CAHUC Pierre, ZYLBERBERG André (2002), Le marché du travail, De Boeck Université, Bruxelles.

CASTEL Robert, FITOUSSI Jean-Paul, FREYSSINET Jacques, GUAINO Henri (1997), *Chômage : le cas français*, La documentation Française, Paris.

CHAMBIN M., MIHOUBI F. (1997), « Créations et suppressions d'emplois et flux de main d'œuvre dans les établissements de 50 salariés et plus », Document d'études, n° 12, DARES.

CHAPOULIE Simone (2000), "Une nouvelle carte de la mobilité professionnelle", *Économie et Statistique*, n° 331, pp. 25-45.

CHOFFEL Philippe, ECHARDOUR Annick, KRAMARZ Francis (1988), "L'évolution récente des professions dans l'industrie, le commerce et les services", *Économie et Statistique*, n° 213.

COELLI Tim J. (1992), « A Computer Program for Frontier Production Frontier Estimation, Frontier Version 2.0 », *Economics Letters,* 39, pp. 29-32.

COELLI Tim J. (1994), « A Guide to Frontier Version 4.1 : A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation », mimeo, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.

COELLI Tim J., PERELMAN Sergio, ROMANO Elliot (1999), « Accounting for Environmental Influences in Stochastic Frontier Models: With Application to International Airlines », *Journal of Productivity Analysis*, 11, pp. 251-273.

COHEN Daniel, LEFRAND Arnaud, SAINT-PAUL Gilles (1997), « French Unemployment : a Transatlantic perspective », Economic Policy, n° 25, pp. 267-91.

COLES M. G., SMITH E. (1996), « Cross-Section Estimation of the Matching Function : Evidence from England and Wales », *Economica, 63:252*, pp. 589-598.

DAVIS Steven, HALTIWANGER John (1990), « Gross job creation, gross job destruction : microeconomic evidence and macroeconomic implications », NBER macroeconomics annual.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

DEBREU Gérard (1951), « The Coefficient of Resource Utilization », *Econometrica, 19*, pp. 273-292.

DESROSIERES Alain, THEVENOT Laurent (1996), *Les catégories socioprofessionnelles*, collection « Repères », Edition La Découverte.

DOLADO Juan J., FELGUEROSO Florentino, JIMENO Juan F. (2000), "Explaining Youth Labor Market Problems in Spain : Crowding-Out, Institutions, or Technology Shifts?", FEDEA, Document de travail.

DOW I. C. R., DICKS-MIREAUX L. A. (1958), "The Excess Demand for Labour", *Oxford Economics Papers,* 10, 1-33.

DRÈZE J.H, BEAN C.R., LAMBERT J.P., MEHTA S., SNEESSENS H.R., (eds), (1990) *Europe's Unemployment Problem* , MIT Press.

DUHAUTOIS Richard (2002), « Les réallocations d'emplois en France sont-elles en phase avec le cycle ? », ÉCONOMIE et statistique, n° 351, pp. 87-103.

ECHARDOUR Annick, MAURIN Eric (1992), "La gestion de la main-d'œuvre par les entreprises", *INSEE Première* n° 179.

ENTORF Horst (1998), Mismatch Explanations of European Unemployment, a Critical Evaluation, Springer-Verlag Berlin, Heidelberg.

ENTORF Horst (1995), "Do Aggregate Measures of Mismatch Measure Mismatch? A Time Series Analysis of Existing Concepts", University of Mannheim, June 1995.

ENTORF Horst, SNEESSENS Henri R., (1996), "Aggregation in QRM models: The CES Aggregate Employment Function", mimeo, IRES, University of Louvain.

EVANS George (1988), « Sectoral Imbalance and Unemployment in the United Kingdom », London School of Economics, Centre for Labour Economics, discussion paper, n° 300.

FARRELL M.J. (1957), « The Measurement of Productive Efficiency », *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, 120, pp. 253-281.

FORGEOT Gérard, GAUTIÉ Jérôme (1997), "Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement", *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 53-74.

FRAME W.S., COELLI Tim J. (2001), « U.S. Financial Services Consolidation : The Case of Corporate Credit Unions », *The Review of Industrial Organization,* 18, pp. 229-242.

GAUTIER Pieter A., VAN DEN BERG Gerard J., VAN OURS Jan C., RIDDER Geert (2002), "Worker turnover at the firm level and crowding out of lower educated workers", *European Economic Review*, n° 46, pp. 523-538.

GORTER Cees, van OURS Jan (1994), « Matching Unemployment and Vacancies in regional Labour Markets : An Empirical Analysis for the Netherlands », *Papers in Regional Science, 7*3(2), pp. 153-167.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

GROOT Wim, MAASSEN VAN DEN BRINK Henriëtte (1996), "Allocation and the returns to overeducation in the United Kingdom", *Discussion Paper TI 3-95-205, Tinbergen Institute, Amsterdam/Rotterdam.*

GUILKEY D.K., LOVELL C.A.K., SICKLES R.C. (1983), « A Comparison of the Performance of Three Flexible Functional Forms », *International Economic Review*, 24, pp. 591-616.

HALL R. (1979), « A theory of the natural unemployment rate and the duration of employment », Journal of Monetary Economics, n° 5, pp. 153-169.

HANSEN B., (1970), "Excess Demand, Unemployment, Vacancies and Wages", *Quaterly Journal of Economics,* 84, pp. 1-23.

HAUSMAN J.A., TAYLOR W.E. (1981), « Panel Data and Unobservable Individual Effects », *Econometrica*, n° 49(6), pp. 1377-1399.

IBOURK Aomar, MAILLARD Bénédicte, PERELMAN Sergio, SNEESSENS Henri (2004), « Aggregate Matching Efficiency: A Stochastic Production Frontier Approach, France 1990-1994 », *Empirica*, n° 31, pp. 1-25.

IBOURK Aomar, PERELMAN Sergio (2001), « Frontières d'efficacité et processus d'appariement sur le marché du travail au Maroc », *Économie et Prévision*, n° 150/151, pp. 33-45.

JACKMAN Richard, LAYARD Richard, SAVOURI Savvas (1991), « Mismatch : a Framework for Thought », in *Mismatch and Labour Mobility*, F. PADOA-SCHIOPPA ed. Cambridge University Press.

JACKMAN Richard, ROPER Stephen (1987), « Structural Unemployment », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 49, pp. 9-36.

KARAME Frédéric, LE MINEZ S., MIHOUBI F. (1999), « Les flux d'emplois en France : quelle intensité, quel impact de la démographie des établissements ? une comparaison sur données françaises », Document d'études, DARES.

KUMBHAKAR Subal C., LOVELL C.A. Knox (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, New York.

LAGARDE Sylvie, MAURIN Éric, TORELLI Constance (1994), « Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude de la période 1984-1992 », ÉCONOMIE et prévision, n° 113-114, pp. 67-88.

LAGARDE Sylvie, MAURIN Éric, TORELLI Constance (1996), « Flux d'emplois et flux de main d'œuvre en France : une étude sur la période 1987-1992 », Revue économique, vol.47, n° 3 , n° 351, pp. 633-642.

LAMBERT J.P., (1988), *Disequilibrium Macroeconomic Models*, Cambridge University Press, Cambridge.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

LAYARD Richard, NICKELL Stephen, JACKMAN Richard, (1991), *Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press, 618p.

LAYARD Richard, JACKMAN Richard, NICKELL Stephen (1991), *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.

LESCURE Roland, L'HORTY Yannick (1994), « Le chômage d'inadéquation en France : une évaluation », *Économie et Prévision*, n° 113-114, pp. 139-154.

LESCURE Roland, L'HORTY Yannick (1994), « Le chômage d'inadéquation en France : une évaluation », *Économie et Prévision*, n° 113-114, pp. 139-154.

LILIEN David (1982), « Sectoral Shocks and Cyclical Unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 90, pp. 777-93.

LIPSEY Richard. (1960), « The Relation between Unemployment and the Rate of Change in Money Wage Rates in the United Kingdom, 1852-1957 : a Further Analysis », *Economica*, vol 27, pp. 1-31.

LOLLIVIER Stéfan (1989), "Les salaires par qualification", *Économie et Statistique*, n° 221, pp. 23-32.

MAILLARD Bénédicte, SNEESSENS Henri (1994), « Caractéristiques de l'emploi et du chômage par PCS : France, 1962-1989 », *Économie et Prévision* n° 113-114, pp. 113-126.

MAILLARD Martial (1997), « L'appariement des emplois vacants et du chômage dans les marchés régionaux du travail de France : une analyse sur données de panel », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n° 2, pp. 155-170.

MANACORDA Marco, PETRONGOLO Barbara (1999), « Skill Mismatch and Unemployment in OECD countries », *Economica*, vol. 66, pp. 181-207.

MEEUSEN Wim, van den BROECK Julien (1977) « Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error » *International Economic Review*, 18, pp. 435-444.

NOCKE Volker (1995), « Gross job creation and gross job destruction : an empirical study with French data », Document de travail, CREST INSEE.

OCDE (1987), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 4, Le processus de création et de suppression d'emplois, Paris, septembre.

OCDE (1989), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 3, Chômage régional dans les pays de l'OCDE, Paris, septembre.

OCDE (1990), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 3, L'offre et la demande sur les marchés du travail régionaux : croissance démographique, mouvements migratoires, activité et disparités de gains, Paris, septembre.

OCDE (1994), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 3, Gains et pertes d'emplois dans les entreprises, Paris, juillet.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

OCDE (1995), *Perspectives de l'emploi*, Paris, juillet.

OCDE (1996), *Perspectives de l'emploi*, Paris, juillet.

OCDE (2000), *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 2, Disparités entre marchés régionaux du travail, Paris, juin.

PETRONGOLO Barbara, PISSARIDES Christopher (2001), « Looking Into the Black Box : A Survey of the Matching Function », *Journal of Economic Literature,* 39(2).

PETRONGOLO Barbara, WASMER Etienne (1999), « Appariement des marchés régionaux du travail : une comparaison France Grande-Bretagne », in Maurice CATIN, Jean Yves LESUEUR et Yves ZENOU, *Emploi, concurrence et concentration spatiales,* Paris, Economica, pp. 39-53.

PISSARIDES Christopher (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

PISSARIDES Christopher (1979), « Job matching with state employment agencies and random search », Economic Journal, 89, pp. 818-833.

PISSARIDES Christopher (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

SEYS Baudouin (1984), " De l'ancien code à la nouvelle nomenclature des catégories socioprofessionnelles", *Économie et Statistique*, n° 171-172, pp. 159-166.

SHEPHARD Ronald William (1953), *Cost and Production Functions*, Princeton University Press.

SNEESSENS Henri (1994), « Courbe de Beveridge et demande de qualification », *Économie et Prévision*, n° 113-114, pp. 127-139.

SNEESSENS Henri R. (1998), « Technological Bias and Unemployment: A Macroeconomic Perspective », IRES, mimeo, 27 p.

SNEESSENS Henri R., FONSECA Raquel, MAILLARD Bénédicte (1998), « Structural Adjustment and Unemployment Persistence. The case of France and Spain », RSC DP 98/47, Robert Schuman Centre, European University Institute, Firenze.

SNEESSENS H.R. (1987) "Investment and the Inflation-Unemployment Trade-off in a Quantity Rationing Model with Monopolistic Competition", *European Economic Review*, 31, 781-808.

SNEESSENS H.R., SHADMAN-MEHTA F. (1995), "Skill Mismatch, Real Wages and Unemployment Persistence", *Annales d'économie et de statistique,* 37/38, p255-92.

Van OURS Jan C., (1992), « The Efficiency of the Dutch Labour Market in Matching Unemployment and Vacancies », *De Economist,* 139(3), pp. 358-378.

http://www.univ-lille1.fr/bustl

WAHBA Jackline, ZENOU Yves (2003), « Density, Social Networks and Job Search Methods : Theory and Application to Egypt », *CEPR Discussion Paper,* 3967, London.

WARREN R. S. (1991), « The Estimation of Frictional Unemployment : A Stochastic Frontier Approach », *The Review of Economics and Statistics*, LXXIII(2), pp. 373-377.

WARREN R. S. (1996), « Returns to Scale in a Matching Model of the Labor Market », *Economics Letters*, 50, pp. 135-142.

WOOD Adrian (1998), "Globalization and the Rise of Labour Market Inequalities", *Economic Journal*, n° 108, pp. 1463-1482.

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Analyse de la croissance de la population active en France et aux États-Unis de 1970 à 2005 (taux annuels moyens) *58*
Tableau 2 : Décomposition de la variation du taux de chômage en France et aux États-Unis de 1970 à 2005 (taux annuels moyens) *60*
Tableau 3 : Créations et destructions d'emplois en France et aux États-Unis (taux annuels moyens en pourcentage de l'emploi total) *62*
Tableau 4 : Créations et destructions d'emplois en France par taille d'entreprises entre 1990 et 1996 (taux annuels moyens en pourcentage de l'emploi total) *64*
Tableau 5 : Créations et destructions d'emplois aux États-Unis par taille d'entreprises entre 1992 (3e trimestre) et 2005 (3e trimestre) (taux trimestriels moyens en pourcentage de l'emploi total) *64*
Tableau 6 : Créations et destructions d'emplois en France dans l'industrie et les services de 1990 à 1996 et de 1995 à 2001 (taux annuels moyens en pourcentage de l'emploi total) *66*
Tableau 7 : Créations et destructions d'emplois aux États-Unis dans l'industrie et les services entre 1992 (3e trimestre) et 2005 (3e trimestre) (taux trimestriels moyens en pourcentage de l'emploi total) *66*
Tableau 8 : Variabilité des créations et destructions d'emplois en France et aux États-Unis *67*
Tableau 9 : Fraction des réallocations d'emplois dues à des mouvements intersectoriels en France et aux États-Unis *68*
Tableau 10 : Part de la rotation de la main d'œuvre due à la réallocation des emplois dans les entreprises françaises de 1991 à 2001 ..... *72*
Tableau 11 : Mouvements de la main d'œuvre par rapport à l'emploi en France et aux États-Unis, de 2001 à 2004 (taux annuels moyens en pourcentage de l'emploi total) *74*
Tableau 12 : Taux mensuels d'entrée et de sortie du chômage en France et aux États-Unis en 1979, 1983, 1985, 1993 et 1994 (en pourcentage de la population d'origine) *78*
Tableau 13 : Taux d'attrition des travailleurs sans emploi x mois après avoir perdu leur dernier emploi en France de 1991 à 1996 et aux États-Unis de 1988 à 1992 ..... *79*
Tableau 14 : Taux d'attrition des travailleurs ayant un emploi depuis plus d'un an après x mois en France de 1991 à 1996 et aux États-Unis de 1988 à 1992 ..... *80*
Tableau 15 : Taux d'attrition des travailleurs ayant un emploi depuis moins d'un an après x mois en France de 1991 à 1996 et aux États-Unis de 1988 à 1992 ..... *80*
Tableau 16 : Estimation des taux de chômage régionaux en l'absence de migrations alternantes, en mars 1999 ..... *91*
Tableau 17 : Résultats d'estimation (variable dépendante : log H) *114*
Tableau 18 : Efficacité brute ou nette et pouvoir explicatif des variables Z *121*
Tableau 19 : Contribution individuelle des variables Z à l'efficacité estimée *124*
Tableau 20 : Corrélation entre taux de croissance de l'emploi et de la population active par catégories socioprofessionnelles et au niveau agrégé, sur la période 1962-1999 ; proportion d'actifs féminins et d'actifs

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

jeunes dans chaque catégorie socioprofessionnelle, lors des enquêtes Emploi d'avril-mai 1982 et janvier 2000 150
Tableau 21 : Corrélation entre taux de croissance des salaires réels annuels nets par équivalent plein-temps de 1963 à 1998 (1963 à 1982 entre parenthèses) 157
Tableau 22 : Pourcentage au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle de personnes détenant au moins un baccalauréat ou un brevet professionnel (BP) en 2000 158
Tableau 23 : Répartition des actifs par rapport au diplôme de référence associé à leur catégorie socioprofessionnelle 165
Tableau 24 : Taux de chômage selon la catégorie socioprofessionnelle et le dernier diplôme obtenu 167
Tableau 25 : Taux de chômage des sous-diplômés et des sur-diplômés rapportés au taux de chômage des actifs ayant un diplôme de référence 167
Tableau 26 : Mobilité intercatégorielle des actifs occupés à cinq ans d'intervalle (PCS en cinq postes) en %.169
Tableau 27 : Intensité relative des entrées, des sorties et de la mobilité des sept catégories socioprofessionnelles 170
Tableau 28 : Mobilité professionnelle des actifs occupés : table des destinées 173
Tableau 29 : Proportion d'actifs recrutés dans une catégorie socioprofessionnelle supérieure (en %) 173
Tableau 30 : Proportion de chômeurs recherchant un emploi dans une PCS autre que celle de l'emploi perdu (PCS en cinq postes) en % 174
Tableau 31 : Population déclarant être au chômage selon la catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi et celle de l'emploi recherché, en % de la première 175
Tableau 32 : Proportion d'actifs occupés recherchant un emploi en % 176
Tableau 33 : Population occupée déclarant rechercher un emploi selon la catégorie socioprofessionnelle de l'emploi occupé et celle de l'emploi recherché, en % de la première 177
Tableau 34 : Synthèse des indicateurs standard de chômage structurel 229

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1 : Relation observée en France et aux États-Unis de 1970 à 2004 entre taux de chômage et taux de croissance du PIB....56
Graphique 2 : Taux de chômage en France et aux États-Unis, de 1970 à 2005....57
Graphique 3 : Mouvements de main d'œuvre dans les établissements français comptant plus de 50 salariés (taux annuels en pourcentage des effectifs présents en début d'année) de 1983 à 2004....73
Graphique 4 : Contribution des départs volontairesdans l'excès de rotation de la main d'œuvre en France de 1983 à 2004....74
Graphique 5 : Degré de tension et taux de sortie du chômage vers l'emploi (moyenne trimestrielle des taux mensuels) en France de 1991 à 2006....75
Graphique 6 : Le devenir en année n des chômeurs en année n – 1 en France de 1969 à 1997 (en pourcentage du chômage en année n – 1)....76
Graphique 7 : Le devenir en année n des actifs occupés en année n – 1 en France de 1969 à 1997 (en pourcentage de l'emploi en année n – 1)....77
Graphique 8 : Le devenir en année n des inactifs en année n – 1 en France de 1970 à 1996 (en pourcentage de la population inactive en âge de travailler en année n – 1)....77
Graphique 9 : Ancienneté moyenne du chômage (en mois) en France et aux États-Unis depuis 1970....81
Graphique 10 : Fréquence du chômage de longue durée (en pourcentage du chômage total) en France et aux États-Unis de 1970 à 2005....81
Graphique 11 : Taux de chômage par région de lieu de résidence en mars 1999....83
Graphique 12 : Taux de chômage des femmes par région de résidence : corrélation avec le taux de chômage régional en mars 1999....84
Graphique 13 : Taux de chômage régionaux des moins de 25 ans et des plus de 50 ans : corrélation avec le taux de chômage régional en mars 1999....84
Graphique 14 : Taux d'emploi, taux d'activité et taux chômage par région de lieu de résidence en mars 1999....85
Graphique 15 : Taux d'activité et taux chômage selon le sexe et selon la région de lieu de résidence en mars 1999....87
Graphique 16 : Entrées et sorties de l'emploi, rotation de la main d'œuvre et taux de chômage en mars 1999....88
Graphique 17 : Taux de rotation de la main d'œuvre et taux de rotation de la main d'œuvre ayant un contrat à durée déterminée selon la région de lieu de travail en mars 1999....89
Graphique 18 : Taux mensuels d'entrée et de sortie du chômage (en pourcentage de la population d'origine) en mars 1999....90
Graphique 19 : Degré d'attractivité des régions et taux de chômage en mars 1999....93
Graphique 20 : Proportion d'actifs ayant rejoint la région entre les deux derniers recensements : corrélation avec le taux de chômage régional en début de période (mars 1990)....94
Graphique 21 : Migrations définitives : taux de chômage des migrants et non-migrants....95

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 46 : Structure socioprofessionnelle de l'emploi dans les déclarations annuelles de données sociales (en % des effectifs totaux exprimés en années-travail)....197
Graphique 47 : Structure socioprofessionnelle de la population active (en % de la population active totale)..198
Graphique 48 : Proportion de qualifiés et de non qualifiés dans la population active ouvrière totale....199
Graphique 49 : Taux de chômage des ouvriers qualifiés et non qualifiés....200
Graphique 50 : Salaire annuel net moyen des ouvriers et salaire annuel minimal net (francs 1990)....200
Graphique 51 : Taux de croissance du salaire annuel net moyen des ouvriers (moyenne mobile sur 3 ans ; francs 1990)....201
Graphique 52 : Nombre de chômeurs par catégories socioprofessionnelles....203
Graphique 53 : Chômage des jeunes, chômeurs n'ayant jamais travaillé et nombre de bénéficiaires des dispositifs en faveur de l'emploi des jeunes....203
Graphique 54 : Décomposition du taux de chômage....246
Graphique 55 : Niveau du taux de chômage structurel et écart avec le taux de chômage observé....247
Graphique 56 : Taux de chômage structurel rapporté au taux de chômage observé....248
Graphique 57 : Indicateurs d'inadéquation structurelle des qualifications SMM (échelle de gauche) et variance des taux de chômage relatifs (échelle de gauche)....249
Graphique 58 : Indicateurs des disparités interrégionales RMM (échelle de gauche) et variance des taux de chômage relatifs (échelle de gauche)....250
Graphique 59 : Biais dû à la non-prise en compte de l'inadéquation des qualifications....251
Graphique 60 : Efficacité d'appariement, skill mismatch et regional mismatch en France de 1990 à 1995....259

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

Graphique 22 : Degré de tension, taux d'appariement et taux de sortie du chômage vers l'emploi en mars 1999 95

Graphique 23 : Relation entre la proportion de chômeurs de longue durée, le taux de chômage et le taux de sortie des chômeurs vers l'emploi en mars 1999 97

Graphique 24 : Positionnement des régions françaises dans le plan (u,v) en mars 1990 et mars 1999 102

Graphique 25 : Indicateur de tension (V_t/U_t) et probabilité d'embauche d'un chômeur (H_t/U_{t-1}) de mars 1990 à février 1995 (moyennes annuelles) 109

Graphique 26 : Indicateur de tension (V_{it}/U_{it}) et probabilité d'embauche d'un chômeur (H_{it}/U_{it-1}) en février 1995 selon les régions 110

Graphique 27 : Caractéristiques des chômeurs de mars 1990 à février 1995 (moyennes nationales) 112

Graphique 28 : Autres facteurs pouvant être corrélés à l'efficacité d'appariement de mars 1990 à février 1995 (moyennes nationales) 112

Graphique 29 : Évolution de l'efficacité d'appariement estimée de mars 1990 à février 1995 (moyennes annuelles pondérées par l'emploi régional) 117

Graphique 30 :Distribution régionale de l'efficacité d'appariement estimée de mars 1990 à février 1995 119

Graphique 31 :Efficacité d'appariement estimée et taux de chômage, en moyenne, de mars 1994 à février 1995 120

Graphique 32 : Nombre d'emplois par catégories socioprofessionnelles 148

Graphique 33 : Nombre d'actifs par catégories socioprofessionnelles 149

Graphique 34 : Taux de chômage par catégories socioprofessionnelles 151

Graphique 35 : Structure socioprofessionnelle du chômage (en % du nombre total de chômeurs) 153

Graphique 36 : Salaire annuel net moyen par catégories socioprofessionnelles (francs 1990). 154

Graphique 37 : Taux de croissance du salaire annuel net moyen par catégories socioprofessionnelles (francs 1990 ; moyenne mobile sur 3 ans) 155

Graphique 38 : Dispersion des salaires relatifs des quatre catégories socioprofessionnelles (écart-type) 156

Graphique 39 : Répartition des actifs des différentes catégories socioprofessionnelles en fonction du dernier diplôme obtenu 160

Graphique 40 : Probabilité d'occuper un emploi dans chaque catégorie socioprofessionnelle compte tenu du dernier diplôme obtenu 163

Graphique 41 : Carte de la mobilité professionnelle des actifs occupés entre 1965 et 1970 et entre 1988 et 1993 172

Graphique 42 : Décomposition du chômage par ancienneté de recherche 179

Graphique 43 : Décomposition du chômage des quatre grandes catégorie socioprofessionnelle par ancienneté de recherche 179

Graphique 44 : Population active et emploi, comparaison de trois sources : comptage administratif, recensements interpolés et enquêtes Emploi 195

Graphique 45 : Structure socioprofessionnelle de l'emploi dans les enquêtes Emploi (en % de l'emploi total) 197

http://www.univ-lille1.fr/bustl

Thèse de Bénédicte Maillard-Adamiak, Lille 1, 2008

LISTE DES FIGURES

Figure 1 : La courbe de Beveridge 29
Figure 2 : Déformation de la courbe de Beveridge due à une variation négative de la probabilité d'appariement 30
Figure 3 : La courbe JC à l'état stationnaire 35
Figure 4 : La droite WS à l'état stationnaire 39
Figure 5 : L'équilibre du marché du travail : détermination de θ et de w** 42
*Figure 6 : L'équilibre du marché du travail : détermination de u** 42
Figure 7 : Effets d'une augmentation du taux de croissance de la population active (n) 45
Figure 8 : Effets d'un accroissement du niveau des allocations chômage (z) ou du pouvoir de négociation des salariés (γ) 46
Figure 9 : Effets d'un taux de séparation (s) plus élevé ou d'un processus d'appariement m(.) moins efficace 47
Figure 10 : Frontière efficace et efficacité d'appariement 104
Figure 11 : Indicateur d'Evans 208
Figure 12 : Indicateur de Jackman et Roper 211
Figure 13 : Indicateur de Nickell 213
Figure 14 : Indicateur de Jackman, Layard et Savouri 219
Figure 15 : Taux de chômage d'équilibre 222
Figure 16 : Effets d'un choc agrégé 223
Figure 17 : Effets d'une recomposition de l'offre de travail 224
Figure 18 : Effets d'une augmentation du salaire de réservation des moins qualifiés 224
Figure 19 : Effets d'un biais technologique favorable aux plus qualifiés 225
Figure 20 : Effets d'un biais technologique et d'une dispersion accrue des salaires au détriment des moins qualifiés 226
Figure 21 : Les composantes structurelle et conjoncturelle du chômage 234

http://www.univ-lille1.fr/bustl

RÉSUMÉ

Depuis les années 1990, le marché du travail français conjugue un nombre élevé de postes vacants et un niveau élevé de chômage. Cette observation préoccupante constitue le point de départ de cette thèse dont l'objectif est double : vérifier que cette présence simultanée de chômeurs et de postes vacants à des niveaux élevés est due à une dégradation de l'efficacité du processus d'appariement sur le marché du travail français, et montrer que cette détérioration reflète un problème d'inadéquation entre la structure de l'offre et de la demande de travail.

A cette fin, nous estimons d'abord (sur données mensuelles régionales entre mars 1990 et février 1995) une fonction d'appariement par la méthode des frontières stochastiques, méthode habituellement appliquée pour mesurer le degré d'efficacité des unités de production. Rompant avec la pratique des indicateurs standard de chômage structurel, nous estimons ensuite (sur données annuelles entre 1968 et 2000) une fonction d'emploi contenant implicitement une courbe de Beveridge.

Quatre principaux résultats peuvent être dégagés. Premièrement, l'efficacité d'appariement moyenne s'est nettement altérée au début des années 1990. Deuxièmement, le chômage s'est concentré dans les régions où l'efficacité d'appariement était la plus faible. Troisièmement, l'inadéquation des qualifications offertes et demandées a joué un rôle majeur dans la dégradation de l'efficacité du processus d'appariement. Quatrièmement, la localisation respective des offres et des demandes a contribué de manière moins significative à cette dégradation.

Mots-clefs : efficacité d'appariement, frontière stochastique, courbe de Beveridge, chômage régional, inadéquation structurelle des qualifications, inadéquation structurelle régionale, chômage structurel

ABSTRACT

Since the nineties, the French labour market combines high levels of vacancies with high levels of unemployment. This worrying fact is the starting point of this thesis running two aims: checking that high levels of vacancies and high levels of unemployment are the consequences of a declining matching efficiency of the French labour market, and showing that this declining matching efficiency is the result of a structural mismatch between labour supply and demand.

We therefore estimate (on monthly regional data, covering the period 1990:3 to 1995:2) a matching function by the method of the stochastic frontiers, method usually applied to measure the degree of efficiency of production units. Then, breaking with the practice of the standard indicators of structural unemployment, we estimate (on annual data, covering the period 1968 to 2000) an employment function enclosing an implicit Beveridge curve.

We derived four main results. First, the average matching efficiency decreased clearly in the early nineties. Second, as one would expect, the regional matching efficiencies were negatively correlated to the regional unemployment rates. Third, skill mismatch played an important role in the declining matching efficiency. Fourth, the role played by regional mismatch was less significant.

Keywords: matching efficiency, stochastic frontier, Beveridge curve, regional unemployment, skill mismatch, regional mismatch, structural unemployment

http://www.univ-lille1.fr/bustl