50374
2003
15

UNIVERSITÉ DES SCIENCES ET TECHNOLOGIES DE LILLE
FACULTÉ DES SCIENCES ÉCONOMIQUES ET SOCIALES

Année 2003

CONCENTRATION SPATIALE DES ACTIVITÉS ÉCONOMIQUES ET SPÉCIALISATION DES TERRITOIRES

APPROCHE THÉORIQUE ET APPLICATION AUX RÉGIONS ET ZONES D'EMPLOI FRANÇAISES

Thèse

pour obtenir le grade de

Docteur en Sciences Économiques

présentée et soutenue publiquement

le 18 décembre 2003

par

Alexis VERMAUT

devant le jury composé de

Henri CAPRON	: Professeur à l'Université libre de Bruxelles, Rapporteur
Maurice CATIN	: Professeur à l'Université de Toulon et du Var, Rapporteur
Serge DORMARD	: Professeur à l'Université des sciences et technologies de Lille, Directeur de thèse
Hubert JAYET	: Professeur à l'Université des sciences et technologies de Lille
Bertrand SCHMITT	: Directeur de recherches à l'INRA

L'Université des sciences et technologies de Lille n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Les opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

Les lignes qui suivent sont parmi les plus agréables à écrire. Les rédiger me permettra d'adresser mes remerciements à ceux sans qui je n'aurais pu mener à bien mes recherches. Ces quelques mots sont peu de chose en comparaison de leur aide et de leur soutien.

Il me faut remercier tout particulièrement mon directeur de thèse, Monsieur le professeur Serge Dormard. Il m'accorde sa confiance depuis de nombreuses années. Je lui en suis très reconnaissant. Ses critiques et ses suggestions ont été des guides essentiels dans la réalisation de mes travaux. Me faisant partager sa grande expérience, il m'a prodigué de très utiles conseils. Il a su me rassurer et m'encourager dans les moments difficiles.

Je dois également manifester toute ma gratitude à Monsieur le professeur Philippe Rollet, qui m'a accueilli dans les locaux du laboratoire MEDEE dont il est le directeur. J'ai pu de cette façon m'imprégner de l'atmosphère de la recherche tout en bénéficiant de conditions matérielles favorables.

Ma reconnaissance va aussi à Sonia Paty, qui m'a transmis des données relatives à la fiscalité locale, et à Hakim Hammadou, qui m'a fourni une aide capitale dans le domaine du matériel informatique. Merci également à Florence Vandemaele. Elle s'est montrée disponible chaque fois que j'ai eu besoin d'elle et a toujours gardé le sourire.

Je n'oublierai pas non plus, dans ces quelques lignes de remerciements, les doctorants du laboratoire MEDEE. Tous engagent des discussions fructueuses et, ainsi, créent un milieu stimulant pour la recherche. Tous ont supporté avec beaucoup de patience et de gentillesse mes doutes et mes états d'âme. Nicolas Dubois, mon vis-à-vis, m'a été d'un secours on ne peut plus précieux en ce qui concerne les logiciels. Qu'il sache toute l'amitié que j'ai pour lui.

Je souhaite encore exprimer ma gratitude à ceux qui, participant aux colloques et séminaires dans lesquels j'ai présenté des communications tirées de ma thèse, m'ont fait profiter de leurs remarques. Parmi eux figure en particulier Marcus Dejardin.

J'ai aussi à remercier vivement Messieurs les professeurs Henri Capron et Maurice Catin, qui ont accepté d'être rapporteurs de ma thèse. Ma gratitude va également à Monsieur le professeur Hubert Jayet et à Monsieur Bertrand Schmitt, qui ont bien voulu participer au jury. Je suis en outre redevable à Hubert Jayet de l'aide qu'il m'a apporté en tant que directeur de formation doctorale.

Enfin, merci à toutes celles et à tous ceux qui m'ont soutenu au quotidien.

Table des matières

Liste des tableaux **7**

Table des figures **9**

Introduction générale **11**

1 Les facteurs d'agglomération et de dispersion mis en avant par la nouvelle économie géographique **27**

1.1 Introduction 27

1.2 La mobilité des facteurs de production 29
1.2.1 Mobilité des travailleurs, rendements d'échelle croissants et coûts de transaction 29
1.2.2 Une résolution analytique 33
1.2.3 Les coûts de transaction sur le bien homogène 37
1.2.4 Les entreprises multinationales 39
1.2.5 Les avantages comparatifs 42
1.2.6 Les taxes sur le revenu des travailleurs 45

1.3 Les liaisons d'input-output 48
1.3.1 Les liaisons verticales 48
1.3.2 Les liaisons intrasectorielles 55
1.3.3 Une extension : le cas d'une économie à trois pays avec asymétrie des coûts de transaction 59
1.3.4 Une synthèse : mobilité des travailleurs et liaisons intrasectorielles . 60
1.3.5 Les liaisons intrasectorielles : un réexamen 63

1.4 La croissance 65
1.4.1 L'accroissement exogène du nombre de travailleurs 67
1.4.2 La croissance endogène, facteur de déstabilisation de l'équilibre symétrique 68
1.4.3 La croissance endogène, facteur générant des équilibres avec concentration partielle ou totale 73
1.4.4 Une causalité circulaire entre la concentration spatiale et la croissance 78

1.5 Conclusion 85

2 Concentration spatiale, spécialisation et intégration économique : analyses plurisectorielles à un ou deux échelons spatiaux 86

2.1 Introduction 86

2.2 Les hypothèses du modèle 87

2.3 Les structures d'une économie à un échelon spatial et M secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires 97
2.3.1 Les structures spatiales de l'économie 98
2.3.2 Les structures sectorielles de l'économie 105
2.3.3 La mesure de la concentration spatiale et du degré de spécialisation 108

2.4 La concentration et la spécialisation dans une économie à un échelon spatial et M secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires 112
2.4.1 La concentration spatiale absolue 115
2.4.2 Les différences entre la concentration spatiale relative et la concentration spatiale absolue 118
2.4.3 Les degrés de spécialisation 119
2.4.4 Une limite de l'usage des indicateurs de concentration absolue et relative 120

2.5 Concentration spatiale et spécialisation : une analyse à deux échelons spatiaux emboîtés 122
2.5.1 La concentration spatiale absolue 123
2.5.2 Les différences entre la concentration spatiale relative et la concentration spatiale absolue 131
2.5.3 Les degrés de spécialisation 134

2.6 Conclusion. 142

3 La pertinence empirique de la nouvelle économie géographique 145

3.1 Introduction 145

3.2 La confrontation des hypothèses de la nouvelle économie géographique aux données réelles. 146
3.2.1 La nature des rendements d'échelle 146
3.2.2 Le niveau des coûts de transaction 155
3.2.3 Une appréciation indirecte : l'existence d'externalités 160

3.3 La confrontation des conclusions de la nouvelle économie géographique aux données réelles : les évaluations de la concentration spatiale et de la spécialisation en Europe 176
3.3.1 La concentration spatiale à l'échelle des pays et des régions de l'Union européenne 178
3.3.2 La concentration à l'intérieur des pays 193
3.3.3 La diversité sectorielle et le degré de spécialisation des pays et des régions de l'Union européenne. 203

3.4 Conclusion 211

4 La concentration spatiale et la spécialisation comme déterminants du choix de localisation : le cas de la France à la fin des années 1990 214

4.1 Introduction 214

4.2 Les modèles de choix de localisation et la méthode d'estimation 216
4.2.1 La formalisation du choix de localisation 216
4.2.2 La méthode d'estimation 218
4.2.3 Les extensions des modèles 220

4.3 Les variables explicatives des modèles de choix de localisation 225
4.3.1 La demande 226
4.3.2 Les facteurs entrant en jeu sur les marchés des facteurs de production 227
4.3.3 Les taxes et la fourniture de biens publics 232
4.3.4 Les politiques d'attraction de l'investissement 234
4.3.5 Les facteurs à l'origine d'externalités 235
4.3.6 Les données 244

4.4 Les déterminants du choix de région 245
4.4.1 Les estimations sans effets spécifiques pour les régions 249
4.4.2 Les estimations avec effets spécifiques pour les régions 265

4.5 Les déterminants du choix de zone d'emploi 268
4.5.1 Les estimations sans effets spécifiques pour les zones d'emploi 269
4.5.2 Les estimations avec effets spécifiques pour les zones d'emploi 280

4.6 Conclusion 282

Conclusion générale **285**

Bibliographie **293**

Liste des tableaux

1.1 La répartition spatiale des activités : modèles supposant la mobilité des facteurs de production 49
1.2 Le rôle de la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur selon la catégorie de modèles 58
1.3 La répartition spatiale des activités : modèles supposant l'existence de liaisons d'input-output 66
1.4 La répartition spatiale des activités : modèles formalisant la croissance . . 84

2.1 Les valeurs des paramètres : cas d'une économie à un échelon spatial et trois secteurs identiques 98
2.2 Les valeurs des paramètres : cas d'une économie à un échelon spatial et trois secteurs différents 114
2.3 La définition des combinaisons de coûts de transaction internationaux . . . 114
2.4 Le classement des régions selon le nombre d'entreprises de chaque secteur au début de l'ajustement (première étape), par ordre décroissant 123

3.1 La nature des rendements d'échelle 156
3.2 La composition des régions plurinationales de l'Europe de l'ouest 157
3.3 Les interactions des caractéristiques nationales et sectorielles 170
3.4 L'existence de différents types d'externalités 177
3.5 Les secteurs présentant les niveaux extrêmes de concentration absolue : répartition entre treize pays de l'Union européenne, 1970-1974 et 1990-1994 179
3.6 Les secteurs dans lesquels la concentration absolue varie le plus : répartition entre quatorze pays de l'Union européenne, 1970-1973 à 1994-1997 181
3.7 Les secteurs dans lesquels la concentration relative varie le plus : répartition entre douze pays de l'Union europénne, 1972 à 1996 186
3.8 L'évolution de la concentration à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays 190
3.9 Les secteurs présentant les niveaux extrêmes de concentration absolue : répartition entre régions de l'Union européenne, 1995 192
3.10 Les secteurs dans lesquels la concentration spatiale varie le plus : Espagne, 1979 à 1992 196
3.11 La spécialisation des pays de l'Union européenne : classement des pays par ordre décroissant de spécialisation en 1994-1997 207
3.12 L'évolution de la spécialisation des pays de l'Union européenne 210

4.1 Les variables explicatives des modèles de choix de région et les données correspondantes 246

4.2 Les variables explicatives des modèles de choix de zone d'emploi et les données correspondantes 247
4.3 Le modèle de Poisson pour le choix de région, sans effets spécifiques, sans dimension sectorielle 250
4.4 Le modèle de Poisson pour le choix de région, sans effets spécifiques, avec observations groupées 255
4.5 Le modèle de Poisson pour le choix de région, avec effets aléatoires 266
4.6 Le modèle de Poisson pour le choix de région, avec effets fixes 268
4.7 Le modèle de Poisson pour le choix de zone d'emploi, sans effets spécifiques, sans dimension sectorielle 269
4.8 Le modèle de Poisson pour le choix de zone d'emploi, sans effets spécifiques, avec observations groupées 272
4.9 Le modèle de Poisson pour le choix de zone d'emploi, avec effets aléatoires 280

Table des figures

1-1 La stabilité de l'équilibre symétrique selon le niveau des coûts de transaction 32
1-2 La stabilité des équilibres asymétriques dans le cas d'entreprises intégrées verticalement 41
1-3 La stabilité de l'équilibre symétrique en cas d'avantages comparatifs 45
1-4 La stabilité de l'équilibre symétrique en cas de différentiel de taxe entre travailleurs 47
1-5 La répartition spatiale du secteur d'aval à l'équilibre partiel 54
1-6 La répartition spatiale du secteur d'aval à l'équilibre général 55
1-7 La concentration spatiale partielle de l'industrie 65
1-8 Les relations croissantes entre la concentration spatiale de l'industrie et la croissance 83

2-1 Les structures spatiales des secteurs : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires 100
2-2 Les structures spatiales des secteurs : valeurs de γ et ν modifiées 104
2-3 Les structures spatiales des secteurs : conditions initiales modifiées 105
2-4 La structure sectorielle du pays 1 : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires 107
2-5 La structure sectorielle du pays 2 : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires 108
2-6 La concentration absolue des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires 111
2-7 La concentration relative des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires 111
2-8 La spécialisation des pays par rapport à la zone d'intégration : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires 113
2-9 La concentration absolue des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires 116
2-10 La concentration relative des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires 119

2-11 La spécialisation des pays par rapport à la zone d'intégration : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires 120
2-12 La concentration absolue des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires . . . 124
2-13 La concentration absolue des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des régions : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires . . . 125
2-14 La concentration absolue des secteurs à l'intérieur du pays 1 : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires 127
2-15 La concentration absolue des secteurs à l'intérieur du pays 2 : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires 127
2-16 La spécialisation des pays par rapport à la zone d'intégration : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires 135
2-17 La spécialisation des régions par rapport à la zone d'intégration : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires 137
2-18 La spécialisation des régions par rapport au pays : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires 140

4-1 Les établissements créés en 2000 (créations pures), par région, tous secteurs confondus 248
4-2 Les établissements créés en 2000 (créations pures), par zone d'emploi, tous secteurs confondus 248

Introduction générale

Examiner simultanément les structures spatiale et sectorielle d'une économie peut conduire à traiter de la concentration spatiale et de la spécialisation dans une même étude. Des recherches menées récemment associent de cette façon la concentration spatiale et la spécialisation. Dans les modèles rattachés au courant connu sous le nom de « nouvelle économie géographique », modèles à plusieurs unités spatiales (pays ou régions infranationales) et plusieurs secteurs d'activité, peuvent être déterminées à la fois la concentration spatiale de chaque secteur et la spécialisation de chaque unité spatiale[1]. En outre, dans des travaux empiriques réalisés afin de connaître les effets des mesures organisant l'intégration économique européenne et mises en œuvre au cours des années 1990, sont appréciées la concentration des secteurs ainsi que la spécialisation des pays ou des régions de l'Union européenne[2]. Nous associons, comme ces études, la concentration spatiale et la spécialisation.

Quelques définitions

Plus haut, nous avons indiqué que les notions de concentration spatiale et de spécialisation entrent en jeu lorsque sont étudiées les structures spatiale et sectorielle d'une économie. Les définitions que nous donnons dans ce qui suit permettent d'expliciter les liens qui existent entre la structure spatiale et la concentration spatiale et entre la structure sectorielle et la spécialisation. Ci-après, nous définissons non seulement la concentration spatiale et la spécialisation, mais aussi d'autres notions qui en sont proches, cela afin d'éviter toute confusion. Nous formulons les définitions en considérant la production d'un pays composé de régions et dans lequel l'activité économique est désagrégée en secteurs, bien que nous puissions le faire aussi pour une grandeur économique quelconque et un ensemble quelconque d'unités spatiales : le gain en clarté excède très certainement la perte en généralité.

Le concept de *concentration spatiale* s'applique à un secteur ou à l'activité économique dans son ensemble. Cependant, ici, nous négligeons la concentration sans dimension sectorielle. La concentration de la production d'un secteur à l'intérieur du pays, à l'échelle des régions, reflète la répartition de la production du secteur entre les régions. La notion de concentration spatiale réunit celle de concentration spatiale absolue et celle de concentration spatiale relative. La notion de *concentration absolue* repose sur une seule

[1] Les modèles de la nouvelle économie géographique les plus connus figurent dans l'ouvrage de FUJITA, KRUGMAN et VENABLES (1999).

[2] Citons, entre autres, les recherches de MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000).

structure spatiale. La concentration absolue de la production d'un secteur à l'intérieur du pays, au niveau des régions, est élevée si les parts de certaines régions dans la production du secteur sont beaucoup plus grandes que les parts des autres régions. La notion de *concentration relative*, quant à elle, est fondée sur la comparaison de deux structures spatiales. La concentration relative de la production d'un secteur à l'intérieur du pays, à l'échelle des régions, est forte si la répartition de la production du secteur entre les régions est telle que les régions qui ont une grande part dans la production du secteur ont une petite part dans un élément de référence, ou inversement. Cet élément de référence est, par exemple, la production tous secteurs confondus. La concentration spatiale se mesure en tenant compte de la totalité de la structure spatiale ou des structures spatiales, donc en recourant à un indicateur synthétique. L'indicateur synthétique le plus souvent utilisé est sans doute, pour la concentration spatiale absolue, l'indice de Herfindahl et, pour la concentration relative, l'indice de Gini.

Au concept de concentration spatiale peuvent être adjoints celui d'*agglomération en un point de l'espace* et celui de *dispersion dans l'espace*. La production d'un secteur est agglomérée dans une région quand la région a, en comparaison des autres régions, une grande part dans la production du secteur. Le processus d'agglomération de la production d'un secteur dans une région concerne une région qui a initialement une part élevée dans la production du secteur ; il s'agit du processus par lequel la part de la région s'accroît encore. Ajoutons que le processus d'agglomération de la production d'un secteur dans une région provoque une augmentation de la concentration spatiale absolue de la production du secteur à l'intérieur du pays au niveau des régions. Par ailleurs, la notion de dispersion dans l'espace est l'inverse de la notion de concentration spatiale absolue.

La notion de *spécialisation* s'applique à une unité spatiale. Dans l'exemple dont nous nous servons, cette unité spatiale est une région. La spécialisation est de nature relative : le concept de spécialisation repose sur la comparaison de deux structures sectorielles. Ainsi appréhende-t-on la spécialisation de la production d'une région par rapport au pays en mettant en parallèle la structure sectorielle de la production de la région et la structure sectorielle de la production du pays, et en faisant jouer à la production du pays le rôle d'élément de référence.

La spécialisation de la production de la région par rapport au pays revêt deux aspects. Le premier est tel que les structures sectorielles n'entrent en jeu que partiellement. Il apparaît lorsque l'on cherche à déterminer les secteurs dans lesquels la production de la région est spécialisée. Ces secteurs sont ceux qui ont une grande part dans la production de la région mais une petite part dans la production du pays. Le deuxième aspect de la spécialisation de la production de la région par rapport au pays est tel que les structures sectorielles entrent en jeu en totalité. Il se fait jour quand on s'efforce de montrer que la production de la région est globalement très spécialisée. Elle l'est si les secteurs dont les parts dans la production du pays sont faibles ont des parts élevées dans la production de la région, ou inversement, autrement dit si globalement la structure sectorielle de la production de la région s'écarte beaucoup de celle de la production du pays. Le *degré de spécialisation* de la région, en termes de production, est l'écart entre l'ensemble de la structure sectorielle de la production de la région et l'ensemble de la structure sectorielle

de la production du pays. Le degré de spécialisation s'évalue au moyen d'un indicateur synthétique, par exemple un indice de Gini.

Le concept de *spécificité sectorielle*, qui correspond à une situation dans laquelle existent des *biens spécifiques*, est proche du premier des deux aspects de la spécialisation évoqués ci-dessus. Cependant, la définition des biens spécifiques d'une région, en termes de production, ne fait pas intervenir la structure sectorielle de la production du pays. À la structure sectorielle de la production du pays se substituent les structures sectorielles de la production des régions autres que la région en question. Pour les régions, il existe des biens spécifiques, en termes de production, quand les secteurs qui ont une grande part dans la production d'une région ont une petite part dans la production de chacune des autres régions, et que les secteurs qui ont une petite part dans la production de la région ont une grande part dans la production d'une seule des autres régions. Les biens spécifiques d'une région, en termes de production, sont alors ceux des secteurs qui ont une part élevée dans la production de la région.

La notion de *diversité sectorielle*, quant à elle, est proche du deuxième aspect de la spécialisation. Mais elle n'est pas fondée sur la comparaison de deux structures sectorielles et la diversité sectorielle est donc de nature absolue. La diversité sectorielle de la production d'une région est forte si les parts des secteurs dans la production de la région diffèrent peu les unes des autres. La diversité sectorielle s'apprécie grâce à un indicateur synthétique, par exemple un indice de Herfindahl, ou plus précisément son inverse.

Quelques faits sur la concentration spatiale et la spécialisation

Des recherches empiriques sur la concentration spatiale et la spécialisation peuvent être menées en calculant, pour l'une et pour l'autre, les valeurs d'un indicateur quantitatif. Nous avons suivi une telle démarche, ce qu'ont fait également MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000), HALLET (2000) et HOUDEBINE (1999), entre autres. Ci-après nous exposons les faits que les calculs que nous avons effectués permettent de dégager, d'abord ceux qui concernent la concentration spatiale, puis ceux qui se rapportent à la spécialisation.

La concentration à l'intérieur de la France

Traiter de la concentration spatiale de secteurs d'activité nécessite de spécifier le territoire pour lequel cela est fait. Précisons donc que nous examinons d'abord la concentration à l'intérieur de la France, puis la concentration à l'intérieur d'autres pays européens, et enfin la concentration à l'intérieur de l'Union européenne. Dans le cas de la France, nous nous penchons sur la concentration à l'échelle des régions administratives. Nous envisageons la concentration spatiale de secteurs définis dans la nomenclature dite NES36. Celle-ci correspond à un niveau moyen de désagrégation sectorielle. Nous prenons en considération deux années, 1989 et 1999. La grandeur dont nous étudions la concentration spatiale est l'emploi. Les données grâce auxquelles la concentration est évaluée sont tirées de publications de l'INSEE. Nous nous intéressons uniquement à la concentration spatiale relative ; l'élément de référence est la superficie. L'indicateur de concentration

spatiale relative qui amène à mettre en lumière les faits présentés ci-dessous est un indice d'Hellinger. Il possède donc des propriétés et des caractéristiques de forme favorables (voir VALEYRE (1993)).

Les secteurs dans lesquels les niveaux de la concentration relative à l'intérieur de la France, en 1999, sont les plus hauts forment un ensemble hétérogène. Dans cet ensemble se trouvent notamment des secteurs de service aux entreprises (secteur des conseils et de l'assistance par exemple) et des secteurs manufacturiers pour lesquels les rendements d'échelle sont souvent présumés croissants (industrie automobile). Pour leur part, le secteur des services opérationnels, qui est également un secteur de service aux entreprises, et le secteur de la chimie, du caoutchouc et des plastiques, qui du point de vue des rendements d'échelle est semblable à l'industrie automobile, affichent une concentration moyenne. À l'ensemble des secteurs les plus concentrés appartiennent aussi un secteur de service aux particuliers (les activités récréatives, culturelles et sportives) et un secteur manufacturier dans lequel les économies d'échelle sont fréquemment tenues pour faibles (l'édition, l'imprimerie et la reproduction). Les niveaux de concentration les plus bas s'observent dans les secteurs liés à la terre (agriculture), dans les industries des produits minéraux, secteur exploitant les ressources naturelles, dans des secteurs de service aux particuliers (secteur de la santé et de l'action sociale) et dans un secteur de commerce ou de réparation (les activités de vente et de remise en état de véhicules automobiles). Le secteur de l'éducation, autre secteur de service aux particuliers, celui du commerce de gros et des intermédiaires et celui du commerce de détail et des réparations ont, quant à eux, une concentration ni très faible ni très élevée.

Parmi les secteurs affichant, en 1999, les plus bas niveaux de concentration, un était, en 1989, moyennement concentré ; il s'agit du secteur des services personnels et domestiques. De manière symétrique, un secteur dont la concentration, en 1999, est d'un niveau intermédiaire, le secteur de l'éducation, comptait, en 1989, parmi les secteurs les moins concentrés. D'autre part, les secteurs inclus, en 1999, dans l'ensemble des secteurs ayant les plus hauts niveaux de concentration faisaient tous déjà partie de cet ensemble en 1989. Signalons enfin que, en 1999, la concentration est plus de six fois plus forte dans les secteurs les plus concentrés que dans les secteurs les moins concentrés et que, en 1989, le facteur multiplicatif équivalent était de plus de huit.

La concentration relative à l'intérieur de la France diminue, entre 1989 et 1999, dans 29 secteurs, soit une large majorité des secteurs, et s'accroît, entre ces mêmes années, dans sept secteurs. L'industrie des composants électriques et électroniques, qui est le secteur pour lequel la concentration baisse le plus, voit sa concentration se réduire de plus de 25 %. S'amoindrissent beaucoup, également, la concentration du secteur de la métallurgie et de la transformation des métaux, celle du secteur de la recherche-développement et celle des activités associatives. Certes la diminution de la concentration est plus petite dans ces trois secteurs que dans le secteur mentionné précédemment, mais elle y est plus grande que dans tout autre secteur qui se disperse. La réduction de la concentration de l'industrie des composants électriques et électroniques et celle de la concentration du secteur de la métallurgie et de la transformation des métaux sont quelque peu surprenantes : puisque ces secteurs sont souvent regardés comme des secteurs à fortes économies d'échelle, des hausses pouvaient être anticipées. Le secteur de l'habillement et du cuir, l'agriculture,

le secteur des postes et des télécommunications et celui des conseils et de l'assistance connaissent les augmentations de la concentration les plus sensibles. L'accroissement de la concentration atteint presque 20 % dans le secteur de l'habillement et du cuir ; dans les autres secteurs qui s'agglomèrent, il est plus limité. Une remarque peut être formulée au sujet de l'évolution de la concentration de l'agriculture. Ce secteur étant lié à la terre, une baisse ou une élévation modérée aurait pu être attendue. C'est pourtant bien une hausse considérable qui se dégage des données.

Ci-dessus nous avons exposé des faits qui, pour un secteur donné, ont trait à la concentration spatiale de l'emploi du secteur par rapport à la superficie. Dans ce qui suit, nous détaillons des faits qui concernent la concentration spatiale de l'emploi d'un secteur donné par rapport à l'emploi tous secteurs confondus. Rappelons que nous évoquons ici la concentration à l'intérieur de la France. Nous examinons toujours la concentration relative, l'indicateur reste un indice d'Hellinger, mais l'élément de référence change.

Le secteur de la production de combustibles et de carburants, certains secteurs à rendements d'échelle croissants, notamment l'industrie automobile, et le secteur de l'agriculture sont ceux pour lesquels les niveaux de la concentration de l'emploi du secteur par rapport à l'emploi tous secteurs confondus, en 1999, sont les plus élevés. Ces secteurs, hormis celui de l'agriculture, appartiennent aussi à l'ensemble des secteurs affichant les plus hauts niveaux de la concentration avec la superficie comme élément de référence. Le secteur de l'agriculture, quant à lui, figure parmi les secteurs dans lesquels les niveaux de la concentration avec la superficie comme élément de référence sont les plus bas. Ainsi peut-on, pour ce secteur, faire ressortir très nettement une opposition entre la concentration avec l'emploi total comme élément de référence et la concentration avec la superficie comme élément de référence. La concentration de l'emploi du secteur par rapport à l'emploi total est plus faible dans le secteur de la construction, dans celui de l'éducation, dans certains secteurs de commerce ou de réparation et dans le secteur de l'administration que dans tout autre secteur. Un seul de ces secteurs, les activités de vente et de réparation de véhicules automobiles, fait également partie de l'ensemble des secteurs dans lesquels les niveaux de la concentration avec la superficie comme élément de référence sont les plus bas. Les autres secteurs ont des niveaux moyens de concentration avec la superficie comme élément de référence.

En outre, les secteurs pour lesquels, en 1999, la concentration avec l'emploi total comme élément de référence est la plus forte sont les mêmes que ceux qui, en 1989, affichaient les niveaux de concentration les plus élevés. Un constat similaire peut être fait pour l'autre extrémité du classement des secteurs par ordre décroissant de concentration avec l'emploi total comme élément de référence.

Entre 1989 et 1999, pour 23 secteurs, la concentration de l'emploi du secteur par rapport à l'emploi tous secteurs confondus se renforce. Pour treize secteurs, elle s'amenuise. Le nombre de secteurs dans lesquels la concentration avec l'emploi total comme élément de référence augmente (décroît) est donc plus élevé (plus bas) que le nombre de secteurs dans lesquels la concentration avec la superficie comme élément de référence s'accroît (se réduit). La concentration de l'emploi du secteur par rapport à l'emploi total s'élève davantage pour la production de combustibles et de carburants, le secteur du commerce de

gros et des intermédiaires, les industries du bois et du papier et les industries des produits minéraux que pour les autres secteurs qui s'agglomèrent. Dans le premier de ces quatre secteurs, la variation dépasse 50 % et, dans les trois autres, elle excède 40 %. Les premier et deuxième secteurs figurent aussi parmi ceux qui affichent des hausses de la concentration avec la superficie comme élément de référence. Au contraire, le troisième et le quatrième appartiennent à l'ensemble des secteurs dans lesquels la concentration avec la superficie comme élément de référence baisse. Dans le secteur des services opérationnels, la concentration de l'emploi du secteur par rapport à l'emploi total diminue de plus de 50 %. Elle s'amoindrit aussi d'une manière considérable dans les secteurs de l'éducation, de la recherche-développement et des transports ; la variation est comprise entre 20 % et 40 % environ. Les autres secteurs qui se dispersent connaissent de plus petites réductions de la concentration. Le secteur des services opérationnels, celui de la recherche-développement et celui des transports voient également s'affaiblir leur concentration avec la superficie comme élément de référence (voir plus haut pour le deuxième de ces secteurs). Pour le secteur de l'éducation, en revanche, la variation de la concentration avec la superficie comme élément de référence est une augmentation.

La concentration à l'intérieur d'autres pays de l'Union européenne

Jusqu'ici, nous avons étudié uniquement la concentration à l'intérieur de la France. Nous avons aussi à examiner la concentration à l'intérieur d'autres pays de l'Union européenne. C'est ce que nous faisons ci-après. Cette fois-ci, nous nous penchons sur la concentration spatiale de la valeur ajoutée brute aux prix de marché, et non sur la concentration de l'emploi. Nous envisageons la concentration spatiale observée pour l'année 1999. Nous nous intéressons à la concentration spatiale de secteurs qui sont des composantes de la nomenclature nommée NACE. Il s'agit du secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche, du secteur réunissant l'exploitation minière, l'exploitation de carrières, l'industrie manufacturière et la production d'énergie, du secteur de la construction, du secteur du commerce et des réparations, du secteur des services marchands et du secteur des services non marchands. Les statistiques sur lesquelles nous nous fondons sont extraites de la base de données REGIO constituée par Eurostat.

Les données disponibles nous permettent seulement de considérer la concentration intranationale à l'échelle des régions de niveau NUTS1 ou la concentration intranationale à l'échelle des régions de niveau NUTS2. En outre, il nous faut nous limiter à la Belgique, à l'Allemagne, à la Grèce, à l'Espagne, à l'Italie, aux Pays-Bas, à l'Autriche, au Portugal, à la Finlande et à la Suède. Les données sont manquantes au niveau NUTS2 mais disponibles au niveau NUTS1 dans le cas de l'Allemagne ; elles sont disponibles au niveau NUTS2 dans le cas des autres pays. Nous mettons donc en évidence des faits qui sont relatifs, pour l'Allemagne, à la concentration intranationale à l'échelle des régions de niveau NUTS1 et, pour les autres pays, à la concentration intranationale à l'échelle des régions de niveau NUTS2. Pour le Danemark, l'Irlande et le Luxembourg, il n'y a pas de découpage en régions de niveau NUTS2, et donc pas de découpage en régions de niveau NUTS1 non plus ; pour le Royaume-Uni, les données sont manquantes aux deux échelons spatiaux. En conséquence, pour ces pays, ni la concentration à l'intérieur du pays à l'échelle des régions de niveau NUTS2 ni la concentration à l'intérieur du pays à l'échelle des régions de niveau NUTS1 ne peuvent être abordées.

À nouveau, nous traitons de la concentration relative avec la superficie comme élément de référence. L'indicateur est, comme précédemment, un indice d'Hellinger.

Les secteurs qui, en 1999, affichent les niveaux les plus élevés de la concentration relative intranationale ne sont pas les mêmes dans tous les pays. Un constat identique peut être fait en ce qui concerne les secteurs les moins concentrés. Le secteur des services marchands est, dans sept pays, celui pour lequel la concentration est la plus grande. En Grèce, en Italie et en Finlande, il n'est pas le plus concentré. Dans ces trois pays, au secteur des services marchands se substituent, respectivement, le secteur des services non marchands, le secteur qui comprend l'industrie manufacturière et le secteur du commerce et des réparations. En outre, on trouve, dans cinq pays, le commerce et les activités de réparation au deuxième rang du classement des secteurs par ordre décroissant de concentration. En Allemagne, en Espagne, en Italie, en Autriche et en Finlande, un autre secteur occupe ce rang : le secteur incluant l'industrie manufacturière, dans les deux premiers pays, le secteur des services marchands, dans le troisième et le cinquième, et le secteur des services non marchands, dans le quatrième. Remarquons que le secteur des services marchands a presque partout une concentration relativement forte.

Une fois mis en lumière les secteurs les plus concentrés, il nous faut dégager ceux pour lesquels les niveaux de concentration sont les plus bas. Le secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche étant en grande partie lié à la terre et les autres secteurs l'étant peu ou ne l'étant pas, le fait que ce secteur soit le moins concentré ne doit pas étonner. Qu'il ne le soit pas partout est, en revanche, surprenant. Dans neuf pays, la concentration du secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche est plus faible que celle de tout autre secteur. Aux Pays-Bas, ce n'est pas le cas, même si la concentration de ce secteur y est, comme ailleurs, relativement peu élevée. Le secteur formé de l'industrie manufacturière et des activités que nous avons mentionnées lorsque nous avons décrit tous les secteurs est, dans ce pays, moins concentré que n'importe quel autre. Par ailleurs, dans six pays, le secteur de la construction compte parmi ceux pour lesquels les niveaux de concentration sont les plus faibles : il y figure au deuxième rang du classement des secteurs par ordre croissant de concentration. Aux Pays-Bas, en Autriche, au Portugal et en Finlande, ce secteur n'est pas au nombre des secteurs les moins concentrés. Dans le classement, il est remplacé, aux Pays-Bas, par le secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche. Il l'est, en Autriche et au Portugal, par le secteur auquel appartient l'industrie manufacturière et, en Finlande, par le secteur des services non marchands.

Dans ce qui précède, nous avons fait ressortir, pour chaque pays, les secteurs les plus concentrés et les secteurs les moins concentrés. Ci-dessous, nous mettons en avant, pour chaque secteur, le pays à l'intérieur duquel la concentration est la plus forte et celui à l'intérieur duquel la concentration est la plus faible. Il y a, en Finlande et en Suède, des régions très étendues où le climat est tel que l'activité est très limitée. En conséquence, dans ces pays, la concentration intranationale est élevée. Elle l'est à tel point qu'elle y est plus grande qu'ailleurs. Cela s'applique à tous les secteurs. Dans ce qui suit, nous indiquons le pays qui, après la Finlande et la Suède, affiche le plus haut niveau de la concentration intranationale. Pour le secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche, qui n'est nulle part très concentré, la concentration est moins basse aux Pays-Bas que dans les autres pays. La concentration du secteur dont fait partie l'industrie manufacturière est plus forte

en Espagne qu'ailleurs. Le Portugal apparaît, pour le secteur de la construction et celui des services marchands, au premier rang du classement des pays par ordre décroissant de concentration. Enfin, la Grèce est, pour le secteur du commerce et des réparations et celui des services non marchands, le pays dans lequel la concentration est la plus élevée.

Au pays dans lequel l'indicateur de la concentration intranationale prend la plus grande valeur, nous devons adjoindre le pays dans lequel cet indicateur revêt la valeur la plus petite. La concentration du secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche est plus faible en Grèce que dans les autres pays. Pour le secteur auquel est rattachée l'industrie manufacturière, la concentration est plus limitée aux Pays-Bas qu'ailleurs. L'Italie, enfin, est le pays dans lequel le secteur de la construction, celui du commerce et des réparations, celui des services marchands et celui des services non marchands sont le moins concentrés.

La concentration à l'intérieur de l'Union européenne

Seule a été examinée, jusqu'ici, la concentration intranationale. La concentration à l'intérieur de l'Union européenne doit être étudiée également. Elle l'est ci-dessous. Nous mettons en évidence, dans un premier temps, des faits qui ont trait à la concentration à l'échelle des régions infranationales et, dans un deuxième temps, des faits qui portent sur la concentration au niveau des pays.

Pour les deux échelons spatiaux, nous envisageons d'abord la concentration de la valeur ajoutée brute aux prix de marché, puis la concentration de l'emploi. Nous considérons, dans le cas de la concentration de la valeur ajoutée, à l'échelle des régions et à l'échelle des pays, l'année 1999 et, dans le cas de la concentration de l'emploi, au niveau des régions et au niveau des pays, l'année 1995. S'agissant de la valeur ajoutée, pour les deux échelons spatiaux, nous examinons la concentration des secteurs que nous avons cités lorsque nous avons traité de la concentration à l'intérieur de pays européens autres que la France. En ce qui concerne l'emploi, pour les deux échelons spatiaux également, nous étudions la concentration du secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche, du secteur de la production de combustibles et de l'énergie, de l'industrie manufacturière, du secteur de la construction, du secteur des services marchands et du secteur des services non marchands. Ces secteurs se distinguent des précédents en ce qu'ils sont les composantes d'une autre version de la NACE. Quel que soit l'échelon spatial, celui des régions ou celui des pays, et quelle que soit la grandeur, valeur ajoutée ou emploi, les statistiques à l'aide desquelles est appréciée la concentration ont pour source la base de données REGIO, que nous avons déjà évoquée.

Les données régionales de valeur ajoutée et les données nationales sont disponibles pour quatorze des quinze pays de l'Union européenne. Elles ne le sont pas pour le Royaume-Uni. Précisons que le Danemark, l'Irlande et le Luxembourg, pour ce qui est des données régionales, sont chacun assimilés à une région. Les données régionales d'emploi et les données nationales sont disponibles pour huit pays seulement : la Belgique, le Danemark, l'Allemagne (sans l'ancienne Allemagne de l'Est), l'Espagne, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg et le Portugal. En conséquence, pour les deux échelons spatiaux et pour les deux grandeurs, nous nous penchons sur la concentration à l'intérieur d'une zone qui ne couvre pas la totalité du territoire de l'Union européenne. Les données (régionales) de valeur

ajoutée et les données (régionales) d'emploi ne sont disponibles qu'au niveau NUTS1 ou au niveau NUTS2. Elles sont disponibles au seul niveau NUTS1 dans le cas de l'Allemagne et le sont au niveau NUTS2 dans le cas des autres pays. Pour cette raison, quelle que soit la grandeur, nous nous intéressons à la concentration à l'échelle de régions qui sont de niveau NUTS1 ou NUTS2.

Comme nous l'avons fait quand nous avons traité de la concentration à l'intérieur de la France et de la concentration à l'intérieur d'autres pays européens, nous envisageons la concentration relative avec la superficie comme élément de référence. Pour les deux échelons spatiaux et pour les deux grandeurs, c'est elle que nous prenons en considération. L'indicateur est toujours un indice d'Hellinger.

La concentration relative de la valeur ajoutée à l'intérieur de l'Union européenne, au niveau des régions, en 1999, est considérable pour le secteur des services marchands et faible pour celui de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche. Le premier de ces secteurs est le secteur le plus concentré et le second est le secteur le moins concentré. Les observations que nous avons faites au sujet de la concentration à l'intérieur de pays européens autres que la France pouvaient le suggérer : dans chacun des pays auxquels nous nous sommes intéressé, la concentration intranationale du secteur des services marchands est forte et celle du secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche est basse. Pour le secteur du commerce et des réparations, pour le secteur comprenant l'industrie manufacturière, pour le secteur des services non marchands et pour le secteur de la construction, la concentration de la valeur ajoutée à l'intérieur de l'Union européenne, à l'échelle des régions, est moyenne, mais les niveaux de concentration de ces quatre secteurs sont plus proches de celui du secteur des services marchands que de celui du secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche. En outre, pour trois des quatre secteurs, les valeurs de l'indicateur de concentration sont voisines ; le secteur qui fait exception, celui de la construction, est nettement moins concentré que les autres.

Il serait intéressant de comparer le classement des secteurs par ordre de concentration, pour l'échelon régional et la valeur ajoutée, et le classement correspondant pour l'échelon régional et l'emploi. Ce n'est pas possible. D'une part, le territoire pour lequel est évaluée la concentration n'est pas le même dans le cas de la valeur ajoutée et dans le cas de l'emploi. D'autre part, la décomposition sectorielle de l'activité économique n'est pas exactement identique dans les deux cas. En particulier, l'industrie manufacturière et la production de combustibles et d'énergie, pour la valeur ajoutée, sont réunies mais, pour l'emploi, sont dissociées. Pour ces raisons, nous ne pouvons que détailler de manière isolée les faits qui portent sur la concentration relative de l'emploi à l'intérieur de l'Union européenne, à l'échelle des régions, en 1995. Le secteur de la production de combustibles et de l'énergie est celui qui affiche le plus haut niveau de concentration. Pour sa part, le secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche est celui qui présente le niveau de concentration le plus bas. Le premier de ces secteurs est près de trois fois plus concentré que le second. Les secteurs dans lesquels la concentration est moyenne, à savoir, en les mentionnant par ordre décroissant de concentration, l'industrie manufacturière, le secteur des services marchands, celui des services non marchands et celui de la construction, se partagent en deux groupes. Le premier et le deuxième de ces secteurs ont des niveaux de concentration qui s'écartent moins de celui du secteur le plus concentré que de celui

du secteur le moins concentré. En revanche, les troisième et quatrième secteurs ont des niveaux de concentration qui s'éloignent plus de celui du secteur dans lequel la concentration est la plus grande que de celui du secteur dans lequel elle est la plus faible. Ajoutons que le deuxième, le troisième et le quatrième de ces quatre secteurs sont chacun moins concentrés que le précédent de 15 % environ.

À la différence de ce que nous avons fait pour la concentration à l'intérieur de la France et pour la concentration à l'intérieur d'autres pays européens, nous nous penchons, pour la concentration à l'intérieur de l'Union européenne, sur deux échelons spatiaux. L'exposé qui précède a trait à l'échelon régional. Celui qui suit concerne l'échelon national. Le secteur des services marchands et celui de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche sont, respectivement, le secteur dans lequel la concentration relative de la valeur ajoutée à l'intérieur de l'Union européenne, au niveau des pays, en 1999, est la plus élevée et celui dans lequel elle est la moins grande. Le premier et le dernier rangs du classement des secteurs par ordre décroissant de concentration, pour la valeur ajoutée et l'échelon national, sont donc occupés par les secteurs que l'on trouve à ces rangs dans le classement correspondant pour la valeur ajoutée et l'échelon régional. La concentration de la valeur ajoutée à l'intérieur de l'Union européenne, à l'échelle des pays, est plus forte dans le secteur auquel appartient l'industrie manufacturière et dans le secteur des services non marchands que dans le secteur de la construction et que dans le secteur du commerce et des réparations. En outre, le premier de ces secteurs est plus concentré que le deuxième et le quatrième l'est moins que le troisième. Pour ces quatre secteurs, la concentration de la valeur ajoutée à l'échelon national et la concentration de la valeur ajoutée à l'échelon régional sont d'un niveau moyen. Mais chacun de ces secteurs figure à des rangs différents dans le classement des secteurs par ordre décroissant de concentration, pour la valeur ajoutée et l'échelon national, et dans le classement correspondant pour la valeur ajoutée et l'échelon régional. En particulier, le secteur du commerce et des réparations, qui dans le classement pour l'échelon national précède immédiatement le secteur le moins concentré, vient, dans le classement pour l'échelon régional, juste après le secteur le plus concentré.

Les faits qui portent sur la concentration relative de l'emploi à l'intérieur de l'Union européenne, au niveau des pays, en 1995, doivent encore être mis en lumière. Ils le sont ci-après. La concentration est plus élevée dans le secteur de la production de combustibles et de l'énergie que dans tout autre secteur. Le secteur de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche, en revanche, est moins concentré que n'importe quel autre. En outre, l'ensemble des secteurs qui ont des niveaux intermédiaires de concentration, formé de l'industrie manufacturière, du secteur des services marchands, de celui des services non marchands et de celui de la construction, est tel que la concentration est relativement forte dans les deux premiers de ces secteurs et relativement basse dans les deux derniers, que le premier est plus concentré que le deuxième, et que le troisième l'est plus que le quatrième. Enfin, chacun des secteurs apparaît, dans le classement des secteurs par ordre décroissant de concentration, pour l'emploi et l'échelon national, au rang qui est le sien dans le classement correspondant pour l'emploi et l'échelon régional.

La spécialisation

La concentration des secteurs d'activité a été examinée, ci-dessus, pour plusieurs ensembles de données. Le degré de spécialisation des unités spatiales pourrait être étudié pour chacun de ces ensembles. Dans ce qui suit, nous traitons du degré de spécialisation. Cependant, nous ne le faisons que pour les ensembles de données qui sont relatifs uniquement aux régions administratives françaises : le niveau de nomenclature auquel les secteurs sont définis est plus fin pour ces ensembles que pour les autres, et donc les secteurs sont plus nombreux. Traiter du degré de spécialisation pour les ensembles de données se rapportant aux régions françaises nous amène à envisager la spécialisation au niveau des secteurs qui sont les composantes de la NES36. Cela nous conduit d'autre part à nous pencher sur la spécialisation en termes d'emploi et à nous intéresser à deux années, 1989 et 1999. Rappelons que, pour les ensembles de données concernant les régions françaises, les statistiques sont tirées de publications de l'INSEE.

Le degré de spécialisation d'une unité spatiale s'apprécie en mettant en parallèle la structure sectorielle de cette unité spatiale et celle d'un élément de référence. Ici, l'élément de référence est l'emploi pour la France. C'est donc la spécialisation des régions françaises par rapport à la France que nous examinons[3]. L'indicateur qui nous permet de considérer le degré de spécialisation est, comme celui grâce auquel nous avons envisagé la concentration spatiale relative, un indice d'Hellinger. Le fait que la mesure de spécialisation et la mesure de concentration spatiale relative soient toutes les deux des indices d'Hellinger ne doit pas induire en erreur : l'indicateur de spécialisation est différent de l'indicateur de concentration spatiale. La comparaison sur laquelle repose le premier, en effet, n'est pas la même que celle sur laquelle est fondé le second.

Le degré de spécialisation, en 1999, est plus haut en Corse, en Franche-Comté et en Île-de-France que dans les autres régions. La Corse est de beaucoup la région la plus spécialisée. Les degrés de spécialisation de la Corse et de l'Île-de-France, bien qu'ils soient élevés tous les deux, reflètent deux situations très différentes. En Corse, où le développement économique est limité, le haut degré de spécialisation est avant tout la conséquence de l'écart entre la part du secteur de l'administration dans l'activité de la région et la part de ce secteur dans l'activité du pays. En Île-de-France en revanche, région qui accueille bon nombre de sièges sociaux, c'est principalement à l'écart entre la part du secteur des conseils et de l'assistance dans l'activité de la région et la part de ce secteur dans l'activité du pays qu'est dû le degré élevé de spécialisation. Par ailleurs, la région Rhône-Alpes, la région Centre et le Nord-Pas-de-Calais affichent les degrés de spécialisation les plus bas. Enfin, dans la première moitié du classement des régions par ordre décroissant de spécialisation, les régions où le PIB par habitant est faible sont plus nombreuses que les régions où il est fort, tandis que, dans la seconde moitié de ce classement, les régions où le PIB par habitant est fort sont plus nombreuses que les régions où il est faible[4]. On trouve notamment, parmi les régions très spécialisées dans lesquelles la richesse est limitée, la

[3]Il serait possible également d'étudier la spécialisation des régions françaises par rapport à l'Union européenne.

[4]Nous considérons que le PIB d'une région est faible (fort) quand il est inférieur (supérieur) au PIB régional médian.

Corse, l'Auvergne et le Languedoc-Roussillon et, parmi les régions peu spécialisées dans lesquelles la richesse est grande, la région Rhône-Alpes, la région Centre et l'Alsace.

L'Île-de-France et le Nord-Pas-de-Calais n'ont que depuis peu de temps les degrés extrêmes de spécialisation décrits précédemment. D'une part, l'Île-de-France, qui en 1999 est une des régions les plus spécialisées, présentait en 1989 un degré intermédiaire de spécialisation. D'autre part, le Nord-Pas-de-Calais, qui en 1999 fait partie de l'ensemble des régions dans lesquelles les degrés de spécialisation sont les plus bas, était moyennement spécialisé en 1989. En revanche, la Corse, la Franche-Comté, la région Rhône-Alpes et la région Centre affichent quelle que soit l'année les degrés extrêmes de spécialisation mentionnés ci-dessus (forte spécialisation pour les deux premières régions, faible spécialisation pour les deux dernières). Ajoutons que, en 1989, le Languedoc-Roussillon appartenait à l'ensemble des régions dans lesquelles les degrés de spécialisation sont les plus hauts et que, toujours en 1989, l'Alsace comptait parmi les régions les moins spécialisées.

Entre 1989 et 1999, le degré de spécialisation se réduit dans seize régions, soit une très grande majorité des régions, et augmente dans six régions (Île-de-France, Alsace, Haute-Normandie, Bourgogne, Pays de la Loire, Centre). Les plus fortes diminutions de la spécialisation s'observent pour le Nord-Pas-de-Calais, la Corse et la région Provence-Alpes-Côte d'Azur. Dans le Nord-Pas-de-Calais, la spécialisation baisse de 30 % environ. En Corse et dans la région Provence-Alpes-Côte d'Azur, la réduction de la spécialisation est d'un peu plus de 20 %. L'évolution du degré de spécialisation du Nord-Pas-de-Calais traduit la poursuite d'un mouvement ayant débuté bien avant la période que nous prenons en considération et dans lequel s'inscrivent de profondes mutations : entre 1989 et 1999, dans le Nord-Pas-de-Calais, le secteur de la sidérurgie et l'industrie textile, secteurs qui étaient à la base de la prospérité de la région, continuent de décliner. L'Île-de-France, l'Alsace et la Haute-Normandie sont, parmi les régions qui se spécialisent, celles où la spécialisation s'accroît le plus. La hausse de la spécialisation dépasse 25 % dans la première de ces trois régions et est comprise entre 10 % et 15 % dans les deuxième et troisième.

L'approche que nous avons suivie peut être étendue à d'autres échelons spatiaux (concentration à l'intérieur de la France à l'échelle des zones d'emploi par exemple) ou pour d'autres niveaux de désagrégation sectorielle (spécialisation à un niveau détaillé de nomenclature). Le faire permettrait de savoir si, à ces autres échelons spatiaux ou pour ces autres niveaux de désagrégation sectorielle, les faits que nous avons exposés s'observent également.

Axes de recherche et plan de la thèse

Les travaux théoriques et économétriques que nous avons réalisés complètent l'approche descriptive que nous avons suivie dans ce qui précède. D'une part, nous développons des modèles de nouvelle économie géographique dans lesquels nous faisons apparaître l'évolution de la concentration spatiale et l'évolution de la spécialisation durant une expérience d'intégration économique. D'autre part, nous estimons les coefficients de modèles économétriques de choix de localisation, cela pour les choix que font les producteurs, ce qui nous permet de dégager les effets que la concentration spatiale et la spécialisation ont sur ces choix.

La plupart des modèles de la nouvelle économie géographique formalisent une économie à un seul échelon spatial, celui des pays ou celui des régions infranationales. Ils n'envisagent pas le cas d'une économie formée de pays eux-mêmes composés de régions. Il existe certes quelques modèles qui font exception (KRUGMAN et LIVAS ELIZONDO, 1996, MONTFORT et NICOLINI, 2000, PALUZIE, 2001), ceux-ci considérant deux échelons spatiaux emboîtés. Mais, dans ces derniers modèles, la concentration spatiale (ou la spécialisation) n'est pas examinée simultanément aux deux niveaux géographiques. Par ailleurs, presque tous les modèles de la nouvelle économie géographique formalisent une économie comprenant un unique secteur à rendements d'échelle croissants en plus d'un secteur à rendements d'échelle constants. Il est vrai que des modèles, en petit nombre, se distinguent des autres en supposant l'existence de plusieurs secteurs à rendements d'échelle croissants (KRUGMAN et VENABLES, 1996, PERI, 1998, 2002, PUGA et VENABLES, 1996, 1999, VENABLES, 1999). Dans aucun des modèles qui font une telle hypothèse, cependant, n'est étudié le degré de spécialisation à l'intérieur de l'ensemble constitué par ces secteurs.

Les limites des modèles traditionnels de la nouvelle économie géographique évoquées ci-dessus nous incitent à formuler un modèle décrivant une zone d'intégration économique composée de deux pays, chacun formé de deux régions, et dans laquelle sont actifs plusieurs secteurs à rendements d'échelle croissants et différents quant à leurs caractéristiques fondamentales. Ces limites nous poussent également à déterminer à la fois la concentration spatiale de chaque secteur à l'intérieur de la zone d'intégration, la concentration spatiale de chaque secteur à l'intérieur de l'un ou l'autre pays, le degré de spécialisation de chaque pays et le degré de spécialisation de chaque région. Nous mettons au jour les variations de la concentration spatiale et du degré de spécialisation au long de l'expérience d'intégration économique des pays.

Le modèle peut être simplifié en un modèle à un échelon spatial et à plusieurs secteurs à rendements d'échelle croissants et identiques s'agissant de leurs caractéristiques fondamentales, ou en un modèle à un échelon spatial et à plusieurs secteurs à rendements d'échelle croissants et différents du point de vue de ces caractéristiques. Nous nous penchons sur les variations de la concentration spatiale et du degré de spécialisation en nous appuyant sur les modèles simplifiés avant de le faire en nous fondant sur le modèle non simplifié.

Les modèles que nous développons nous permettent de répondre notamment aux questions suivantes :

- L'évolution de la concentration spatiale diffère-t-elle selon le secteur ?
- L'évolution de la concentration d'un secteur à l'intérieur de la zone d'intégration se distingue-t-elle de l'évolution de sa concentration à l'intérieur de l'un ou l'autre pays ?
- L'évolution du degré de spécialisation est-elle identique pour tous les pays ou pour toutes les régions ?
- L'évolution du degré de spécialisation d'une région est-elle la même que celle du degré de spécialisation du pays auquel elle appartient ?

Ci-dessus nous avons présenté l'approche que nous retenons sur le plan théorique ; ci dessous nous exposons celle que nous adoptons sur le plan empirique.

Les études qui ont pour objet l'estimation des coefficients d'un modèle économétrique de choix de localisation, cela dans le cas des choix des producteurs, font très fréquemment intervenir les économies externes qui résultent du regroupement des entreprises en un même lieu, ou économies d'agglomération[5]. Plus précisément, les auteurs de ces contributions placent très souvent, parmi les variables explicatives, une grandeur qui reflète un facteur engendrant de telles économies. Cette grandeur est presque toujours le *nombre* d'établissements, le *niveau* de la production ou le *niveau* de l'emploi. De cette manière, les travaux en question tiennent compte d'un des aspects de l'impact que sont susceptibles d'avoir, sur le choix de localisation, les transferts de connaissances ne générant pas de coût, ou externalités de connaissance (*knowledge spillovers*) : le facteur à l'origine d'économies d'agglomération conditionne ces externalités (voir MARSHALL (1891), qui toutefois recourt à un autre vocabulaire).

L'influence que les externalités de connaissance peuvent avoir sur le choix de localisation revêt d'autres aspects : ces externalités, d'une part, dépendent de la proximité physique des entreprises (voir, entre autres, HEAD, RIES et SWENSON (1995)) et, d'autre part, sont fonctions de la composition sectorielle (voir, par exemple, GLAESER *et al.* (1992) et HENDERSON, KUNCORO et TURNER (1995)). Les études économétriques qui portent sur les déterminants des choix de localisation des producteurs prennent certes très souvent en considération le premier de ces deux aspects, mais elles le font en assimilant cet aspect à celui que nous avons décrit plus haut. En outre, à une exception près (la contribution d'ARAUZO CAROD (2002)), elles négligent le second aspect.

Les deux remarques que nous venons de formuler suggère un approfondissement des travaux existants. Nous menons cet approfondissement : nous estimons les coefficients de modèles économétriques de choix de localisation, cela pour les choix des producteurs, en prenant en considération l'effet de la proximité physique des entreprises mais sans assimiler cet effet à celui du facteur qui est source d'économies d'agglomération, et en tenant compte de l'effet de la composition sectorielle. En d'autres termes, nous incorporons une quantité qui représente uniquement la proximité et une quantité qui représente la composition sectorielle dans les ensembles de variables explicatives. La quantité est, pour la proximité, un indicateur synthétique de concentration spatiale et, pour la composition sectorielle, un indicateur synthétique de spécialisation.

Les choix de localisation que nous analysons sont ceux qui ont été faits pour les établissements implantés en France. Sont envisagés, d'une part, le choix d'une des régions administratives et, d'autre part, le choix d'une des zones d'emploi[6]. En outre, les choix de localisation sont ceux qui ont été faits pour les établissements créés (créations pures) en 2000. Les valeurs des variables explicatives se rapportent, selon la variable, soit à

[5]Les contributions dans lesquelles entrent en jeu les économies d'agglomération sont trop nombreuses pour pouvoir être toutes mentionnées ici. Néanmoins, citons les travaux de FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002b), qui à notre connaissance sont les plus récents.

[6]Les zones d'emploi sont des divisions du territoire qui ont été délimitées en observant les migrations journalières des travailleurs.

l'année 1997, soit à l'année 1998, soit à l'année 1999. Enfin, les choix de localisation sont ceux qui ont été faits pour les établissements de treize secteurs définis au niveau de la nomenclature dite NES16. Certaines données ont une dimension spatiale et une dimension sectorielle, le secteur étant un de ces treize secteurs. Les autres données n'ont qu'une dimension spatiale.

Ajoutons deux points. D'une part, nous procédons aux estimations d'abord sans dissocier les secteurs, puis en le faisant mais en groupant les observations relatives aux différents secteurs, et enfin secteur par secteur. D'autre part, nous incluons un indicateur synthétique de concentration spatiale dans les seuls modèles de choix de région, tandis que nous introduisons un indice mesurant le degré de spécialisation dans les modèles de choix de région et dans les modèles de choix de zone d'emploi.

Les estimations que nous réalisons fournissent une réponse notamment aux questions suivantes :

- La concentration spatiale est-elle un déterminant du choix de région ?
- Les producteurs préfèrent-ils les régions à l'intérieur desquelles la concentration est forte ou les régions à l'intérieur desquelles elle est faible ?
- Le degré de spécialisation est-il un déterminant du choix de région ?
- Est-il un déterminant du choix de zone d'emploi ?
- Les producteurs préfèrent-ils les régions très spécialisées ou les régions peu spécialisées ?
- Préfèrent-ils les zones d'emploi très spécialisées ou les zones d'emploi peu spécialisées ?
- L'effet du degré de spécialisation sur le choix de région et l'effet du degré de spécialisation sur le choix de zone d'emploi sont-ils semblables ?
- L'effet de la concentration spatiale sur le choix de région, l'effet du degré de spécialisation sur ce choix ou l'effet du degré de spécialisation sur le choix de zone d'emploi diffèrent-ils selon le secteur ?

La thèse s'intéresse à l'évolution de la concentration spatiale et à l'évolution de la spécialisation au cours d'une expérience d'intégration économique (telle que la politique mise en œuvre par les États membres de l'Union européenne), ainsi qu'aux effets que la concentration spatiale et la spécialisation ont sur les choix de localisation des producteurs. Elle se divise en quatre chapitres. Dans les trois premiers chapitres est examiné, sous l'angle de la nouvelle économie géographique, le premier des deux thèmes mentionnés précédemment ; dans le dernier chapitre est étudié le second thème. Par ailleurs, les deux premiers chapitres sont des chapitres théoriques, tandis que les deux derniers chapitres sont des chapitres empiriques.

Le chapitre 1 propose une synthèse de la littérature théorique rattachée à la nouvelle économie géographique. Sont présentés les hypothèses des principaux modèles qui s'inscrivent dans cette littérature ainsi que les résultats les plus importants auxquels ces modèles conduisent. La question des limites des modèles est également abordée. Nous

groupons les modèles en trois catégories : la première catégorie est formée des modèles qui supposent la mobilité des facteurs de production, la deuxième est composée des modèles qui font l'hypothèse de liaisons d'input-output, et la troisième est constituée des modèles qui formalisent la croissance.

Dans le chapitre 2, nous développons les modèles originaux de nouvelle économie géographique décrits ci-dessus et qui dépassent certaines insuffisances des modèles traditionnels. Après avoir détaillé les hypothèses, nous mettons en lumière l'impact de l'intégration économique sur la concentration spatiale, cela pour plusieurs secteurs et pour plusieurs groupes d'unités spatiales, et nous faisons ressortir son influence sur le degré de spécialisation, cela pour plusieurs types d'unités spatiales.

Le chapitre 3 propose une autre synthèse, celle de la littérature qui porte sur la pertinence empirique de la nouvelle économie géographique. Dans un premier temps, nous traitons des études cherchant à savoir si les hypothèses des modèles (par exemple celle de rendements d'échelle croissants) sont empiriquement vérifiées ; dans un deuxième temps, nous nous penchons sur les travaux, relatifs à la concentration spatiale et à la spécialisation dans l'Union européenne, qui montrent que les résultats des modèles et les phénomènes observés coïncident ou qui établissent que les uns diffèrent des autres. Les conclusions que nous tirons de cette synthèse peuvent notamment s'appliquer aux modèles du chapitre précédent.

Dans le chapitre 4, nous nous demandons, comme indiqué plus haut, si la concentration spatiale et le degré de spécialisation sont des déterminants des choix de localisation des producteurs. Nous répondons à cette question à l'aide des techniques économétriques les plus récentes. Après avoir formalisé le choix de localisation, précisé la méthode d'estimation et présenté les variables explicatives ainsi que les données, nous exposons les résultats des estimations. Nous considérons le cas de la France à la fin des années 1990.

La thèse contribue ainsi à la compréhension des causes et des conséquences des phénomènes de concentration spatiale et de spécialisation.

Chapitre 1

Les facteurs d'agglomération et de dispersion mis en avant par la nouvelle économie géographique

1.1 Introduction

La nouvelle économie géographique, courant initié par KRUGMAN (1991), entre autres, explique la localisation des producteurs, des consommateurs ou des facteurs de production[1]. Elle permet de comprendre leur agglomération en un point de l'espace et leur dispersion dans l'espace.

La nouvelle économie géographique est une théorie de l'espace endogène (BAUMONT et HURIOT, 1999, p. 136) : elle envisage l'agglomération ou la dispersion comme la conséquence du jeu de forces internes et auto-entretenues.

Les modèles de la nouvelle économie géographique sont construits en recourant à des concepts et outils également utilisés par les approches récentes de l'économie industrielle et de l'économie internationale. En outre, l'usage de ces concepts et outils rend possible un rapprochement entre la nouvelle économie géographique et la théorie de la croissance endogène[2]. Parmi les hypothèses des modèles de la nouvelle économie géographique figurent deux hypothèses intrinsèques (NEARY, 2001, p. 548 et p. 550), celle de rendements d'échelle croissants et celle de coûts de transaction non nuls. Dans une économie finie, sous la première de ces hypothèses, les entreprises sont nécessairement en nombre fini et vendent leur production sur un marché imparfait. C'est pourquoi les auteurs ayant contribué à l'essor de la nouvelle économie géographique se sont souvent inspirés des modèles de concurrence monopolistique développés par SPENCE (1976) et par DIXIT et STIGLITZ (1977). Dans ces modèles, les entreprises peuvent élaborer un grand nombre de biens différenciés et substituables. À cette différenciation des biens mise en application par les producteurs est associée une préférence pour la variété exprimée par les consommateurs. Le pouvoir de monopole que ces éléments confèrent aux entreprises en place est limité par le fait que d'autres entreprises peuvent entrer librement sur le marché. D'autre

[1] Pour une présentation du modèle canonique de la nouvelle économie géographique, voir NEARY (2001).
[2] Voir BAUMONT et HURIOT (1999).

part, les coûts de transaction, coûts de l'échange d'un bien, sont presque toujours supposés tels qu'une partie du bien est perdue quand il passe du vendeur à l'acheteur. Ces coûts prennent ainsi la forme d'iceberg de Samuelson.

Pour que les entreprises s'agglomèrent en un point de l'espace, il faut que les avantages qu'elles trouvent à être proches les unes des autres prévalent sur les inconvénients de cette situation. La proximité favorise les interactions individuelles. Celles-ci peuvent avoir pour les entreprises des effets positifs ou négatifs. Les effets positifs des interactions individuelles sont des forces d'agglomération et leurs effets négatifs constituent des forces de dispersion. Les interactions incluses dans les modèles de la nouvelle économie géographique sont des interactions de marché générant des externalités pécuniaires, qui font contraste avec les interactions hors marché à l'origine d'externalités technologiques. Dans ces modèles, les externalités pécuniaires sont des forces centripètes. Sur elles repose un processus cumulatif qui conduit au regroupement des entreprises.

D'autre part, dans les modèles de la nouvelle économie géographique sont introduits des effets de concurrence, qu'il s'agisse d'effets de concurrence sur le marché du produit ou d'effets de concurrence sur le marché du travail. Ces effets de concurrence sont des forces centrifuges. La configuration spatiale d'équilibre s'explique par la conjonction ou l'opposition de toutes ces forces. Les entreprises s'agglomèrent si les forces centripètes dominent les forces centrifuges.

La configuration spatiale d'équilibre dépend des valeurs des paramètres du modèle. La dépendance la plus souvent étudiée est celle qui existe entre cette configuration et le paramètre reflétant les coûts de transaction. Cela est peu surprenant : l'apparition de la nouvelle économie géographique a coïncidé avec les débats sur l'impact de l'intégration économique européenne, et une réduction des coûts de transaction permet de formaliser cette expérience d'intégration. Il est possible de montrer que les entreprises sont dispersées si les coûts de transaction sont considérables. Pour des coûts d'un niveau intermédiaire, elles sont agglomérées en un point de l'espace. De cette façon, des unités spatiales (pays, régions infranationales ou autres) ayant les mêmes caractéristiques fondamentales se différencient, les unes formant un centre où les entreprises sont nombreuses, les autres une périphérie où le nombre d'entreprises est faible ou nul. Enfin, si les coûts sont bas et sous des hypothèses sur lesquelles nous reviendrons, l'agglomération disparaît et est remplacée par la dispersion.

La configuration spatiale d'équilibre peut aussi être fonction des conditions en vigueur au début de l'ajustement. C'est le cas quand, pour des valeurs données des paramètres, se dégage une multiplicité des équilibres, propriété qu'offrent la plupart des modèles de la nouvelle économie géographique. Du fait de cette multiplicité, l'équilibre effectif diffère suivant que l'économie parvient, par exemple, à un niveau de coûts de transaction par valeurs croissantes ou décroissantes. Ce phénomène porte le nom d'hystérèse. En particulier, une situation atteinte à l'issue de l'ajustement peut se maintenir en tant qu'équilibre même si une autre configuration est également un équilibre. Les décisions de localisation des entreprises sont flexibles, mais la structure spatiale d'équilibre est rigide.

Ci-dessus nous avons évoqué les hypothèses intrinsèques des modèles de la nouvelle économie géographique, celle de rendements d'échelle croissants et celle de coûts de trans-

action non nuls. À ces hypothèses intrinsèques s'ajoutent des hypothèses complémentaires. En s'appuyant sur ces dernières, on peut grouper les modèles de la nouvelle économie géographique en trois catégories. Les modèles de la première catégorie supposent que les facteurs de production sont mobiles. Les modèles de la deuxième catégorie supposent l'existence de liaisons d'input-output. Les modèles de la troisième catégorie formalisent la croissance. Nous présentons les principaux modèles de la nouvelle économie géographique en envisageant l'une après l'autre ces trois catégories[3] : nous considérons les modèles avec mobilité des facteurs de production à la section 1.2, les modèles avec liaisons d'input-output à la section 1.3 et les modèles avec croissance à la section 1.4.

1.2 La mobilité des facteurs de production

Parmi les modèles de la nouvelle économie géographique, certains font l'hypothèse de mobilité des facteurs de production. C'est le cas, entre autres, des modèles de KRUGMAN (1991), de CALMETTE et LE POTTIER (1995), de EKHOLM et FORSLID (1997), de FORSLID et WOOTON (1999), de FORSLID (1999) et de ANDERSSON et FORSLID (1999).

1.2.1 Mobilité des travailleurs, rendements d'échelle croissants et coûts de transaction

Le modèle de KRUGMAN (1991) est un des modèles de base de la nouvelle économie géographique. Il repose sur l'interaction de la mobilité des travailleurs, des rendements d'échelle croissants et des coûts de transaction.

Les hypothèses du modèle

On considère une économie composée de deux pays[4], 1 et 2, identiques en termes de préférences et de techniques de production. Il existe dans cette économie deux secteurs d'activité appelés « agriculture » et « industrie ». L'agriculture produit un bien homogène. L'industrie élabore un très grand nombre de variétés de biens différenciés. Les préférences de tous les individus sont les mêmes ; les individus consomment le bien agricole et un panier de biens manufacturés en ayant une préférence pour la variété. Leur fonction d'utilité, de type Cobb-Douglas, s'écrit

$$U = \left(C^A\right)^{1-\gamma}\left(C^M\right)^{\gamma} \text{ avec } C^M = \left(\sum_{k=1}^{n+\tilde{n}} c_k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \tag{1.1}$$

où C^A est la consommation de bien agricole, C^M la consommation d'un agrégat CES de biens manufacturés, c_k la consommation de la variété k de biens manufacturés, où n et $\tilde{n}$ sont les nombres de variétés de biens manufacturés produites dans les pays 1 et 2

[3]Pour d'autres synthèses de la littérature traitant de la problématique de l'agglomération à la façon de la nouvelle économie géographique, voir OTTAVIANO et PUGA (1998) ou CATIN et GHIO (2000).

[4]Dans tout ce qui suit, nous employons uniquement le terme « pays », bien que les modèles de la nouvelle économie géographique puissent être appliqués aux régions infranationales.

respectivement, et où $\sigma > 1$ est l'élasticité de substitution entre les variétés et $\gamma \in [0, 1]$ la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur.

L'économie dispose de deux facteurs de production. Chaque secteur utilise un facteur que l'autre n'emploie pas. Les facteurs de production sont donc dénommés « travailleurs agricoles » et « travailleurs industriels ». Les travailleurs agricoles sont immobiles entre les pays. Leur nombre est le même dans les deux pays. Les travailleurs industriels sont parfaitement mobiles entre les pays : ils migrent vers le pays dans lequel ils obtiennent le salaire réel le plus élevé. On note L le nombre de travailleurs industriels du pays 1 et $\widetilde{L}$ celui du pays 2. Le bien agricole est produit, en concurrence parfaite, sous rendements d'échelle constants. En revanche, les biens manufacturés sont élaborés dans un environnement de concurrence monopolistique. Les rendements d'échelle de l'industrie sont croissants. Ce secteur est ainsi modélisé grâce à un schéma courant développé initialement par DIXIT et STIGLITZ (1977). Il n'y a qu'une seule technique de production des biens manufacturés, identique pour toutes les variétés. La production des biens manufacturés donne naissance à un coût fixe et à un coût marginal constant, ce qui est à l'origine des économies d'échelle. Une entreprise produisant une variété k de biens manufacturés, localisée dans le pays 1 par exemple, a pour fonction de coût

$$\chi_k = w\left(\alpha + \beta x_k\right), \tag{1.2}$$

où w est le salaire des travailleurs industriels, α la demande fixe de travail émise par l'entreprise, β la demande marginale de travail et x_k la quantité de la variété k produite par l'entreprise. Les rendements d'échelle croissants associés à la différenciation sans coûts expliquent que chaque entreprise entrant sur le marché produit une nouvelle variété de biens manufacturés et qu'aucune variété n'est élaborée par plus d'une entreprise. Le nombre d'entreprises industrielles du pays 1 est donc égal à n et celui du pays 2 à $\widetilde{n}$.

Le bien agricole est choisi comme numéraire. Il est échangé sans coûts, que la transaction se fasse entre agents d'un même pays ou entre agents de pays différents. Son prix est donc identique dans les deux pays ; on a

$$P^A = \widetilde{P^A} = 1. \tag{1.3}$$

L'échange des biens manufacturés entre agents de pays différents génère des coûts de transaction en forme d'iceberg de Samuelson : chaque fois qu'un bien est produit dans un pays et consommé dans l'autre, une partie de ce bien disparaît avant consommation. Il n'y a pas égalité entre la quantité qu'un individu demande à l'étranger et la quantité qu'il consomme : pour consommer une unité d'une variété de biens manufacturés, il faut demander $\tau > 1$ unités.

Les entreprises industrielles, en situation de concurrence monopolistique, fixent leur prix de producteur en appliquant au coût marginal un *mark-up* constant. On peut montrer que chaque entreprise fait face à une élasticité-prix directe de la demande égale à l'élasticité de substitution entre les variétés de bien manufacturé[5], σ. Compte tenu la forme donnée à

[5]Voir CALMETTE (1994) et PUGA (1999).

la fonction de coût (1.2), le coût marginal est égal à βw. En notant p le prix de producteur d'une entreprise située dans le pays 1, on a donc

$$p = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1}\right) \beta w. \tag{1.4}$$

Ainsi les prix de toutes les variétés produites dans un même pays sont-ils identiques.

La libre entrée et sortie des entreprises dans le secteur industriel ramène les profits à zéro. Le niveau de production d'équilibre, tel que les profits sont nuls, est

$$\overline{x} = \frac{\alpha(\sigma - 1)}{\beta}. \tag{1.5}$$

Il ne dépend que de certains paramètres du modèle ; il est donc le même pour toutes les entreprises, indépendamment de leur localisation. En conséquence, toutes les entreprises émettent une demande de travail identique. L'hypothèse de plein emploi des travailleurs industriels dans chaque pays conduit alors à l'égalité

$$\frac{n}{\widetilde{n}} = \frac{L}{\widetilde{L}}. \tag{1.6}$$

Cette égalité établit formellement que le nombre d'entreprises industrielles d'un pays est proportionnel au nombre de travailleurs industriels de ce pays.

La stabilité de l'équilibre symétrique et l'existence d'équilibres avec forte concentration spatiale

Lorsque le nombre d'entreprises industrielles localisées dans un des deux pays augmente, le nombre de variétés de biens manufacturés produites localement s'accroît. Les biens manufacturés peuvent alors être achetés dans ce pays à des prix plus faibles que dans l'autre pays. Pour un salaire nominal donné, le salaire réel s'élève en raison de la préférence pour la variété, ce qui amène des travailleurs industriels à migrer vers le pays où le nombre d'entreprises s'est accru (liaison vers l'avant). Il en résulte la hausse du nombre de consommateurs dans le pays qui accueille les travailleurs migrants. Celle-ci entraîne l'augmentation de la demande de biens manufacturés dans ce pays, les entreprises bénéficiant d'un déplacement de la dépense de leur marché d'exportation vers leur marché local. Les profits s'élèvent, ce qui conduit des entreprises à se déplacer vers le pays où les travailleurs industriels ont migré (liaison vers l'arrière). Les liaisons vers l'avant et l'arrière, qui sont des externalités pécuniaires, forment la causalité circulaire à l'origine de l'agglomération des entreprises et des travailleurs industriels.

L'équilibre est atteint lorsque les travailleurs industriels ne sont plus incités à migrer d'un pays vers l'autre. En conséquence, à l'équilibre, sauf quand la concentration spatiale est complète, le salaire réel est le même dans les deux pays. Étant donnée la symétrie du modèle, une situation dans laquelle le nombre de travailleurs industriels est identique dans les deux pays est toujours un équilibre. Cette situation, qui est appelée « équilibre symétrique », est stable si les travailleurs industriels retournent dans leur pays d'origine lorsqu'un certain nombre d'entre eux sont déplacés de manière exogène d'un pays vers

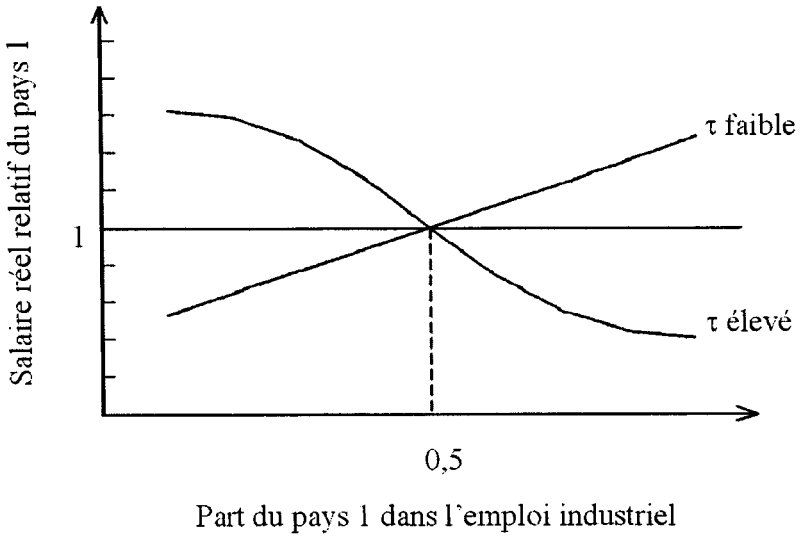

FIG. 1-1: La stabilité de l'équilibre symétrique selon le niveau des coûts de transaction

l'autre. Pour savoir si un équilibre est stable, il faut déterminer le sens dans lequel varie le salaire réel relatif d'un des deux pays (le ratio du salaire réel de ce pays au salaire réel de l'autre pays) lorsque la part de ce pays dans l'emploi industriel total est modifiée.

Sur la figure 1-1 est tracée la courbe représentant le salaire réel relatif du pays 1, en fonction de la part de ce pays dans le nombre total de travailleurs industriels. Cette courbe a une pente négative à l'équilibre symétrique lorsque les coûts de transaction sont forts, alors qu'elle a une pente positive lorsque ces coûts sont bas. Pour des coûts de transaction élevés, l'équilibre symétrique est stable : si la part du pays 1 dans l'emploi industriel total augmente, le salaire réel relatif de ce pays diminue et les travailleurs regagnent le pays 2. Cet équilibre est instable pour de faibles coûts de transaction.

Le déplacement des travailleurs industriels et le déplacement concomitant des entreprises ont trois effets sur les tendances à l'agglomération. L'augmentation du nombre de travailleurs dans le pays d'accueil et la diminution de ce nombre dans l'autre pays, toutes choses égales par ailleurs, nécessitent un accroissement du salaire nominal relatif du pays d'accueil pour maintenir l'équilibre de la balance des paiements[6] (effet de taille de marché local). Cet effet est d'autant plus fort que les coûts de transaction sont plus bas. La hausse du nombre d'entreprises dans le pays d'accueil et la baisse de ce nombre dans l'autre pays, toutes choses égales par ailleurs, réduisent l'indice de prix des biens manufacturés dans le pays d'accueil : un plus grand nombre de variétés est disponible dans ce dernier pays, les variétés supplémentaires ne devant plus être importées et soumises aux coûts de transaction (effet d'indice de prix). Le salaire réel relatif de ce pays s'élève. Mais le déplacement des travailleurs industriels d'un pays vers l'autre renforce la concurrence entre les consommateurs sur le marché du bien agricole, dont la production

[6]Voir CALMETTE (1994).

est inchangée, dans le pays d'accueil (effet de concurrence). Cet effet est d'autant plus fort que les coûts de transaction sont plus hauts : pour des coûts de transaction élevés, il y a peu d'échanges de biens manufacturés, donc peu d'échanges portant sur le bien agricole du fait de l'équilibre de la balance des paiements, et la concurrence sur le marché local ne peut être atténuée par l'importation. Les effets de taille de marché local et d'indice de prix sont favorables à l'agglomération ; l'effet de concurrence est favorable à la dispersion. Si les deux premiers effets sont dominés par le troisième, ce qui est le cas pour des coûts de transaction élevés, les travailleurs industriels et les entreprises se répartissent de manière égalitaire entre les pays.

Rechercher les conditions de la stabilité de l'équilibre symétrique est une façon de traiter la question de la répartition spatiale de l'industrie ; il faut aussi s'intéresser à l'existence d'autres équilibres. Si les coûts de transaction (τ) sont peu élevés, si l'élasticité de substitution entre les biens manufacturés (σ) est faible (ce qui équivaut à de fortes économies d'échelle), ou si la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur (γ) est grande, une situation dans laquelle l'industrie est complètement agglomérée dans un des deux pays est un équilibre. De plus, si les économies d'échelles sont très fortes ou si la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur est très grande, cette situation est un équilibre quels que soient les coûts de transaction.

Dans le modèle de KRUGMAN (1991), l'agglomération repose notamment sur la migration des travailleurs. À la migration des travailleurs se substitue, dans le modèle de BALDWIN (1999), l'accumulation du capital[7]. BALDWIN (1999) développe un modèle dans lequel une causalité circulaire lie la production de l'industrie et la dépense du consommateur. La situation dans laquelle le nombre d'entreprises industrielles et la dépense du consommateur ont la même valeur dans les deux pays est toujours un équilibre de long terme. Cette situation est l'équilibre symétrique. Il est stable pour des coûts de transaction suffisamment élevés. En revanche, il est instable pour des coûts de transaction suffisamment faibles. La causalité circulaire entre la production de l'industrie et la dépense du consommateur déstabilise l'équilibre symétrique et conduit à l'agglomération complète des entreprises industrielles. Les résultats du modèle de BALDWIN (1999) sont donc similaires à ceux du modèle de KRUGMAN (1991). Mais l'équilibre symétrique est déstabilisé dans le modèle de BALDWIN (1999) pour des coûts de transaction plus faibles que ceux pour lesquels il l'est dans le modèle de KRUGMAN (1991) : les forces d'agglomération sont moins intenses dans le modèle de BALDWIN (1999) que dans le modèle de KRUGMAN (1991), aucun consommateur ne migrant d'un pays vers l'autre.

1.2.2 Une résolution analytique

La non-linéarité propre à une grande partie des modèles de la nouvelle économie géographique explique que ceux-ci doivent être résolus par simulation numérique plutôt que de manière analytique. Face à ce point faible, PUGA (1999) a développé une technique de résolution analytique qui consiste à linéariser le modèle autour de l'équilibre symétrique. Cette technique a été employée également par FUJITA, KRUGMAN et VENABLES (1999).

[7]Précisons que, dans le modèle de BALDWIN (1999), les facteurs de production sont immobiles.

Néanmoins, quand on apporte au modèle de KRUGMAN (1991) la modification proposée par FORSLID (1999), son usage n'est pas nécessaire[8].

Les hypothèses du modèle

Les hypothèses du modèle de FORSLID (1999) relatives au nombre de pays, au nombre de secteurs d'activité, à l'environnement concurrentiel et aux rendements d'échelle de ces derniers, à la nature des biens produits dans l'économie, aux coûts de transaction ainsi qu'aux préférences des consommateurs restent celles du modèle de KRUGMAN (1991)[9]. En revanche, FORSLID (1999) suppose qu'il existe deux facteurs de production, qu'il nomme « travailleurs qualifiés » ou « capital humain » d'une part et « travailleurs non qualifiés » d'autre part. Chaque pays dispose du même nombre de travailleurs non qualifiés. Les travailleurs non qualifiés sont immobiles entre les pays. Les travailleurs qualifiés sont mobiles ; ces derniers migrent vers le pays dans lequel leur salaire réel est le plus élevé. Les travailleurs non qualifiés correspondent donc sur ce point aux travailleurs agricoles du modèle de KRUGMAN (1991). Les travailleurs qualifiés correspondent, toujours sur ce point, aux travailleurs industriels. L'agriculture n'emploie que des travailleurs non qualifiés. À la différence de KRUGMAN (1991), FORSLID (1999) fait l'hypothèse que l'industrie emploie à la fois des travailleurs qualifiés et des travailleurs non qualifiés. Le coût fixe résulte de l'utilisation d'un facteur, le travail qualifié, différent du facteur qui donne naissance au coût variable, le travail non qualifié. Une entreprise du pays 1 produisant une variété k de biens manufacturés a donc pour fonction de coût

$$\chi_k = \alpha w_S + \beta w_U x_k, \tag{1.7}$$

où w_S est le salaire des travailleurs qualifiés, w_U celui des travailleurs non qualifiés, α la demande fixe de travail qualifié, β la demande marginale de travail non qualifié et x_k la quantité de la variété k produite par l'entreprise. Le coût fixe peut représenter un coût de recherche-développement ou un coût de services de siège social.

On suppose que le stock de travail non qualifié de chaque pays est très grand. En conséquence, l'agriculture est toujours active dans les deux pays : tout le travail non qualifié n'est pas utilisé exclusivement dans l'industrie, cela dans chaque pays.

Le bien agricole est choisi comme numéraire. On mesure la quantité de bien agricole de telle sorte que la production d'une unité de ce bien nécessite une unité de travail non qualifié. Le salaire des travailleurs non qualifiés est alors égal au prix du bien agricole. Ce prix est identique dans les deux pays du fait de l'absence de coûts de transaction sur le bien agricole. On a donc

$$P^A = \widetilde{P^A} = w_U = \widetilde{w_U} = 1. \tag{1.8}$$

Le prix des biens manufacturés, obtenu en appliquant au coût marginal un *mark-up*

[8] Voir aussi FORSLID et OTTAVIANO (2003).
[9] Voir le paragraphe 1.2.1.

constant, est

$$p = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1}\right) \beta w_U. \tag{1.9}$$

On choisit les unités mesurant la quantité de travail qualifié de sorte que $\alpha = 1$, et celles relatives à la quantité de bien manufacturé de sorte que $\beta = \frac{\sigma}{\sigma-1}$. La simplification de l'expression du prix des biens manufacturés conduit à

$$p = 1. \tag{1.10}$$

C'est cette propriété qui permet de résoudre le modèle de manière analytique.

La libre entrée et sortie des entreprises dans l'industrie explique qu'à l'équilibre le profit d'exploitation est égal au coût fixe. Le niveau de production d'équilibre est alors fonction du salaire des travailleurs qualifiés : la quantité produite à l'équilibre dans le pays 1 est

$$\overline{x} = \sigma w_S. \tag{1.11}$$

Le niveau de production d'équilibre peut ne pas être identique dans les deux pays.

La stabilité des équilibres

Étant donnée la symétrie du modèle, une répartition égalitaire des travailleurs qualifiés entre les deux pays est toujours un équilibre ; cette situation est l'équilibre symétrique. Malgré la modification des hypothèses, FORSLID (1999) retrouve les résultats du modèle de KRUGMAN (1991). Si les coûts de transaction sont élevés, l'équilibre symétrique est stable. Pour ce niveau de coûts de transaction, le coût de l'approvisionnement des marchés au moyen d'exportations est très grand. Les coûts de transaction jouent alors le rôle d'une force de dispersion. Celle-ci domine les forces d'agglomération que sont les liaisons vers l'avant et l'arrière[10]. Pour de faibles coûts de transaction, l'équilibre symétrique est instable. Les travailleurs qualifiés et les entreprises s'agglomèrent complètement dans un des deux pays. Les forces d'agglomération dominent la force de dispersion. Si les coûts de transaction sont d'un niveau intermédiaire, des situations dans lesquelles la concentration spatiale des travailleurs qualifiés est partielle vérifient la condition d'équilibre, mais ces équilibres asymétriques sont instables.

Un intérêt de la résolution analytique est la possibilité d'exprimer la valeur des coûts de transaction en-dessous de laquelle l'équilibre symétrique est instable (appelée « point de rupture ») en fonction des paramètres du modèle. On pose $\phi = \tau^{1-\sigma}$. Comme $\sigma > 1$, ϕ augmente lorsque les coûts de transaction diminuent. L'équilibre symétrique est instable pour des valeurs de ϕ supérieures à

$$\overline{\phi} = \frac{(\sigma - \gamma)(\sigma - 1 - \gamma)}{(\sigma + \gamma)(\sigma + \gamma - 1)}. \tag{1.12}$$

[10]Voir le paragraphe 1.2.1.

La valeur du point de rupture augmente ($\overline{\phi}$ diminue) lorsque la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur (γ) augmente et lorsque l'élasticité de substitution entre les variétés de biens manufacturés (σ) diminue. Une plus grande part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur accroît le poids relatif de l'indice de prix de ces biens dans le salaire réel, ce qui incite les travailleurs à migrer vers le pays où il y a le plus d'entreprises. Une plus faible élasticité de substitution renforce l'importance que les consommateurs accordent à la disponibilité locale d'une large gamme de biens manufacturés. L'élasticité de substitution étant ici un indicateur inverse des économies d'échelle, une autre interprétation de l'effet de σ met en avant le fait que ces économies accentuent la tendance à l'agglomération.

On peut aussi exprimer la valeur des coûts de transaction en-dessous de laquelle la concentration complète des travailleurs qualifiés est stable (appelée « point de soutien ») en fonction des paramètres. Cette situation est un équilibre stable pour des valeurs de ϕ supérieures à

$$\underline{\phi} = \sqrt{\frac{[\sigma^2 - \sigma - \gamma(3\sigma - 1)](\sigma - \gamma)}{[\sigma^2 - \sigma + \gamma(3\sigma - 1)](\sigma + \gamma)}}. \tag{1.13}$$

La valeur du point de soutien est supérieure à celle du point de rupture ($\underline{\phi} < \overline{\phi}$ puisque ϕ est un indicateur inverse des coûts de transaction), ce qui implique l'hystérèse de l'agglomération : une fois que les travailleurs qualifiés se sont tous regroupés dans le même pays, il ne suffit pas que les coûts de transaction remontent au niveau du point de rupture pour que l'équilibre avec concentration spatiale devienne instable, il est nécessaire qu'ils dépassent largement ce point. La valeur du point de soutien étant strictement supérieure à celle du point de rupture, il apparaît un intervalle de coûts de transaction à l'intérieur duquel il existe trois équilibres stables (l'équilibre symétrique et les équilibres avec agglomération dans l'un ou l'autre pays).

La mobilité du capital physique ou de connaissances

FORSLID (1999) examine aussi le cas dans lequel le facteur qui donne naissance au coût fixe est le capital physique ou le capital de connaissances. On substitue, dans le modèle précédent, le capital physique ou de connaissances au travail qualifié. On suppose que la rémunération du capital est rapatriée dans le pays où sont localisés les propriétaires du capital ; en conséquence, le capital physique ou de connaissances se déplace en réponse à des différences de rendement nominal. Rappelons que, dans le modèle avec travailleurs qualifiés ou capital humain, la rémunération du capital est dépensée là où celui-ci est utilisé et qu'il se déplace en réponse à des différences de rendement réel.

On fait l'hypothèse que tous les propriétaires possèdent la même quantité de capital physique ou de connaissances et que le nombre de propriétaires est identique dans les deux pays. Le capital des propriétaires de chaque pays, dont le stock est égal à K quel que soit le pays, peut être employé pour partie dans un des pays et pour partie dans l'autre pays : le capital est mobile entre les pays même si les propriétaires du capital ne le sont pas. On note K_M et $K_{\widetilde{M}}$ le capital des propriétaires du pays 1 utilisé respectivement dans les pays 1 et 2. De manière symétrique, $\widetilde{K}_{\widetilde{M}}$ et $\widetilde{K}_M$ désignent le capital des propriétaires du

pays 2 employé respectivement dans les pays 2 et 1. On suppose que le stock de travail non qualifié de chaque pays est très grand (voir plus haut pour la conséquence de cette dernière hypothèse).

L'équilibre symétrique est associé à la situation dans laquelle les propriétaires de capital de chaque pays emploient la totalité de leur capital dans leur propre pays. Dans cette situation, on a

$$K_M = K,\ \widetilde{K}_{\widetilde{M}} = K \text{ et } K_{\widetilde{M}} = \widetilde{K}_M = 0. \tag{1.14}$$

La quantité de capital utilisée est donc la même dans les deux pays : de l'équation (1.14), on tire

$$K_M + \widetilde{K}_M = \widetilde{K}_{\widetilde{M}} + K_{\widetilde{M}}. \tag{1.15}$$

Dans ce modèle, l'équilibre symétrique est stable quel que soit le niveau des coûts de transaction : si une quantité de capital est déplacée de manière exogène d'un pays vers l'autre, le rendement nominal relatif du pays d'origine s'accroît et le capital est ramené dans ce pays. Les propriétaires du capital physique ou de connaissances dépensent la rémunération qu'ils en obtiennent dans le pays où ils habitent. Un déplacement du capital d'un pays vers l'autre ne s'accompagne donc pas d'une augmentation de la demande dans le pays d'accueil, ni d'une hausse des profits des entreprises. Par ailleurs, comme le capital physique ou de connaissances se localise en fonction du rendement nominal, le déplacement exogène des entreprises d'un pays vers l'autre, qui réduit l'indice de prix dans le pays d'accueil en raison du plus grand nombre de variétés produites dans ce pays et consommées sans avoir à supporter les coûts de transaction, est sans effet sur la localisation du capital. Il n'existe pas de liaisons vers l'arrière et l'avant.

Contrairement à la mobilité du capital humain, la mobilité du capital physique ou du capital de connaissances ne contribue pas à l'agglomération du capital et des entreprises.

Le modèle de KRUGMAN (1991) a été étendu dans plusieurs directions. Nous présentons ces extensions dans ce qui suit.

1.2.3 Les coûts de transaction sur le bien homogène

KRUGMAN (1991) suppose que seul l'échange des biens manufacturés entre les deux pays génère des coûts de transaction. CALMETTE et LE POTTIER (1995) modifient cette hypothèse en supposant que des coûts de transaction doivent également être supportés quand le bien agricole est échangé entre les deux pays. De ce fait, les résultats du modèle de CALMETTE et LE POTTIER (1995) diffèrent quelque peu de ceux du modèle de KRUGMAN (1991).

Dans le modèle de CALMETTE et LE POTTIER (1995), les coûts de transaction sur le bien agricole prennent la forme d'iceberg de Samuelson : pour qu'un individu puisse

consommer une unité de bien agricole en provenance de l'étranger, il doit demander $\tau^A > 1$ unités. Les autres hypothèses de ce modèle sont celles du modèle de KRUGMAN (1991)[11].

Puisque l'agriculture est en situation de concurrence parfaite, sur un marché donné une unité de bien agricole importée doit avoir le même prix de consommateur qu'une unité de bien agricole produite localement. En supposant que le pays 1 par exemple exporte le bien agricole[12], on a

$$P^A \tau^A = \widetilde{P^A}. \tag{1.16}$$

Des coûts de transaction s'appliquant, à l'exportation, au prix de producteur, un agriculteur du pays exportateur fait face à un prix de consommateur sur son marché d'exportation plus élevé que le prix de producteur sur son marché local.

Les équilibres possibles du modèle sont les configurations dans lesquelles les travailleurs industriels sont soit répartis de manière égalitaire entre les pays (équilibre symétrique), soit complètement agglomérés dans l'un ou l'autre pays. Pour des coûts de transaction sur le bien agricole égaux à zéro, KRUGMAN (1991) conclut à un regroupement de tous les travailleurs industriels dans un seul pays si les coûts de transaction sur les biens manufacturés sont faibles. CALMETTE et LE POTTIER (1995) retrouvent la conclusion de KRUGMAN (1991) lorsqu'ils supposent que les coûts de transaction sur le bien agricole sont nuls, et obtiennent des résultats originaux lorsqu'ils considèrent que ces coûts sont strictement positifs.

Si les coûts de transaction sur le bien agricole sont élevés, l'équilibre symétrique est stable quels que soient les coûts de transaction sur les biens manufacturés. Si les coûts de transaction sur le bien agricole sont plus faibles que précédemment et si les coûts de transaction sur les biens manufacturés sont élevés, une répartition égalitaire de l'emploi industriel entre les deux pays présente aussi le caractère de stabilité. Comme dans le modèle de KRUGMAN (1991), les effets de taille de marché local et d'indice de prix des biens manufacturés sont dominés par l'effet de concurrence[13]. De plus, l'existence de coûts de transaction sur le bien agricole appauvrit les travailleurs agricoles du pays qui exporte ce bien : le prix de producteur du pays exportateur est inférieur à celui du pays importateur (voir l'équation (1.16)). Lorsqu'un certain nombre de travailleurs industriels sont déplacés d'un pays vers l'autre à partir de l'équilibre symétrique, le pays exportateur du bien agricole est le pays d'origine. Le revenu plus faible des travailleurs agricoles de ce pays rend plus difficiles les exportations de biens manufacturés du pays d'accueil, et donc ses importations agricoles du fait de l'équilibre de la balance des paiements. L'effet de concurrence est renforcé.

Pour le même niveau de coûts de transaction sur le bien agricole et si les coûts de transaction sur les biens manufacturés sont d'un niveau intermédiaire, l'agglomération des travailleurs industriels se produit. Les effets de taille de marché local et d'indice de prix dominent l'effet de concurrence. Ce dernier effet est peu intense car, lorsque les

[11] Voir le paragraphe 1.2.1.
[12] Les échanges croisés sont impossibles dans ce modèle.
[13] Voir le paragraphe 1.2.1.

travailleurs industriels sont déplacés d'un pays vers l'autre, le bien agricole peut être importé dans le pays d'accueil, et les biens manufacturés exportés vers le pays d'origine, ce qui n'est pas le cas si les coûts de transaction sur ces derniers biens sont élevés.

Mais si les coûts de transaction sur les biens manufacturés sont suffisamment faibles, l'équilibre symétrique est stable. En cela, les résultats du modèle de CALMETTE et LE POTTIER (1995) diffèrent de ceux du modèle de KRUGMAN (1991). Pour ce niveau de coûts de transaction, les consommateurs des deux pays sont dans des situations presque semblables face aux prix des biens manufacturés. En outre, le déplacement des travailleurs industriels d'un pays vers l'autre rend le pays d'origine exportateur du bien agricole et, pour le même motif que précédemment, les consommateurs de ce pays paient ce bien moins cher que ceux du pays d'accueil.

Quand l'échange du bien agricole entre les deux pays oblige à supporter des coûts de transaction strictement positifs, la taille de l'ensemble des valeurs des coûts de transaction sur les biens manufacturés pour lesquelles les travailleurs industriels s'agglomèrent est réduite. Cette taille est d'autant plus petite que les coûts de transaction sur le bien agricole sont plus élevés.

1.2.4 Les entreprises multinationales

Presque tous les modèles de la nouvelle économie géographique sont fondés sur une conception plutôt restrictive de l'entreprise : celle-ci est assimilée à un établissement unique et autonome. En outre, presque tous modèles supposent que les économies d'échelle n'existent qu'au niveau de l'établissement, ce qui explique que chaque variété de biens manufacturés n'est produite qu'en une seule localisation. Sur ces deux points, le modèle de EKHOLM et FORSLID (1997) fait exception[14]. Dans ce modèle, les entreprises comprennent plusieurs établissements et peuvent localiser leurs activités dans plus d'un pays, en d'autres termes elles peuvent être des entreprises multinationales. De plus, des économies d'échelle apparaissant à la fois au niveau de l'entreprise et au niveau de ses établissements, chaque variété est produite par une unique entreprise mais peut être produite dans plusieurs établissements en plusieurs localisations. Tout cela influe sur les tendances à l'agglomération mises au jour dans le modèle de KRUGMAN (1991).

Le cas des entreprises comprenant une unique unité de production

Les hypothèses du modèle de EKHOLM et FORSLID (1997) s'écartent très peu de celles du modèle de KRUGMAN (1991)[15] : la seule différence est que, dans le modèle de EKHOLM et FORSLID (1997), les entreprises industrielles peuvent accomplir leurs activités dans les deux pays.

Dans un premier temps, on suppose que les entreprises peuvent séparer géographiquement leur activité qui donne naissance au coût fixe de leur activité qui génère le coût variable. L'activité à l'origine du coût fixe s'interprète comme la recherche-développement

[14]Voir aussi EKHOLM et FORSLID (2001).
[15]Voir le paragraphe 1.2.1.

ou toute autre prestation de services de siège social. Le coût variable résulte de la production physique des biens manufacturés. Le transfert de services de siège social à l'intérieur d'une même entreprise entre les deux pays se fait sans engendrer de coûts. Les entreprises ont donc la faculté de localiser leur siège social et leur unité de production dans des pays différents ; lorsqu'elles le font, EKHOLM et FORSLID (1997) les qualifient d'entreprises intégrées verticalement. En supposant que le siège social est situé par exemple dans le pays 1 et que la production physique a lieu dans le pays 2, la fonction de coût d'une entreprise intégrée verticalement produisant une variété k de biens manufacturés a pour expression

$$\chi_k = \alpha w + \beta \widetilde{w} \widetilde{x}_k, \tag{1.17}$$

où w est le salaire des travailleurs industriels du pays 1, $\widetilde{w}$ le salaire des travailleurs industriels du pays 2, α la demande fixe de travail émise par l'entreprise, β la demande marginale de travail et $\widetilde{x}_k$ est la quantité de la variété k élaborée par l'entreprise. L'échange de toute variété de biens manufacturés s'effectue directement entre l'unité de production et le consommateur ; quand la première n'est pas située dans le même pays que le deuxième, la transaction génère un coût en forme d'iceberg.

Les entreprises ont à faire deux choix de localisation : ceux-ci concernent d'une part l'unité de production et d'autre part le siège social. Comme dans le modèle de KRUGMAN (1991), les unités de production sont incitées à s'implanter dans le pays où les travailleurs industriels sont les plus nombreux et les travailleurs industriels sont incités à se localiser dans le pays où il y a le plus d'unités de production, cela en raison des liaisons vers l'arrière et vers l'avant[16] et de l'hypothèse précédente sur l'échange de biens manufacturés. Si les unités de production sont réparties de manière égalitaire entre les pays, les sièges sociaux sont parfaitement dispersés dans l'ensemble de l'économie. Mais si un des pays regroupe davantage d'unités de production que l'autre, tous les sièges sociaux sont agglomérés dans ce pays. En effet, ce pays produit un plus grand nombre de variétés de biens manufacturés et, du fait de l'économie de coûts de transaction qui en découle, l'indice de prix de ce bien y est plus faible. Les travailleurs industriels sont donc disposés à accepter un salaire nominal moins élevé qui leur procure le même salaire réel. Le coût du travail est le seul déterminant de la localisation des sièges sociaux.

De plus, si tous les sièges sociaux sont localisés dans le même pays, la configuration dans laquelle le nombre de travailleurs industriels est identique dans les deux pays n'est pas un équilibre. Si les coûts de transaction sont élevés, chaque niveau de coûts de transaction est associé à un équilibre stable qui correspond à une situation dans laquelle les travailleurs industriels ne sont ni complètement agglomérés dans le pays des sièges sociaux ni parfaitement dispersés (équilibre asymétrique). Les sièges sociaux emploient des travailleurs émettant une demande de biens manufacturés, ce qui tend à attirer les unités de production dans le pays où les sièges sociaux sont regroupés. La concentration spatiale est d'autant plus grande que les coûts de transaction sont plus faibles (mais suffisamment forts pour maintenir la stabilité de l'équilibre asymétrique). Si les coûts de transaction sont peu élevés, il existe un équilibre asymétrique mais celui-ci est instable ; tous les travailleurs industriels s'agglomèrent dans le pays où la totalité des sièges sociaux est

[16] Voir le paragraphe 1.2.1.

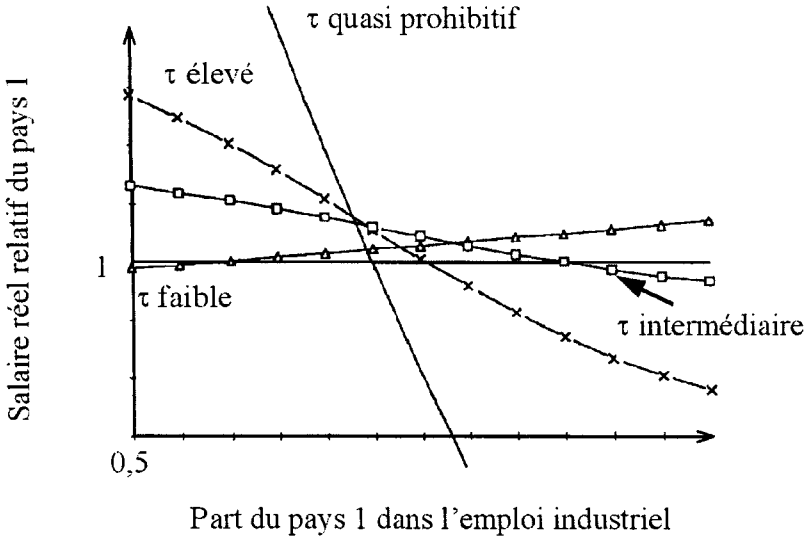

FIG. 1-2: La stabilité des équilibres asymétriques dans le cas d'entreprises intégrées verticalement

localisée. La figure 1-2 est construite en supposant que tous les sièges sociaux sont situés dans le pays 1. Comme sur la figure 1-1, la courbe représente la relation entre la part du pays 1 dans le nombre total de travailleurs industriels et le salaire réel relatif de ce pays. Les seuls équilibres qui apparaissent sont tels que la part du pays 1 dans le nombre total de travailleurs industriels excède la part du pays 2. La pente de la courbe est négative à l'équilibre asymétrique lorsque les coûts de transaction sont quasi prohibitifs, élevés ou d'un niveau intermédiaire, tandis qu'elle est positive lorsque ces coûts sont faibles. Dans le modèle de KRUGMAN (1991), les travailleurs industriels, à l'équilibre, sont soit répartis de manière égalitaire entre les deux pays, soit complètement concentrés. Dans le modèle avec entreprises intégrées verticalement de EKHOLM et FORSLID (1997), les équilibres peuvent se situer entre ces deux cas extrêmes.

La concentration spatiale complète survient dans ce modèle pour des coûts de transaction plus faibles que ceux pour lesquels elle apparaît dans le modèle de KRUGMAN (1991). Dans une situation de concentration partielle, une entreprise qui déplace son unité de production du petit pays vers le grand pays verse un salaire nominal plus bas que celui qu'elle versait initialement, du fait de l'indice de prix plus faible dans le grand pays. Mais l'entreprise versait initialement ce salaire moins élevé aux travailleurs employés au siège social, déjà situé dans le grand pays. L'économie de coût tirée du déplacement de la production est donc plus petite que dans le modèle de KRUGMAN (1991), dans lequel toutes les activités de l'entreprise sont déplacées simultanément. L'introduction d'entreprises intégrées verticalement réduit la taille de l'ensemble des valeurs de coûts de transaction pour lesquelles la concentration totale est un équilibre.

Le cas des entreprises comprenant deux unités de production

Dans un deuxième temps, tout en maintenant les hypothèses précédentes, on suppose que les services de siège social, à l'origine du coût fixe au niveau de l'entreprise, peuvent être utilisés dans plus d'une unité de production. Il existe alors des économies d'échelle d'établissements multiples. On fait en outre l'hypothèse qu'une entreprise, ayant son siège social et une unité de production dans un des pays, peut installer une deuxième unité de production dans l'autre pays sans coût fixe supplémentaire. Lorsque les entreprises choisissent de localiser des unités de production dans plus d'un pays, elles sont dites intégrées horizontalement. La demande marginale de travail, dont dépend le coût marginal, est identique dans les deux pays et égale à β. En supposant que le siège social d'une entreprise intégrée horizontalement, produisant une variété k de biens manufacturés, est localisé dans le pays 1 par exemple, la fonction de coût de cette entreprise s'écrit

$$\chi_k = \alpha w + \beta \left(w x_k + \widetilde{w} \widetilde{x}_k \right), \tag{1.18}$$

où w et $\widetilde{w}$ sont les salaires des travailleurs industriels des pays 1 et 2 respectivement, où α est la demande fixe de travail émise par l'entreprise et β la demande marginale de travail, et où x_k et $\widetilde{x}_k$ sont les quantités de la variété k élaborées par l'entreprise dans les pays 1 et 2 respectivement.

Une configuration dans laquelle les unités de production sont réparties de manière égalitaire entre les pays est le seul équilibre pour tout niveau strictement positif des coûts de transaction. Les entreprises évitent les coûts de transaction en produisant leur variété de biens manufacturés dans les deux pays, ce qui est nécessairement rentable puisque le coût fixe d'installation d'une deuxième unité de production est nul. Le niveau des coûts de transaction n'a aucun effet sur la répartition spatiale des unités de production. Leur concentration ne peut jamais être un équilibre en présence d'entreprises intégrées horizontalement.

Toutes les variétés de biens manufacturés sont disponibles dans les deux pays, il n'y a pas d'échange international. La liaison vers l'avant est rompue et la répartition des travailleurs industriels est indéterminée. L'indice de prix des biens manufacturés est identique dans les deux pays. Les salaires nominaux des travailleurs industriels des deux pays sont donc égaux à l'équilibre. Pour cette raison, la répartition des sièges sociaux est également indéterminée.

Si les entreprises doivent supporter un coût fixe supplémentaire pour l'installation de leur deuxième unité de production, la répartition égalitaire des unités de production n'est pas un équilibre pour de faibles coûts de transaction. Néanmoins, la taille de l'ensemble des valeurs de ce paramètre pour lesquelles leur concentration spatiale est complète est plus petite que dans le modèle de KRUGMAN (1991).

1.2.5 Les avantages comparatifs

La très grande majorité des modèles de la nouvelle économie géographique suppose que tous les pays ont les mêmes caractéristiques fondamentales. Dans ces modèles, les forces d'agglomération expliquent la localisation des entreprises. En revanche, les théories

traditionnelles du commerce international considèrent que les caractéristiques fondamentales diffèrent selon le pays. Ces différences portent par exemple sur les techniques de production, les pays n'atteignant pas simultanément un stade de développement donné, ou sur les dotations relatives en facteurs de production. Elles transparaissent dans les coûts de production et sont le fondement des avantages comparatifs. Les avantages comparatifs incitent chaque entreprise à se localiser dans l'un des pays plutôt que dans les autres. FORSLID et WOOTON (1999) combinent les forces d'agglomération de la nouvelle économie géographique et les avantages comparatifs des théories traditionnelles du commerce international[17]. Les résultats du modèle de FORSLID et WOOTON (1999) sont partiellement opposés à ceux du modèle de KRUGMAN (1991).

Les hypothèses du modèle

FORSLID et WOOTON (1999) modifient certaines hypothèses du modèle de KRUGMAN (1991)[18] de façon à y introduire les avantages comparatifs et laissent inchangées les autres hypothèses[19]. Dans le modèle de FORSLID et WOOTON (1999), le coût de production de chaque variété de biens manufacturés diffère selon le pays et différentes variétés ont des coûts de production différents à l'intérieur de chaque pays. Plus précisément, on suppose que la demande marginale de travail est la même pour toutes les variétés et que cette demande est identique dans les deux pays, mais que la demande fixe de travail présente la propriété contraire. De ce fait, la fonction de coût d'une entreprise produisant une variété k de biens manufacturés dans le pays 1 s'écrit

$$\chi_k = w\left(\alpha_k + \beta x_k\right), \tag{1.19}$$

où w est le salaire des travailleurs industriels du pays 1, α_k la demande fixe de travail émise par l'entreprise qui élabore la variété k dans le pays 1, β la demande marginale de travail et x_k la quantité de la variété k produite par l'entreprise. L'expression analogue pour une entreprise produisant une variété l dans le pays 2 est

$$\widetilde{\chi}_l = \widetilde{w}\left(\widetilde{\alpha}_l + \beta \widetilde{x}_l\right), \tag{1.20}$$

où $\widetilde{w}$ est le salaire des travailleurs industriels du pays 2, $\widetilde{\alpha}_l$ la demande fixe de travail émise par l'entreprise qui élabore la variété l dans le pays 2 et $\widetilde{x}_l$ la quantité de la variété l produite par l'entreprise.

Les variétés de biens manufacturés peuvent être classées, dans chaque pays, par ordre croissant de demande fixe de travail. On fait l'hypothèse forte que l'ordre des demandes fixes de travail dans un des deux pays est l'inverse exact de l'ordre des demandes fixes dans l'autre pays. Cela formalise les avantages comparatifs dans ce modèle. Une conséquence de cette hypothèse est que, lorsque l'industrie s'agglomère, certaines entreprises se déplacent d'un pays où le coût de production est faible vers un pays où ce coût est élevé.

Bien que toutes les entreprises industrielles d'un pays ne supportent pas le même coût fixe, on peut montrer que tous les producteurs de ce pays fixent un prix identique. Du

[17] Voir aussi FORSLID et WOOTON (2003).
[18] Voir le paragraphe 1.2.1.
[19] Nous nous limitons à la section 3 de l'article de FORSLID et WOOTON (1999).

fait de la symétrie des préférences des consommateurs à l'égard des biens manufacturés, le niveau de production d'équilibre est alors le même pour toutes les entreprises du pays. La quantité produite à l'équilibre par les entreprises du pays 1 est notée $\overline{x}$.

Dans chaque pays, certaines entreprises font un plus grand profit que les autres : ce sont celles qui font face aux coûts fixes les plus faibles et qui produisent donc les variétés pour lesquelles le pays a les avantages comparatifs les plus forts. Par hypothèse, les entreprises entrent librement dans le secteur industriel, jusqu'à ce que l'entrant réalise un profit nul. Cette entreprise marginale a à sa charge le coût fixe le plus élevé du pays. S'agissant du pays 1, l'entreprise marginale demande une quantité fixe de travail α_n, où n est le nombre de variétés élaborées dans le pays 1, égal au nombre d'entreprises de ce pays. Le niveau de production d'équilibre du pays 1 dépend de cette dernière demande fixe de travail. On a en effet

$$\overline{x} = \frac{\alpha_n (\sigma - 1)}{\beta}. \tag{1.21}$$

La stabilité de l'équilibre symétrique et l'existence d'équilibres avec concentration spatiale partielle

L'équilibre symétrique, défini de la même manière que dans le modèle de KRUGMAN (1991), est stable pour des coûts de transaction élevés ou faibles, alors qu'il est instable pour des coûts de transaction d'un niveau intermédiaire. La figure 1-3 se substitue à la figure 1-1 quand il existe des avantages comparatifs. La courbe n'a une pente positive à l'équilibre symétrique que si les coûts de transaction sont d'un niveau intermédiaire.

Si les coûts de transaction sont forts, les échanges internationaux de biens manufacturés portent sur des quantités relativement petites. La localisation des entreprises industrielles est donc déterminée principalement par la demande locale. Même si les travailleurs industriels sont mobiles, cette dernière n'est jamais nulle car elle émane aussi des travailleurs agricoles, qui sont immobiles. La nécessité d'approvisionner des agents immobiles spatialement conduit à la dispersion parfaite de la production industrielle. Si les coûts de transaction sont d'un niveau intermédiaire, les liaisons vers l'avant et vers l'arrière[20], qui constituent les forces d'agglomération du modèle, ont une influence dominante. Les entreprises et les travailleurs industriels sont partiellement agglomérés dans l'un ou l'autre pays. Ces configurations asymétriques sont des équilibres stables. Mais si les coûts de transaction sont peu élevés, les liaisons vers l'avant et vers l'arrière ont peu d'effet puisque l'économie de coûts de transaction tirée de l'agglomération est limitée. Les choix de localisation des autres entreprises et travailleurs sont peu importants pour le profit d'une entreprise et le salaire réel d'un travailleur industriel. En d'autres termes, de faibles coûts de transaction se traduisent par des forces d'agglomération peu intenses. Les avantages comparatifs, qui agissent comme une force de dispersion indépendante des coûts de transaction, dominent les forces d'agglomération. L'industrie est répartie de manière égalitaire entre les deux pays.

[20] Voir le paragraphe 1.2.1.

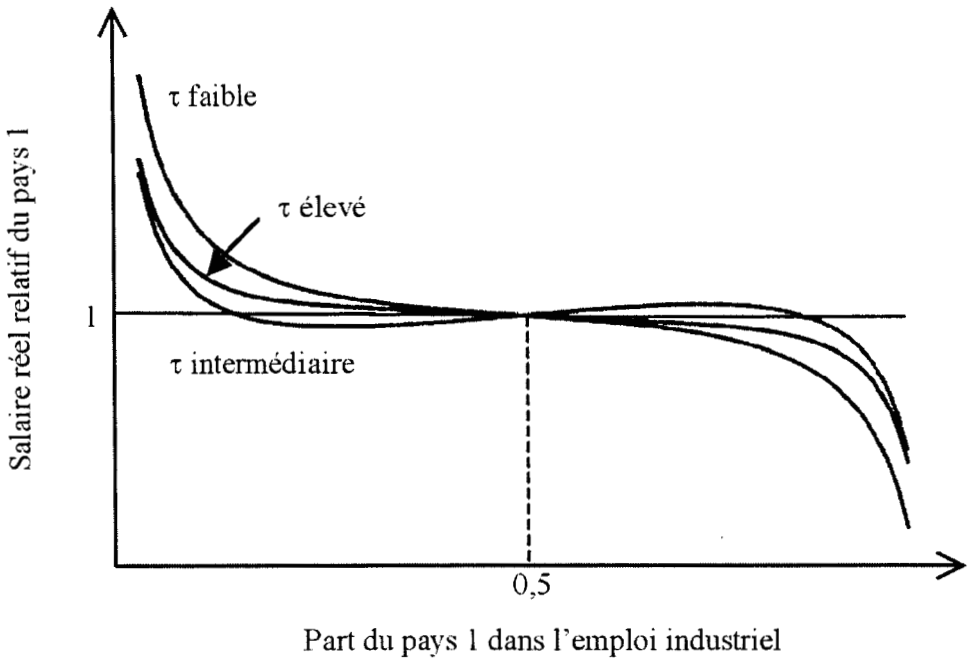

FIG. 1-3: La stabilité de l'équilibre symétrique en cas d'avantages comparatifs

Dans le modèle de FORSLID et WOOTON (1999), l'agglomération complète des entreprises et des travailleurs industriels ne se produit jamais. La configuration d'équilibre la plus asymétrique possible, qui est unique, s'observe pour des coûts de transaction ni particulièrement élevés, ni particulièrement faibles.

1.2.6 Les taxes sur le revenu des travailleurs

Le modèle de FORSLID (1999)[21], dont les résultats sont les mêmes que ceux du modèle de KRUGMAN (1991), a été étendu : ANDERSSON et FORSLID (1999) incorporent dans le modèle de FORSLID (1999) la fiscalité et les dépenses publiques[22]. Prendre en considération les taxes et la fourniture de biens publics modifie les résultats des modèles de KRUGMAN (1991) et de FORSLID (1999), en particulier les conclusions concernant la stabilité des équilibres.

Les hypothèses du modèle de ANDERSSON et FORSLID (1999) sont, le plus souvent, celles du modèle de FORSLID (1999). ANDERSSON et FORSLID (1999) ne s'en écartent que pour introduire dans le modèle la taxation du revenu des deux catégories de travailleurs et la fourniture d'un bien public. La satisfaction des individus dépend non seulement de la consommation du bien agricole et du panier de biens manufacturés, mais aussi de l'usage d'un bien public fourni uniquement dans le pays où ils habitent. Les individus ont pour

[21] Voir le paragraphe 1.2.2.
[22] Voir aussi ANDERSSON et FORSLID (2003).

fonction d'utilité

$$U = \left(C^A\right)^{1-\gamma}\left(C^M\right)^{\gamma} G^{\zeta} \text{ avec } C^M = \left(\sum_{k=1}^{N} c_k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \tag{1.22}$$

où C^A est la consommation de bien agricole, C^M la consommation d'un agrégat CES de biens manufacturés, c_k la consommation de la variété k de biens manufacturés, G le niveau d'utilisation du bien public, où N est le nombre total de variétés de biens manufacturés, et où $\sigma > 1$ est l'élasticité de substitution entre les variétés, $\gamma \in [0, 1]$ la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur et $\zeta > 0$ une constante. Les deux pays peuvent lever des taxes proportionnelles sur le revenu des travailleurs non qualifiés et sur celui des travailleurs qualifiés. Rappelons que seuls les travailleurs qualifiés sont mobiles entre les pays. On note t_U et $\widetilde{t_U}$ les taux de la taxe perçue sur le revenu des travailleurs non qualifiés dans les pays 1 et 2 respectivement, et t_S et $\widetilde{t_S}$ les taux de la taxe prélevée sur le revenu des travailleurs qualifés dans les pays 1 et 2 respectivement. Le bien public est produit, par hypothèse, à partir du bien agricole et du panier de biens manufacturés ; la part du bien agricole dans la dépense publique est égale à $1 - \gamma$ et la part des biens manufacturés dans la dépense publique est égale à γ. L'égalité des dépenses publiques et des recettes fiscales s'écrit, par exemple pour le pays 1,

$$G = t_U L_U + t_S w_S L_S. \tag{1.23}$$

où L_U est le nombre de travailleurs non qualifiés, L_S le nombre de travailleurs qualifiés et w_S le salaire des travailleurs qualifiés[23]. Les travailleurs qualifiés migrent vers le pays dans lequel leur satisfaction, ou formellement leur utilité indirecte, est la plus grande ; cette dernière est fonction non seulement de leur salaire réel net mais aussi du niveau de bien public. Pour que des travailleurs qualifiés soient localisés dans chacun des deux pays, il faut que l'utilité indirecte de ces travailleurs soit identique dans les deux pays.

On considère d'abord des taxes qui sont les mêmes pour les deux catégories de travailleurs (cela dans chaque pays) mais qui diffèrent selon le pays. On a alors $t_U = t_S = t$ et $\widetilde{t_U} = \widetilde{t_S} = \widetilde{t}$ mais $t \neq \widetilde{t}$. Dans ce cas, la situation telle que le nombre de travailleurs qualifiés est identique dans les deux pays n'est pas un équilibre : les deux pays ne sont pas supposés symétriques, de manière à faire apparaître un différentiel de taxes. En revanche, une configuration dans laquelle les travailleurs qualifiés sont partiellement concentrés (configuration asymétrique) constitue un équilibre stable. Le pays qui regroupe le plus de travailleurs qualifiés peut être celui qui affiche la taxe la plus forte ou l'autre pays. En effet, une faible taxe conduit à la fourniture d'une petite quantité de bien public, ce qui influe négativement sur l'utilité. Une taxe élevée a une incidence semblable sur l'utilité car elle implique un faible revenu disponible. Il existe donc un taux de taxe qui maximise l'utilité ; ce taux de taxe optimal est noté t^*. Il sera supposé dans ce qui suit que le taux de taxe du pays 1 est plus fort que celui du pays 2 $\left(t > \widetilde{t}\right)$. Si $t < t^*$, le pays où est localisée la majorité des travailleurs qualifiés est le pays 1. Ces travailleurs sont d'autant plus agglomérés dans ce pays que son taux de taxe est plus élevé. Si $t > t^*$, alors c'est le pays 2 qui regroupe la plus grande partie des travailleurs qualifiés, cela que l'on ait $\widetilde{t} < t^*$

[23]Voir le paragraphe 1.2.2 pour le salaire des travailleurs non qualifiés.

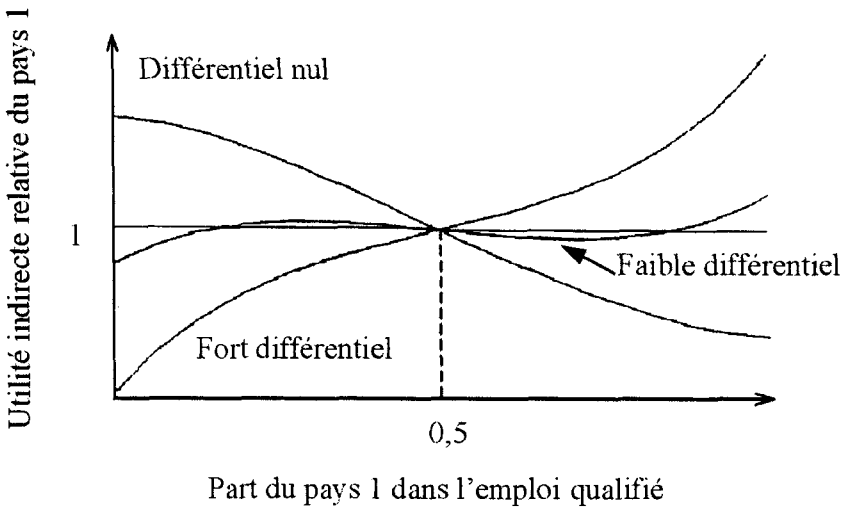

FIG. 1-4: La stabilité de l'équilibre symétrique en cas de différentiel de taxe entre travailleurs

ou $\widetilde{t} > t^*$. Les travailleurs qualifiés sont d'autant plus agglomérés dans le pays 2 que la taxe du pays 1 est plus forte. Les configurations asymétriques sont stables quel que soit le niveau des taxes.

On envisage ensuite des taxes qui diffèrent selon la catégorie de travailleurs mais qui, pour chaque catégorie, sont identiques dans les deux pays. Dans ce cas, $t_U = \widetilde{t_U} = \overline{t_U}$ et $t_S = \widetilde{t_S} = \overline{t_S}$ mais $\overline{t_U} \neq \overline{t_S}$. Cette structure fiscale provoque une redistribution de la richesse entre les catégories de travailleurs. Si la taxe sur le revenu des travailleurs qualifiés n'est que légèrement supérieure à la taxe sur le revenu des travailleurs non qualifiés, l'équilibre symétrique (qui ici est associé à la situation dans laquelle le nombre de travailleurs qualifiés est le même dans les deux pays) est stable. Si la première est très supérieure à la deuxième, l'équilibre symétrique est instable et l'industrie s'agglomère complètement. La figure 1-4 est construite, pour des coûts de transaction donnés, en maintenant $\overline{t_U}$ à un niveau fixe et en attribuant à $\overline{t_S}$ différentes valeurs supérieures à $\overline{t_U}$, ce qui crée un différentiel de taxes entre les travailleurs qualifiés et les travailleurs non qualifiés. La pente de la courbe représentant l'utilité indirecte relative des travailleurs qualifiés du pays 1 est négative à l'équilibre symétrique tant que ce différentiel reste faible.

La fourniture d'un bien public ajoute une force d'agglomération au modèle : une population plus nombreuse qui partage le coût d'un niveau donné de bien public réalise une économie par rapport à une population plus faible. L'intensité de cette force dépend de l'importance relative du financement du bien public par les travailleurs mobiles. Plus la taxe sur le revenu des travailleurs qualifiés est élevée, ou plus la taxe sur celui des travailleurs non qualifiés est basse, plus les travailleurs mobiles sont incités à habiter dans le pays le plus peuplé. Une forte taxe sur le revenu des travailleurs qualifiés a le même effet que de faibles coûts de transaction dans le modèle de KRUGMAN (1991). À l'inverse, pour des coûts de transaction peu élevés, l'agglomération de l'industrie peut être évitée grâce à une structure fiscale qui redistribue la richesse à partir des travailleurs

immobiles vers les travailleurs mobiles, c'est-à-dire grâce à une plus faible taxe (harmonisée internationalement) sur le revenu des travailleurs qualifiés ou à une plus forte taxe sur celui des travailleurs non qualifiés.

Le dernier cas étudié est celui dans lequel les taxes diffèrent à la fois selon le pays et selon la catégorie de travailleurs. La configuration dans laquelle tous les travailleurs qualifiés sont regroupés dans un des pays est un équilibre si la taxe sur le revenu des travailleurs non qualifiés dans ce pays est élevée, si cette même taxe dans l'autre pays est faible ou si la taxe sur le revenu des travailleurs qualifiés dans ce dernier pays est grande. Une forte taxe sur le revenu des travailleurs immobiles rend un pays attractif pour les travailleurs mobiles car elle entraîne la fourniture d'une grande quantité de bien public (et inversement). Une taxe (potentielle) élevée sur le revenu des travailleurs qualifiés dans le pays dépourvu d'industrie rend ce pays peu attractif car ces travailleurs subiraient l'effet d'un faible revenu disponible.

De plus, quand les coûts de transaction sont très forts ou très faibles, la configuration avec concentration spatiale complète de l'industrie est un équilibre si la taxe sur le revenu des travailleurs qualifiés dans le pays disposant de cette catégorie de travailleurs est basse. Quand les coûts de transaction sont d'un niveau intermédiaire, cette taxe peut être plus élevée, la configuration en question restant un équilibre. Ces conditions sont plus complexes que celles qui apparaisent dans le modèle de KRUGMAN (1991), cela en raison de l'introduction des taxes et du bien public.

Même si les modèles de la nouvelle économie géographique ne s'intéressent pas uniquement à la concentration spatiale, une grande partie de leurs conclusions portent sur la concentration. Le tableau 1.1 résume les principaux résultats concernant la concentration spatiale auxquels conduisent les modèles supposant la mobilité des facteurs de production.

1.3 Les liaisons d'input-output

L'hypothèse de liaisons d'input-output (production et consommation de biens intermédiaires) joue, dans les modèles de la nouvelle économie géographique que nous envisageons ci-après, le rôle que l'hypothèse de mobilité des facteurs de production tient dans les modèles que nous avons considérés jusqu'ici. VENABLES (1996) et KRUGMAN et VENABLES (1995), en particulier, supposent l'existence de liaisons d'input-output. Les modèles de VENABLES (1996) et de KRUGMAN et VENABLES (1995) sont, comme le modèle de KRUGMAN (1991), des modèles de base de la nouvelle économie géographique.

Deux types de liaisons d'input-output peuvent être distingués : les liaisons verticales et les liaisons intrasectorielles.

1.3.1 Les liaisons verticales

Des liaisons verticales, rendant deux secteurs interdépendants, existent quand un secteur d'aval constitue le marché d'un secteur d'amont, comme dans le modèle de VENABLES (1996).

Caractéristiques distinctives du modèle et référence	Principaux résultats
Mobilité des travailleurs, rendements d'échelle croissants, coûts de transaction sur le bien industriel (Krugman, 1991)	Répartition égalitaire de l'industrie si τ est élevé Concentration totale de l'industrie si τ ou σ sont faibles ou si γ est élevé
Mobilité du capital physique ou de connaissances (Forslid, 1999)	Répartition égalitaire de l'industrie quel que soit τ
Coûts de transaction sur le bien agricole (Calmette et Le Pottier, 1995)	Répartition égalitaire de l'industrie quel que soit τ si τ^A est élevé Concentration totale de l'industrie si τ^A est faible et si τ est d'un niveau intermédiaire
Entreprises multinationales comprenant une unique unité de production (Ekholm et Forslid, 1997)	Concentration partielle des travailleurs industriels si tous les sièges sociaux sont localisés dans le même pays et si τ est élevé Concentration totale des travailleurs industriels si tous les sièges sociaux sont localisés dans le même pays et si τ est faible
Entreprises multinationales comprenant deux unités de production (Ekholm et Forslid, 1997)	Répartition égalitaire des unités de production quel que soit τ
Avantage comparatif (Forslid et Wooton, 1999)	Concentration partielle de l'industrie si τ est d'un niveau intermédiaire
Taxes sur le revenu des travailleurs, non redistributives et non harmonisées (Andersson et Forslid, 1999)	Concentration partielle de l'industrie quels que soient t et $\widetilde{t}$
Taxes sur le revenu des travailleurs, redistributives et harmonisées (Andersson et Forslid, 1999)	Concentration totale de l'industrie si $\overline{t_S}$ est très supérieur $\overline{t_U}$ Quand τ est faible, répartition égalitaire de l'industrie si $\overline{t_S}$ est inférieur $\overline{t_U}$
Taxes sur le revenu des travailleurs, redistributives et non harmonisées (Andersson et Forslid, 1999)	Indsutrie complètement agglomérée dans le pays 1 si t_U est élevé, si $\widetilde{t_U}$ est faible ou si $\widetilde{t_S}$ est élevé Industrie complètement agglomérée dans le pays 1 quel que soit τ si t_S n'est pas trop élevé

τ : quantité dépendant des coûts de transaction sur les biens manufacturés
σ : élasticité de substitution entre les variétés de biens manufacturés
γ : part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur
τ^A : quantité dépendant des coûts de transaction sur le bien agricole
t et $\widetilde{t}$: taux de la taxe prélevée sur le revenu des travailleurs dans les pays 1 et 2
$\overline{t_S}$ et $\overline{t_U}$: taux de la taxe prélevée sur le revenu des travailleurs qualifés et non qualifiés
t_S et $\widetilde{t_S}$: taux de la taxe prélevée sur le revenu des travailleurs qualifés dans les pays 1 et 2
t_U et $\widetilde{t_U}$: taux de la taxe prélevée sur le revenu des travailleurs non qualifiés dans les pays 1 et 2

Les caractéristiques mentionnées sur la première ligne sont communes à tous les modèles.

TAB. 1.1: La répartition spatiale des activités : modèles supposant la mobilité des facteurs de production

Les hypothèses du modèle

On considère une économie composée de deux pays, 1 et 2, identiques en termes de dotations, de préférences et de techniques de production. Le travail est le seul facteur de production primaire. Les marchés du travail de chaque pays sont complètement séparés : il n'y a pas de migration des travailleurs.

Trois secteurs sont actifs dans l'économie. L'un d'eux, appelé « agriculture », est un secteur parfaitement concurrentiel qui produit un bien dont l'échange ne génère pas de coûts de transaction. Le bien agricole sert de numéraire. Les deux autres secteurs sont reliés verticalement : le secteur d'amont, U, fournit des biens intermédiaires au secteur d'aval, D. Ce dernier vend sa production aux consommateurs finals. Les secteurs d'amont et d'aval, dits industriels, sont modélisés grâce au schéma courant de concurrence monopolistique avec différenciation du produit. Toutes les entreprises des secteurs d'amont et d'aval approvisionnent les deux pays. L'exposant i se rapportant au secteur considéré, les indices de prix des biens industriels dans les pays 1 et 2 sont définis respectivement par

$$G^i = \left[n^i \left(p^i\right)^{1-\sigma^i} + \widetilde{n}^i \left(\tau \widetilde{p}^i\right)^{1-\sigma^i}\right]^{\frac{1}{1-\sigma^i}}, \; i = U, \, D \tag{1.24}$$

et

$$\widetilde{G}^i = \left[n^i \left(\tau p^i\right)^{1-\sigma^i} + \widetilde{n}^i \left(\widetilde{p}^i\right)^{1-\sigma^i}\right]^{\frac{1}{1-\sigma^i}}, \; i = U, \, D, \tag{1.25}$$

où p^i et $\widetilde{p}^i$ sont les prix d'une variété de biens du secteur d'amont ou d'aval produite dans les pays 1 et 2 respectivement, où n^i et $\widetilde{n}^i$ sont les nombres de variétés de biens du secteur d'amont ou d'aval élaborées dans les pays 1 et 2 respectivement, où $\sigma^i > 1$ est l'élasticité-prix de la demande d'une variété, et où $\tau \geq 1$ désigne les coûts de transaction[24]. VENABLES (1996) fait l'hypothèse de coûts de transaction *ad valorem* payés en unités de numéraire. Le prix de consommateur d'une variété produite dans le pays 1 et consommée dans le pays 2 est alors τp^i. Si les coûts de transaction prenaient la forme d'iceberg, seules les formes fonctionnelles différeraient, les résultats restant qualitativement inchangés.

Les individus consomment le bien agricole et les biens du secteur d'aval.

Le secteur d'amont n'a recours qu'au facteur travail. Le secteur d'aval utilise, en plus du travail, la production de toutes les entreprises du secteur d'amont en tant qu'input. L'emploi des facteurs de production par les entreprises des secteurs industriels donne naissance à un coût fixe et à un coût variable. La fonction de coût d'une entreprise du secteur d'amont localisée par exemple dans le pays 1 s'écrit

$$\chi^U = w\beta^U \left(\alpha^U + x^U\right), \tag{1.26}$$

où w est le salaire, $\beta^U \alpha^U$ la demande fixe de travail émise par l'entreprise du secteur d'amont, β^U la demande marginale de travail et x^U la quantité produite par l'entreprise du secteur d'amont. La fonction de coût d'une entreprise du secteur d'aval située dans le

[24] La notation G ne désigne pas un niveau de bien public, comme c'était le cas au paragraphe 1.2.6.

pays 1 a pour expression

$$\chi^D = w^{1-\mu} \left(G^U\right)^\mu \beta^D \left(\alpha^D + x^D\right), \tag{1.27}$$

où $\beta^D \alpha^D$ est la demande fixe d'input émise par l'entreprise du secteur d'aval, β^D la demande marginale d'input , x^D la quantité produite par l'entreprise du secteur d'aval et $\mu \in [0,1]$ la part des biens intermédiaires dans les coûts des entreprises du secteur d'aval.

Les travailleurs sont parfaitement mobiles entre les secteurs. La mobilité intersectorielle parfaite des travailleurs permet de réduire les tensions sur le marché local du travail quand les entrepises industrielles s'agglomèrent dans un des deux pays. Elle compense l'absence de mobilité internationale des travailleurs.

Le prix d'équilibre est fonction du coût marginal. Dans le secteur d'amont, le coût marginal lui-même ne dépend que du salaire tandis que, dans le secteur d'aval, il dépend à la fois du salaire et de l'indice de prix des biens du secteur d'amont. Pour une entreprise du secteur d'amont localisée dans le pays 1, le prix d'équilibre est

$$p^U = \left(\frac{\sigma^U}{\sigma^U - 1}\right) \beta^U w. \tag{1.28}$$

Pour une entreprise du secteur d'aval située dans le pays 1, ce prix est

$$p^D = \left(\frac{\sigma^D}{\sigma^D - 1}\right) \beta^D w^{1-\mu} \left(G^U\right)^\mu. \tag{1.29}$$

L'hypothèse de libre entrée et sortie des entreprises permet d'exprimer le niveau de production de chaque entreprise en fonction uniquement de certains paramètres du modèle. À l'équilibre, les entreprises des secteurs industriels produisent une quantité

$$\overline{x}^i = \alpha^i \left(\sigma^i - 1\right), i = U,\, D. \tag{1.30}$$

Ce niveau de production d'équilibre est indépendant de la localisation des entreprises.

La statique comparative de la concentration spatiale d'un secteur

VENABLES (1996) intègre dans sa contribution la concentration spatiale de la production industrielle en tirant parti du fait qu'il n'y a que deux pays : la concentration du secteur d'amont (d'aval) est envisagée à travers le ratio de la production en valeur du secteur d'amont (d'aval) dans le pays 2 à la production en valeur du secteur d'amont (d'aval) dans le pays 1. La définition formelle de ce ratio est

$$q^i = \frac{\widetilde{n}^i \widetilde{p}^i \widetilde{x}^i}{n^i p^i x^i}, i = U, D. \tag{1.31}$$

Si ce ratio est égal à l'unité, la répartition de la production du secteur entre les pays est égalitaire.

On peut exprimer la concentration spatiale du secteur d'amont ou du secteur d'aval en fonction du coût marginal relatif du secteur considéré, de la dépense relative en biens de ce secteur, des coûts de transaction et de l'élasticité-prix de la demande. Le coût marginal relatif du secteur i, noté h^i, $i = U, D$, se définit comme le ratio du coût marginal dans le pays 2 au coût marginal dans le pays 1. La dépense relative en biens du secteur i, notée e^i, $i = U, D$, se définit comme le ratio de la dépense faite par le pays 2 à la dépense faite par le pays 1. Le ratio (1.31) reflétant la concentration spatiale du secteur i peut être récrit. On a

$$q^i = \frac{e^i \left[\tau^{\sigma^i} - (h^i)^{\sigma^i}\right] - \tau \left[(h^i)^{\sigma^i} - \tau^{-\sigma^i}\right]}{\left[\tau^{\sigma^i} - (h^i)^{-\sigma^i}\right] - \tau e^i \left[(h^i)^{-\sigma^i} - \tau^{-\sigma^i}\right]}, \; i = U, D. \tag{1.32}$$

Si on ne s'intéresse qu'à un seul des deux secteurs à l'équilibre partiel, le coût marginal relatif et la dépense relative sont exogènes. Il est alors possible de montrer qu'un coût marginal relatif plus faible accentue la concentration spatiale du secteur. Par ailleurs, si les deux pays diffèrent seulement en termes de taille de marché (mesurée par la dépense), le pays possédant le plus grand marché détient une part dans la production plus forte que la part qu'il a dans la dépense.

En outre, si $h^i = 1$ et $e^i = 1$, la production industrielle est répartie de manière égalitaire entre les deux pays quelle que soit la valeur des coûts de transaction. Si la condition n'est pas remplie et pour des coûts de transaction très élevés, la concentration spatiale de la production est proche de celle de la dépense : les échanges de biens industriels sont peu importants et la situation de chaque pays est peu différente de l'autarcie. Pour des coûts de transaction très faibles, la répartition spatiale du secteur d'amont ou d'aval reflète principalement les différences de coût marginal, et ce n'est que lorsque les deux pays ont des coûts marginaux très proches que le nombre d'entreprises industrielles est strictement positif dans chaque pays. C'est ce qui explique que, si un pays se caractérise par la plus petite part dans la dépense et un désavantage en termes de coût marginal, la baisse des coûts de transaction renforce l'agglomération dans l'autre pays jusqu'à la concentration complète. Mais si un pays détient à la fois la plus petite part dans la dépense et un avantage en termes de coût marginal, la réduction des coûts de transaction accroît l'agglomération dans l'autre pays pour des coûts de transaction élevés mais la diminue pour de faibles coûts de transaction. Lorsque les coûts de transaction sont bas, les entreprises industrielles sont plus sensibles aux différences de coût qu'aux différences de taille de marché dans leur choix de localisation.

Une causalité circulaire entre secteur d'amont et secteur d'aval

Lorsque l'on considère l'existence de liaisons verticales, le coût marginal relatif du secteur d'aval et la dépense relative en biens du secteur d'amont deviennent endogènes. Mais à l'équilibre partiel, le coût marginal relatif du secteur d'amont (égal au salaire) et la dépense relative en biens du secteur d'aval restent exogènes. Dans ce cas, on peut montrer que le coût marginal relatif du secteur d'aval est plus faible dans le pays où est aggloméré le secteur d'amont : il s'agit d'une liaison par les coûts. L'ampleur de cet effet dépend

du niveau des coûts de transaction. En outre, la dépense en biens du secteur d'amont dans chaque pays est proportionnelle à la production du secteur d'aval dans le pays en question : c'est une liaison par la demande. Les liaisons par les coûts et par la demande, qui constituent les forces d'agglomération du modèle, permettent d'établir d'une part une relation croissante entre la concentration spatiale du secteur d'amont et celle du secteur d'aval, et d'autre part une relation croissante entre la concentration du secteur d'aval et celle du secteur d'amont.

Si le salaire et la dépense en biens du secteur d'aval sont identiques dans les deux pays, une configuration (dite configuration symétrique) dans laquelle la production du secteur d'amont et celle du secteur d'aval sont réparties de manière égalitaire entre les pays est toujours un équilibre du modèle. Pour des coûts de transaction élevés, cet équilibre est unique et il est stable. Lorsque les coûts de transaction sont d'un niveau intermédiaire, il existe cinq équilibres. La configuration symétrique est encore un équilibre stable. Les configurations dans lesquelles le secteur d'amont est complètement aggloméré dans l'un ou l'autre pays et le secteur d'aval est fortement aggloméré dans le même pays (configurations asymétriques) constituent deux autres équilibres stables. Entre les deux types d'équilibres stables se trouvent deux équilibres instables. Pour de faibles coûts de transaction apparaît l'instabilité de la configuration symétrique. Il existe deux autres équilibres ; ceux-ci sont stables. Ce sont les situations dans lesquelles toute la production des secteurs d'amont *et* d'aval est agglomérée dans l'un ou l'autre pays. La figure 1-5 montre la dépendance de la répartition spatiale du secteur d'aval à l'égard des coûts de transaction, à l'équilibre partiel, en supposant que le pays où les entreprises s'agglomèrent est le pays 1. Sur cette figure, la série d'équilibres stables est tracée en trait plein tandis que la série d'équilibres instables est tracée en pointillés. La courbe centrale représente l'équilibre symétrique, les courbes inférieure et supérieure les équilibres asymétriques.

Des coûts de transaction plus faibles atténuent la nécessité pour les entreprises de se localiser à proximité de la demande finale, ce qui accroît l'importance relative des forces d'agglomération. Les entreprises du secteur d'aval bénéficient de coûts plus faibles en se localisant dans le pays où il y a beaucoup d'entreprises d'amont car elles réalisent ainsi une économie de coûts de transaction sur leurs inputs différenciés (liaison par les coûts). La taille du marché attire alors les entreprises du secteur d'amont dans le pays où les entreprises d'aval sont nombreuses (liaison par la demande). Les liaisons par les coûts et par la demande forment une causalité circulaire qui conduit à l'agglomération des entreprises industrielles, comme dans le modèle de KRUGMAN (1991). L'immobilité de la demande des consommateurs finals s'oppose aux forces d'agglomération dans le secteur d'aval, alors que ce contrepoids est absent dans le secteur d'amont. C'est ce qui explique que, lorsque les coûts de transaction sont d'un niveau intermédiaire, la production du secteur d'aval ne soit pas complètement agglomérée.

La valeur des coûts de transaction en-dessous de laquelle la configuration symétrique est instable augmente lorsque la part des biens intermédiaires dans les coûts des entreprises du secteur d'aval (μ) s'accroît et lorsque les élasticités-prix de la demande des deux secteurs industriels (σ^i) diminuent. Une part plus élevée des biens intermédiaires dans les coûts consolide l'effet des liaisons par les coûts et par la demande entre les entreprises industrielles. Ces résultats correspondent à la statique comparative réalisée par

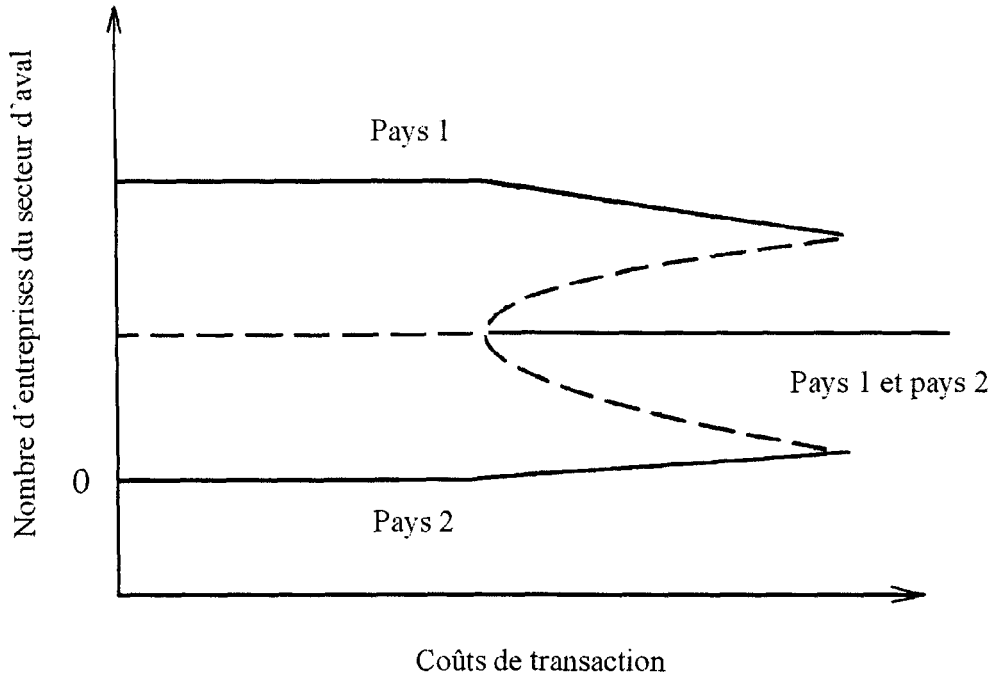

FIG. 1-5: La répartition spatiale du secteur d'aval à l'équilibre partiel

FORSLID (1999) dans un modèle avec mobilité du facteur travail ; aucune contradiction n'apparaît.

Les effets d'un différentiel de salaire

À l'équilibre général, le salaire relatif (ou le coût marginal relatif du secteur d'amont) et la dépense relative en biens du secteur d'aval sont endogènes. Un pays dans lequel la production de l'industrie diminue (par suite de l'agglomération dans l'autre pays) voit sa demande de travail et donc son salaire s'affaiblir, ce qui est susceptible d'attirer les entreprises dans ce pays. Cependant la baisse de la production des secteurs d'amont et d'aval et la diminution du salaire qui en résulte entraînent la réduction de la dépense des consommateurs finals, ce qui va dans le même sens que les liaisons par les coûts et par la demande à l'origine de l'agglomération dans l'autre pays. Le premier de ces deux effets domine tous les autres pour de faibles coûts de transaction.

Le caractère endogène du salaire relatif et de la dépense relative en biens du secteur d'aval modifie légèrement les configurations d'équilibre. Pour de très faibles valeurs des coûts de transaction, la configuration symétrique est un équilibre unique et stable : une répartition inégalitaire de l'industrie entre les deux pays amènerait un différentiel de salaire incompatible, pour ce niveau de coûts de transaction, avec l'agglomération dans un des deux pays. En l'absence de coûts de transaction, les entreprises industrielles se localiseraient dans le pays offrant le salaire le plus faible. Si le salaire nominal s'accroît avec la demande de travail, la concentration complète de l'industrie ne peut être un équilibre quand les coûts de transaction tendent à disparaître. La figure 1-6 est à comparer à la figure 1-5. Elle montre que, à l'équilibre général, la répartition spatiale du secteur d'aval

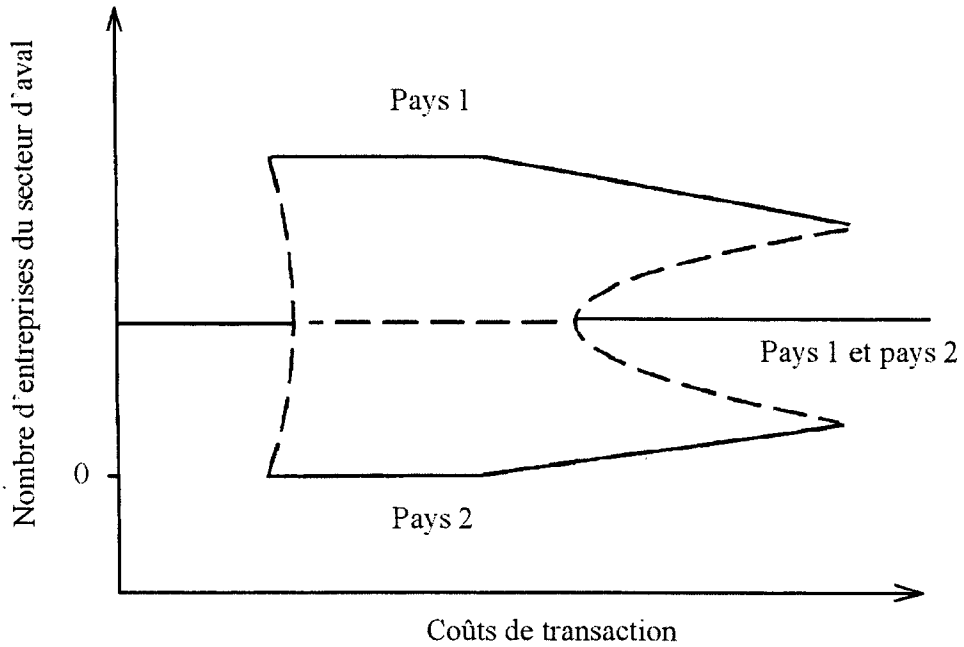

FIG. 1-6: La répartition spatiale du secteur d'aval à l'équilibre général

est égalitaire pour des coûts de transaction élevés *ou* très faibles et que la concentration de ce secteur est partielle pour des coûts d'un niveau intermédiaire et totale pour des coûts plus faibles. D'autre part, la configuration symétrique est instable à l'intérieur d'un certain intervalle de coûts de transaction et la valeur des coûts de transaction en-dessous de laquelle cette configuration est instable est plus faible à l'équilibre général qu'à l'équilibre partiel. L'argument de la différence de salaire s'applique une nouvelle fois.

Si les individus consomment également les biens du secteur d'amont, l'immobilité de la demande des consommateurs finals devient une force plus puissante. Celle-ci et l'effet du différentiel de salaire peuvent dominer les forces d'agglomération : il est possible que la configuration symétrique soit stable pour toutes les valeurs des coûts de transaction. Néanmoins, pour des coûts de transaction d'un niveau intermédiaire, les situations dans lesquelles le secteur d'aval est partiellement ou complètement aggloméré dans l'un ou l'autre pays restent des équilibres stables.

1.3.2 Les liaisons intrasectorielles

Les liaisons entre entreprises d'un secteur d'amont et entreprises d'un secteur d'aval ne sont pas le seul type de liaisons d'input-output : les liaisons entre producteurs d'un même secteur en constituent un autre. Dans les modèles de la nouvelle économie géographique, cette interdépendance se présente quand chaque entreprise d'un secteur à rendements d'échelle croissants fournit une variété de biens intermédiaires à toutes les autres entreprises du même secteur. C'est cette structure de production que formalisent KRUGMAN et VENABLES (1995) ; ils regroupent en quelque sorte en un seul secteur les secteurs d'amont et d'aval du modèle de VENABLES (1996). Chaque entreprise est à la fois un fournisseur

d'amont de bien intermédiaire répondant à la demande des autres entreprises et un producteur d'aval satisfaisant à la demande des consommateurs finals. Dans la contribution de KRUGMAN et VENABLES (1995) comme dans celle de VENABLES (1996), les relations entre entreprises et consommateurs finals ne génèrent pas d'externalités favorables à l'agglomération du fait de l'hypothèse d'immobilité des travailleurs.

Les hypothèses du modèle

Les hypothèses du modèle de KRUGMAN et VENABLES (1995) relatives au nombre de pays, à leurs caractéristiques, et à la mobilité du facteur travail, seul facteur de production primaire, restent celles du modèle de VENABLES (1996)[25]. Rappelons que la mobilité intersectorielle des travailleurs est supposée parfaite. Les hypothèses concernant le nombre de secteurs d'activité, l'environnement concurrentiel et les rendements d'échelle de ces derniers, la nature des biens produits dans l'économie, les coûts de transaction, ainsi que les préférences des consommateurs sont celles du modèle de KRUGMAN (1991)[26]. Le seul input de l'agriculture est le travail. Les entreprises industrielles ont recours au facteur travail et à un panier de biens manufacturés pour produire leur propre variété. Le panier de biens manufacturés qui sert de bien intermédiaire est, par hypothèse, exactement le même que celui qui sert à la consommation finale. L'indice de prix des biens manufacturés est donc identique pour la production et pour la consommation. Sa définition est, dans le pays 1 par exemple,

$$G = \left[np^{1-\sigma} + \widetilde{n}\left(\tau\widetilde{p}\right)^{1-\sigma}\right]^{\frac{1}{1-\sigma}}, \tag{1.33}$$

où p et $\widetilde{p}$ sont les prix d'une variété de biens manufacturés élaborée dans les pays 1 et 2 respectivement, où n et $\widetilde{n}$ sont les nombres de variétés de biens manufacturés produites dans les pays 1 et 2 respectivement, où $\sigma > 1$ est l'élasticité-prix de la demande d'une variété, et où $\tau > 1$ est un paramètre qui est fonction des coûts de transaction. De cet indice de prix dépend le coût de production des entreprises industrielles. Une entreprise située dans le pays 1 a pour fonction de coût

$$\chi = w^{1-\mu}G^{\mu}\beta\left(\alpha + x\right), \tag{1.34}$$

où w est le salaire, $\beta\alpha$ la demande fixe d'input émise par l'entreprise, β la demande marginale d'input, x la production de l'entreprise et $\mu \in [0,1]$ la part des biens intermédiaires dans les coûts des entreprises. La dépense totale en biens manufacturés est la somme de la dépense du consommateur et de la demande intermédiaire.

La technique de production étant identique pour toutes les entreprises industrielles, toutes les variétés produites dans un pays sont vendues au même prix qui dépend du salaire et de l'indice de prix des biens manufacturés de ce pays. S'agissant du pays 1, ce prix d'équilibre a pour expression

$$p = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1}\right)\beta w^{1-\mu}G^{\mu}. \tag{1.35}$$

[25] Voir le paragraphe 1.3.1.
[26] Voir le paragraphe 1.2.1.

L'hypothèse de libre entrée et sortie des entreprises industrielles conduit à exprimer le niveau de production $\overline{x}$ de chaque entreprise en fonction uniquement de paramètres relatifs à la technique de production et aux préférences. À l'équilibre, on a

$$\overline{x} = \alpha (\sigma - 1) . \tag{1.36}$$

La concentration spatiale du secteur à rendements d'échelle croissants et du secteur à rendements d'échelle constants

Le modèle de KRUGMAN et VENABLES (1995) offre la possibilité de s'intéresser à la concentration spatiale de l'industrie, mais aussi à celle de l'agriculture.

Si les coûts de transaction sont d'un niveau élevé, il existe un unique équilibre, tel que le nombre d'entreprises industrielles est identique dans les deux pays et que la production agricole est répartie de manière égalitaire entre les deux pays ; cet équilibre symétrique est stable. La nécessité pour les entreprises de se localiser à proximité de la demande des consommateurs finals explique la répartition égalitaire de l'industrie entre les pays.

Pour de faibles coûts de transaction, l'équilibre symétrique est instable tandis que deux autres configurations sont des équilibres stables. Un déplacement exogène d'un petit nombre d'entreprises industrielles d'un pays vers l'autre à partir de l'équilibre symétrique réduit l'indice de prix des biens manufacturés dans le pays d'accueil par l'intermédiaire d'une économie de coûts de transaction. Cela provoque une diminution du coût total et du coût marginal, ce qui a pour effet d'accroître les profits des entreprises (liaison par les coûts). De plus, les entreprises du pays d'accueil tirent parti d'une réorientation de la dépense de leur marché d'exportation vers leur marché local, consécutive au déplacement exogène des entreprises. Pour des coûts de transaction strictement positifs, cela entraîne un accroissement de la demande adressée aux entreprises du pays d'accueil et de leurs profits (liaison par la demande). Comme dans le modèle de VENABLES (1996), les liaisons par la demande et par les coûts, forces d'agglomération, déstabilisent l'équilibre symétrique.

Si les coûts de transaction sont d'un faible niveau, il apparaît des situations d'équilibre stable originales au sens où toute la production d'un secteur *ou* de l'autre est agglomérée dans un des deux pays. Les situations avec concentration totale de l'agriculture ne peuvent pas se présenter dans le modèle de KRUGMAN (1991) : du fait de la spécificité du facteur de production agricole, immobile, l'hypothèse de plein emploi ne serait pas vérifiée dans le pays sans agriculture.

Selon la valeur de la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur, le secteur absent d'un des deux pays est soit l'agriculture, soit l'industrie. Si $\gamma \leq 0,5$, la production industrielle est complètement concentrée spatialement alors que la production agricole ne l'est pas. La demande totale de biens manufacturés est suffisamment faible pour être satisfaite par un seul pays. Si $\gamma > 0,5$, la concentration spatiale de l'agriculture est totale alors que la concentration de l'industrie n'est que partielle. Cependant,

Caractéristiques des modèles	Rôle de la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur (γ)
Mobilité des travailleurs	γ élevé accroît la valeur du point de rupture γ élevé rend rentable la concentration totale pour tout niveau de τ
Liaisons intrasectorielles	Si τ est faible : γ faible permet la concentration totale de l'industrie γ élevé permet la concentration totale de l'agriculture et favorise la dispersion partielle de l'industrie

TAB. 1.2: Le rôle de la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur selon la catégorie de modèles

pour $\gamma > 0,5$, à l'intérieur d'un intervalle de coûts de transaction d'un niveau intermédiaire[27], toute la production industrielle est agglomérée dans le pays où l'agriculture est inactive. Un nombre plus grand d'entreprises industrielles dans un des deux pays renforce la demande de travail, tandis que des entreprises moins nombreuses dans l'autre pays y génèrent une demande de travail plus faible. C'est ce qui donne naissance à un différentiel de salaire entre les pays, car les travailleurs sont supposés immobiles. Le différentiel de salaire compense les coûts plus élevés des inputs et la demande moins forte pour les entreprises localisées dans le pays qui possède la plus petite part dans la production industrielle. Cela explique que toutes les entreprises industrielles peuvent ne pas se regrouper dans le même pays. On observe ainsi que la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur a des rôles différents dans les modèles avec mobilité des travailleurs et dans les modèles avec liaisons intrasectorielles. Le tableau 1.2 résume les effets de ce paramètre dans chacun des deux cas.

Si les coûts de transaction ne sont ni particulièrement élevés ni particulièrement faibles, il existe cinq équilibres dont trois sont stables. Les liaisons par les coûts et par la demande sont insuffisantes pour déstabiliser l'équilibre symétrique. Mais les situations dans lesquelles la production industrielle est complètement (ou partiellement) agglomérée dans l'un ou l'autre pays constituent deux autres équilibres stables.

L'équilibre symétrique est instable quelle que soit la valeur des coûts de transaction si l'élasticité de la demande de biens manufacturés est faible (ce qui signifie que le pouvoir de monopole des entreprises industrielles est grand) ou si la part des biens manufacturés dans les coûts des entreprises est élevée (ce qui donne une importance considérable aux liaisons par les coûts et par la demande).

Les résultats des modèles de VENABLES (1996) et KRUGMAN et VENABLES (1995) ont été obtenus sans supposer la mobilité des travailleurs. D'autres facteurs, en l'occurrence les liaisons d'input-output, jouent un rôle dans le processus d'agglomération.

[27]Voir KRUGMAN et VENABLES (1995, appendice 3).

1.3.3 Une extension : le cas d'une économie à trois pays avec asymétrie des coûts de transaction

PUGA et VENABLES (1997) étendent le modèle de KRUGMAN et VENABLES (1995) au cas d'une économie à trois pays avec asymétrie des coûts de transaction.

Les hypothèses du modèle de PUGA et VENABLES (1997) sont celles du modèle de KRUGMAN et VENABLES (1995)[28] à deux modifications près. Premièrement, trois pays participent à l'activité économique. Les pays 1 et 2 sont appelés « pays partenaires » ; le pays 3 représente le reste du monde. Deuxièmement, l'échange international de biens manufacturés entre un agent du pays 1 et un agent du pays 2 oblige à supporter des coûts de transaction $\widehat{\tau} > 1$ inférieurs ou égaux aux coûts $\widetilde{\tau} > 1$ générés par l'échange de ces biens entre un agent du pays 1 ou du pays 2 et un agent du pays 3.

On considère d'abord le cas dans lequel les coûts de transaction sont égaux quels que soient le pays du vendeur et celui de l'acquéreur, c'est-à-dire le cas dans lequel $\widetilde{\tau} = \widehat{\tau}$. L'équilibre symétrique est associé à une configuration dans laquelle les trois pays ont la même part dans le nombre total d'entreprises industrielles. Comme dans le modèle de KRUGMAN et VENABLES (1995) et pour des raisons identiques[29], l'équilibre symétrique est stable si les coûts de transaction sont élevés mais il est instable si les coûts de transaction sont faibles. Pour toute valeur des coûts de transaction inférieure à un point de rupture[30], noté $\overline{\tau}$, les équilibres stables sont des situations dans lesquelles la part d'un des pays dans le nombre d'entreprises industrielles ou dans la production agricole est plus grande que celle d'un autre, ce qui signifie que l'industrie ou l'agriculture est concentrée spatialement. La caractérisation des équilibres non symétriques repose une nouvelle fois sur la valeur de la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur. Si $\widehat{\tau} < \overline{\tau}$ et si $\gamma \leq \frac{1}{3}$, les entreprises industrielles sont regroupées dans un seul pays (forte concentration) tandis que la production agricole est (imparfaitement) dispersée. Si $\frac{1}{3} < \gamma \leq \frac{2}{3}$, l'agriculture est active dans deux pays seulement (concentration d'un niveau moyen) ; la présence de l'industrie dans deux ou trois pays dépend de la valeur des paramètres. Si $\gamma > \frac{2}{3}$, la production agricole est agglomérée dans un seul pays ; les entreprises industrielles peuvent être localisées uniquement dans les deux autres pays ou dispersées dans l'ensemble de l'économie (mais leur répartition reste inégalitaire).

Nous venons de voir que, pour des coûts de transaction élevés et égaux quelle que soit la direction de l'échange, la part de chaque pays partenaire dans l'industrie est identique à celle du reste du monde. On envisage à présent un différentiel de coûts de transaction : dans ce qui suit, les coûts de transaction entre le pays 1 ou le pays 2 et le pays 3 sont maintenus à ce niveau élevé, tandis que les coûts de transaction entre le pays 1 et le pays 2 prennent des valeurs plus faibles. On a donc $\widetilde{\tau} > \widehat{\tau}$. Dans ces conditions, tous les équilibres sont tels que l'industrie est agglomérée dans l'ensemble formé par les pays 1 et 2, ce qui signifie que la part du pays 3 dans le nombre total d'entreprises industrielles est inférieure à $\frac{1}{3}$. Les entreprises industrielles localisées dans un des pays partenaires

[28] Voir le paragraphe 1.3.2.
[29] Voir le paragraphe 1.3.2.
[30] Voir le paragraphe 1.2.2 pour un point de rupture similaire.

réalisent une économie de coûts de transaction sur la vente de leur produit et l'achat de biens intermédiaires aux entreprises de l'autre pays partenaire, par rapport aux entreprises situées dans le reste du monde. Il en résulte (hors de l'équilibre) un profit plus grand dans l'ensemble des pays partenaires, ce qui attire les entreprises vers celui-ci.

Néanmoins, si $\widehat{\tau}$ reste suffisamment élevé, la part du pays 3 dans l'industrie n'est que légèrement moins forte que celle du pays 1 et que celle du pays 2 : la répartition est faiblement inégalitaire. Si $\widehat{\tau}$ est d'un niveau intermédiaire, l'industrie n'est que peu agglomérée dans l'ensemble composé des pays 1 et 2 : la part du pays 3 dans l'industrie est nettement inférieure à celle du pays 1 par exemple mais elle est supérieure à celle du pays 2. Les entreprises du reste du monde doivent faire face à une concurrence moins vive sur le marché du produit que celles du petit pays partenaire (protection par les coûts de transaction) et ce dernier retire peu d'avantages des liaisons par les coûts et par la demande. Si $\widehat{\tau}$ est bas, l'industrie est fortement agglomérée dans l'ensemble comprenant les pays 1 et 2 : la part du pays 3 dans l'industrie est beaucoup plus petite que celle de tous les autres pays. Le différentiel de coûts de transaction (voir ci-dessus) est fort et domine les autres effets.

La dépendance, à l'égard des paramètres, de la répartition de l'industrie entre les pays partenaires est semblable à celle que KRUGMAN et VENABLES (1995) ont mise au jour dans un modèle à deux pays[31]. Les conclusions relatives à la concentration spatiale obtenues dans un modèle à trois pays sont moins sommaires que celles dégagées dans un modèle à deux pays car, dans le modèle à trois pays, il peut apparaître à la fois une répartition inégalitaire entre l'ensemble des pays partenaires et le reste du monde et une dispersion parfaite entre les pays partenaires.

1.3.4 Une synthèse : mobilité des travailleurs et liaisons intra-sectorielles

PUGA (1999) suppose à la fois la mobilité des travailleurs et l'existence de liaisons intra-sectorielles[32]. Le modèle de PUGA (1999) synthétise ainsi le modèle de KRUGMAN (1991) et le modèle de KRUGMAN et VENABLES (1995).

Les hypothèses du modèle

Les hypothèses du modèle de PUGA (1999) se rapportant au nombre de pays, au nombre de secteurs d'activité, à l'environnement concurrentiel et aux rendements d'échelle de ces derniers, à la nature des biens produits dans l'économie et aux coûts de transaction sont empruntées aux modèles initiaux de la nouvelle économie géographique, en particulier celui de KRUGMAN (1991)[33]. En outre, l'économie, dans son ensemble, comprend un nombre fixe de travailleurs et chaque pays est doté d'autant d'unités de terre arable que l'autre (la terre est bien entendu immobile entre les pays). Le nombre de travailleurs et le nombre d'unités de terre arable du pays 1 sont notés L et K respectivement. En

[31] Voir le paragraphe 1.3.2.
[32] Nous considérons ici le modèle développé à la section 3 de l'article de PUGA (1999).
[33] Voir le paragraphe 1.2.1.

notant $\widetilde{L}$ et $\widetilde{K}$ les quantités correspondantes dans le pays 2, on a $K = \widetilde{K}$, mais L et $\widetilde{L}$ peuvent être différents, leur variation traduisant la possible migration des travailleurs. De plus, les travailleurs sont mobiles entre le secteur agricole et le secteur industriel.

Le bien agricole est produit à partir du travail et de la terre arable. La technique de production de l'agriculture est identique dans les deux pays. On suppose que la fonction de production agricole est de type Cobb-Douglas. Elle s'écrit alors, s'agissant du pays 1 par exemple,

$$y^A = \left(L^A\right)^\nu K^{1-\nu}, \tag{1.37}$$

où L^A est le nombre de travailleurs du pays 1 employés dans l'agriculture et $\nu \in [0,1]$ la part du travail dans les coûts de production agricoles. Si l'agriculture n'utilisait que la terre, la fonction de production agricole aurait pour expression $y^A = K$. Dans ce cas, l'élasticité-salaire de l'offre de travail de l'agriculture à l'industrie serait nulle. Le modèle serait semblable à celui de KRUGMAN (1991), la terre arable se substituant aux travailleurs agricoles ; seules les liaisons intrasectorielles distingueraient les deux modèles. Si l'agriculture n'avait recours qu'au facteur travail, commun à l'industrie, le secteur agricole aurait pour fonction de production $y^A = L^A$. Dans ce cas, l'élasticité-salaire de l'offre de travail de l'agriculture à l'industrie serait infinie. Le modèle n'ajouterait rien à celui de KRUGMAN et VENABLES (1995), hormis la mobilité des travailleurs. En spécifiant la fonction de production agricole à l'aide d'une fonction de type Cobb-Douglas (équation (1.37)), PUGA (1999) suppose que l'élasticité-salaire de l'offre de travail de l'agriculture à l'industrie est strictement positive mais finie.

Toutes les variétés de biens manufacturés sont produites en faisant usage d'une même quantité fixe et d'une même quantité variable de l'input de production. Celui-ci est composé du facteur travail et d'un panier de biens manufacturés : l'industrie se sert de sa propre production en tant que bien intermédiaire. L'élasticité de substitution entre les variétés de biens manufacturés qui forment symétriquement le panier de biens intermédiaires est constante. On note cette élasticité $\sigma > 1$. L'indice de prix des biens manufacturés est défini, pour le pays 1, par

$$G = \left[np^{1-\sigma} + \widetilde{n}\left(\tau\widetilde{p}\right)^{1-\sigma}\right]^{\frac{1}{1-\sigma}}, \tag{1.38}$$

où p et $\widetilde{p}$ sont les prix d'une variété de biens manufacturés élaborée dans les pays 1 et 2 respectivement, où n et $\widetilde{n}$ sont les nombres de variétés de biens manufacturés produites dans les pays 1 et 2 respectivement, où $\sigma > 1$ est l'élasticité-prix de la demande d'une variété, et où $\tau > 1$ est un paramètre dépendant des coûts de transaction. La fonction de coût d'une entreprise industrielle localisée dans le pays 1 s'écrit

$$\chi = w^{1-\mu} G^\mu \beta \left(\alpha + x\right). \tag{1.39}$$

où w est le salaire, $\beta\alpha$ la demande fixe d'input émise par l'entreprise, β la demande marginale d'input, x la production de l'entreprise et $\mu \in [0,1]$ la part des biens intermédiaires dans les coûts des entreprises.

Les préférences des consommateurs sont identiques dans les deux pays. Les individus

consomment le bien agricole et un panier de biens manufacturés ; l'élasticité de substitution entre les variétés de biens de consommation finale, constante, est supposée égale à l'élasticité de substitution entre les variétés de biens intermédiaires, σ. Les travailleurs et les propriétaires fonciers ont les mêmes préférences. Le revenu des premiers est constitué du salaire, w dans le pays 1, celui des seconds est constitué de la rente foncière, r dans ce même pays. Les préférences des consommateurs sont par hypothèse de type Cobb-Douglas. Le bien agricole étant choisi comme numéraire, la fonction d'utilité indirecte d'un travailleur du pays 1 est

$$V = 1^{-(1-\gamma)} G^{-\gamma} w, \tag{1.40}$$

où $\gamma \in [0, 1]$ est la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur. Celle d'un propriétaire foncier du même pays est

$$V = 1^{-(1-\gamma)} G^{-\gamma} r. \tag{1.41}$$

Contrairement aux travailleurs, les propriétaires fonciers ne migrent pas d'un pays vers l'autre. De ce fait, et aussi en raison de la dispersion de la terre arable dans l'ensemble de l'économie, la dépense du consommateur ne peut être nulle dans aucun pays.

La stabilité des équilibres

En intégrant dans un même modèle les hypothèses du modèle de KRUGMAN (1991) et et celles du modèle de KRUGMAN et VENABLES (1995), PUGA (1999) retrouve les résultats du premier modèle, formulés analytiquement par FORSLID (1999). Adjoindre les liaisons d'input-output à la mobilité des travailleurs entre les pays ne modifie la nature des équilibres (agglomération ou dispersion) ni pour des coûts de transaction élevés, ni pour de faibles coûts.

Le modèle a toujours une solution d'équilibre correspondant à une configuration dans laquelle les parts des deux pays dans le nombre d'entreprises industrielles sont égales. Si les coûts de transaction sont élevés, cet équilibre symétrique est le seul équilibre et il est globalement stable. Lorsque l'on déplace de manière exogène une entreprise d'un pays vers l'autre, la plus forte concurrence sur le marché du produit dans le pays d'accueil domine les liaisons par les coûts et par la demande. Pour des coûts de transaction d'un niveau intermédiaire, l'équilibre symétrique est localement stable, mais deux autres équilibres le sont aussi : il s'agit des situations dans lesquelles les entreprises industrielles sont complètement agglomérées dans l'un ou l'autre pays. Il existe également deux équilibres instables, avec concentration spatiale partielle. Des coûts de transaction de ce niveau permettent aux entreprises de se concurrencer sur des marchés géographiquement distincts sans que cela nécessite une production locale ; leur localisation peut alors refléter l'influence des liaisons par les coûts et par la demande. Si les coûts de transaction sont bas, l'équilibre symétrique est instable. Les deux seuls équilibres localement stables sont les situations définies par la concentration spatiale totale des entreprises industrielles. Comme le regroupement en un même pays des entreprises industrielles entraîne la baisse de l'indice de prix des biens manufacturés dans ce pays et celle du salaire nominal pour maintenir l'égalité des salaires réels à l'équilibre, et comme la demande de travail émise par l'agriculture

s'accroît lorsque le salaire nominal diminue, le pays dans lequel l'industrie est agglomérée réunit aussi davantage de travailleurs employés dans l'agriculture que l'autre pays.

Une expression analytique du point de rupture, valeur des coûts de transaction en-dessous de laquelle l'équilibre symétrique est instable, peut être obtenue. L'élasticité-salaire de l'offre de travail de l'agriculture à l'industrie a pour définition

$$\eta = \frac{w}{L - L^A} \frac{\partial \left(L - L^A\right)}{\partial w}. \tag{1.42}$$

PUGA (1999) montre que la valeur du point de rupture dépend de η. Cette valeur s'accroît lorsque augmentent l'élasticité-salaire de l'offre de travail de l'agriculture à l'industrie, la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur (γ), la part des biens manufacturés dans les coûts des entreprises (μ), et lorsque l'élasticité de substitution entre les variétés de biens manufacturés (σ) diminue. Plus l'offre de travail de l'agriculture à l'industrie est élastique par rapport au salaire, plus il est facile pour les entreprises industrielles d'attirer les travailleurs exerçant initialement leur activité dans l'agriculture avec de faibles augmentations de salaire, et plus l'agglomération des entreprises est probable[34].

La valeur du point de soutien, en d'autres termes la valeur des coûts de transaction en-dessous de laquelle l'agglomération complète de l'industrie dans le pays 1 ou le pays 2 est un équilibre localement stable, offre la même statique comparative que précédemment et l'interprétation est identique.

1.3.5 Les liaisons intrasectorielles : un réexamen

Dans le modèle précédent, les travailleurs ont été supposés mobiles entre les pays. En considérant l'hypothèse contraire, PUGA (1999)[35] parvient à établir à nouveau les résultats des modèles de base de la nouvelle économie géographique dans lesquels existent des liaisons d'input-output.

Une seule des hypothèses du modèle précédent n'est pas maintenue : on suppose que la dotation en facteur travail est fixe et identique dans les deux pays. On a donc ici $L = \widetilde{L}$. Deux grandes différences apparaissent par rapport au cas dans lequel les travailleurs peuvent migrer d'un pays vers l'autre.

La nature des équilibres est maintenue pour les niveaux de coûts de transaction précédemment envisagés. Mais pour des coûts de transaction très faibles, il existe, outre deux équilibres instables, trois équilibres localement stables : l'équilibre symétrique et les deux situations telles que toutes les entreprises industrielles sont regroupées dans l'un ou l'autre pays. Si les coûts de transaction sont encore plus bas, l'équilibre symétrique est globalement stable. En conséquence, il existe deux points caractéristiques supplémentaires (point de rupture ou point de soutien), soit quatre au total[36]. Le deuxième point de rupture se

[34] Pour l'interprétation économique de la statique comparative concernant les autres paramètres, voir les paragraphes 1.2.2 et 1.3.1.

[35] Nous envisageons ici le modèle développé à la section 4 de l'article de PUGA (1999).

[36] Pour les premiers points, voir le paragraphe 1.3.4.

définit comme la valeur des coûts de transaction au-dessus de laquelle l'équilibre symétrique est instable, le deuxième point de soutien comme la valeur des coûts de transaction au-dessus de laquelle l'agglomération complète de l'industrie dans le pays 1 ou le pays 2 est un équilibre localement stable. Le deuxième point de rupture est inférieur au premier, et c'est entre ces deux valeurs seulement que l'équilibre symétrique est instable. De manière analogue, le deuxième point de soutien est inférieur au premier, et la concentration complète n'est un équilibre localement stable qu'entre ces deux valeurs[37].

Lorsque les entreprises sont agglomérées dans un des deux pays, l'industrie emploie dans ce pays plus de travailleurs qu'à l'équilibre symétrique. Ces travailleurs ne peuvent provenir que du secteur agricole de ce pays du fait de l'immobilité internationale des travailleurs ; c'est ce qui élève le salaire nominal dans ce pays par un effet de concurrence sur le marché du travail. Les configurations avec concentration spatiale complète ne sont des équilibres que si cette hausse de salaire est compensée par l'économie de coûts de transaction réalisée sur l'achat et la vente de biens intermédiaires. Si les coûts de transaction sont presque nuls, cette économie est très faible tandis que l'élévation du salaire est la même qu'avec des coûts de transaction plus élevés. On peut ajouter que si les forces d'agglomération sont très intenses, l'équilibre symétrique n'est stable que pour des coûts de transaction très peu élevés.

Les résultats précédents sont obtenus lorsqu'un déplacement exogène d'un petit nombre d'entreprises d'un pays vers l'autre à partir de l'équilibre symétrique renforce l'incitation ressentie par les autres entreprises à se relocaliser dans le pays d'accueil. Mais si l'incitation à la relocalisation s'affaiblit rapidement voire disparaît lorsqu'un petit nombre d'entreprises sont déplacées de manière exogène à partir de l'équilibre symétrique, de nouvelles configurations d'équilibre se font jour. Pour des coûts de transaction légèrement inférieurs au premier point de rupture, les deux équilibres stables sont des situations dans lesquelles l'industrie est partiellement agglomérée dans l'un ou l'autre pays (équilibres asymétriques). Il en va de même pour des coûts de transaction légèrement supérieurs au deuxième point de rupture. Entre ces deux niveaux de coûts de transaction, il existe un intervalle dans lequel les configurations avec concentration totale des entreprises industrielles sont les seuls équilibres stables du modèle. Contrairement au cas précédent, les points de soutien sont compris entre les points de rupture. La figure 1-7 représente les équilibres stables pour différents niveaux de coûts de transaction. Sur cette figure, les entreprises s'agglomèrent dans le pays 1, dont la courbe est en trait plein. La courbe du pays 2 est en pointillés. La concentration spatiale de l'industrie est partielle entre les points A et B et les points C et D. Dans le cas de la concentration spatiale partielle, les deux pays ont des secteurs industriels de tailles différentes.

Les résultats du modèle de PUGA (1999) avec mobilité des travailleurs et ceux du modèle de PUGA (1999) sans mobilité peuvent être synthétisés. Pour des coûts de transaction élevés, les activités à rendements d'échelle croissants sont réparties de manière égalitaire entre les pays : les entreprises privilégient la satisfaction de la demande des consommateurs finals immobiles tout en réduisant la concurrence sur le marché du produit.

[37] Ajoutons pour être complet que le deuxième point de soutien est inférieur au deuxième point de rupture.

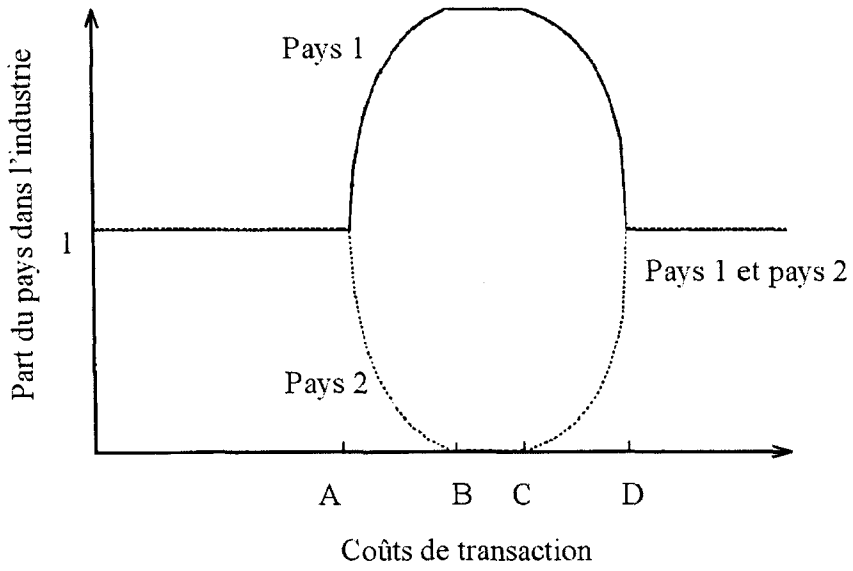

FIG. 1-7: La concentration spatiale partielle de l'industrie

Si les coûts de transaction sont d'un niveau intermédiaire, les entreprises sont agglomérées dans un des deux pays et bénéficient ainsi des liaisons vers l'avant et vers l'arrière ou des liaisons par les coûts et par la demande. Mais l'agglomération tend à générer un différentiel de salaire réel entre les pays. Quand les travailleurs migrent d'un pays vers l'autre, le salaire nominal doit être plus faible dans le pays où toutes les entreprises sont localisées pour que soit vérifiée l'égalisation des salaires réels ; cela renforce la propension des entreprises à s'agglomérer. En revanche, quand les travailleurs sont immobiles entre les pays, le salaire nominal est plus élevé dans le pays où sont agglomérées les entreprises que dans l'autre, ce qui s'explique par la concurrence sur le marché du travail de ce pays. Dans ce cas, pour de faibles coûts de transaction, l'industrie est dispersée dans l'ensemble de l'économie, les entreprises étant potentiellement plus sensibles au bas prix du facteur travail qu'aux liaisons par les coûts et par la demande.

Le tableau 1.3 s'ajoute au tableau 1.1. Il rappelle les principales conclusions des modèles de la nouvelle économie géographique supposant l'existence de liaisons d'input-output.

1.4 La croissance

Les modèles formant l'une ou l'autre des deux catégories que nous avons envisagées dans ce qui précède sont des modèles statiques. Ceux qui constituent la catégorie que nous considérons dans ce qui suit, en revanche, formalisent la croissance. À cette catégorie appartiennent notamment les modèles de PUGA et VENABLES (1999), de BALDWIN et FORSLID (1997), de WALZ (1996) et de MARTIN et OTTAVIANO (1996). Dans le modèle de PUGA et VENABLES (1999), la croissance prend la forme d'un accroissement exogène du

Caractéristiques distinctives du modèle et référence	Principaux résultats
Liaisons verticales (Venables, 1996)	Concentration totale du secteur d'amont si τ est d'un niveau intermédiaire Concentration partielle ou totale du secteur d'aval si τ est d'un niveau intermédiaire
Liaisons intrasectorielles (Krugman et Venables, 1995)	Répartition égalitaire de l'agriculture et de l'industrie si τ est élevé Répartition inégalitaire de l'agriculture et concentration totale de l'industrie si τ et γ sont faibles Concentration totale de l'agriculture et concentration partielle ou totale de l'industrie si τ est faible et si γ est élevé Concentration partielle ou totale de l'industrie si μ est élevé
Économie à trois pays, asymétrie des coûts de transaction (Puga et Venables, 1997)	Faible concentration de l'industrie à l'intérieur de l'ensemble des pays partenaires si l'écart entre $\widetilde{\tau}$ et $\widehat{\tau}$ est grand Forte concentration de l'industrie à l'intérieur de l'ensemble des pays partenaires si l'écart entre $\widetilde{\tau}$ et $\widehat{\tau}$ est petit
Liaisons intrasectorielles, mobilité des travailleurs, élasticité-salaire strictement positive et finie (Puga, 1999)	Concentration totale de l'industrie et concentration partielle de l'agriculture si τ est faible
Liaisons intrasectorielles, immobilité des travailleurs, élasticité-salaire strictement positive et finie (Puga, 1999)	Concentration totale de l'industrie si τ est d'un niveau intermédiaire et si l'incitation à la relocalisation se renforce Concentration partielle ou totale de l'industrie si τ est d'un niveau intermédiaire et si l'incitation à la relocalisation s'affaiblit
τ : quantité dépendant des coûts de transaction sur les biens manufacturés γ : part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur μ : part des biens intermédiaires dans les coûts des entreprises $\widetilde{\tau}$: quantité dépendant des coûts de transaction sur les biens manufacturés entre un des pays partenaires et le reste du monde $\widehat{\tau}$: quantité dépendant des coûts de transaction sur les biens manufacturés entre les pays partenaires	

TAB. 1.3: La répartition spatiale des activités : modèles supposant l'existence de liaisons d'input-output

nombre de travailleurs. En revanche, dans les autres modèles, la croissance est endogène[38]. Précisons que les modèles avec croissance font parfois l'hypothèse de mobilité des facteurs de production ou celle de liaisons d'input-output.

1.4.1 L'accroissement exogène du nombre de travailleurs

Le modèle que développent PUGA et VENABLES (1999) combine la nouvelle économie géographique et l'approche néoclassique de la croissance.

Les hypothèses du modèle de PUGA et VENABLES (1999) sont très proches de celles du modèle de PUGA (1999) avec immobilité des travailleurs[39]. La seule différence réside dans l'introduction d'un niveau de subsistance de consommation agricole noté $a_0 > 0$. Les consommateurs n'expriment leurs préférences à l'égard du bien agricole et des biens manufacturés qu'une fois qu'ils ont consacré une partie de leur revenu à cette consommation agricole minimale. En choisissant le bien agricole comme numéraire, la fonction d'utilité indirecte d'un travailleur du pays 1 par exemple, percevant un salaire w, s'écrit

$$V = 1^{-(1-\gamma)} G^{-\gamma} (w - a_0), \tag{1.43}$$

où G est l'indice de prix des biens manufacturés et $\gamma \in [0, 1]$ la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur.Celle d'un propriétaire foncier du pays 1, bénéficiaire d'une rente foncière r, a pour expression

$$V = 1^{-(1-\gamma)} G^{-\gamma} (r - a_0). \tag{1.44}$$

Un processus de croissance qui augmenterait dans la même proportion l'offre et la demande des deux types de biens dans les deux pays n'aurait pas d'effet sur la répartition spatiale des entreprises. Mais si la demande de biens manufacturés s'accroît plus vite que la demande de bien agricole, le prix relatif varie, ce qui peut provoquer le déplacement des entreprises industrielles. Dans le modèle que nous présentons, c'est le niveau de subsistance de consommation agricole, a_0, qui permet une augmentation de la demande de biens manufacturés plus rapide que celle de la demande de bien agricole.

Une situation dans laquelle les entreprises industrielles sont réparties de manière égalitaire entre les pays est toujours un équilibre du modèle (équilibre symétrique). Mais les configurations dans lesquelles les entreprises industrielles sont complètement agglomérées dans l'un des pays peuvent constituer d'autres équilibres.

On suppose que le nombre de travailleurs tous secteurs confondus ainsi que la quantité de terre arable exploitée s'accroissent au cours du temps, d'une manière identique dans les deux pays. C'est ce qui formalise la croissance dans ce modèle. De plus, ces deux quantités augmentent au même rythme. Il est possible de montrer que, si toutes les entreprises

[38]Dans la catégorie des modèles avec croissance figurent aussi le modèle de MARTIN et OTTAVIANO (1999) et celui de FUJITA et THISSE (2002).

[39]Voir les paragraphes 1.3.4 et 1.3.5.

industrielles sont localisées dans le pays 1, un niveau de subsistance de consommation agricole strictement positif implique une augmentation du nombre de travailleurs employés par l'industrie plus que proportionnelle à l'augmentation du nombre total de travailleurs. Cette augmentation plus que proportionnelle entraîne la hausse du salaire du pays 1. En outre, le salaire du pays 2 restant inchangé, le salaire relatif du pays 1 augmente.

La hausse du salaire relatif du pays 1, toutes choses égales par ailleurs, s'accompagne d'un accroissement des ventes d'une entreprise qui se déplace vers le pays 2. Mais l'augmentation du seul salaire du pays 1 élève la part de ce pays dans la dépense totale en biens manufacturés, ce qui réduit les ventes d'une entreprise qui se déplace vers le pays 2. Si γ est très faible, l'effet du salaire relatif est petit et la configuration avec concentration spatiale est toujours un équilibre. Si γ est suffisamment élevé, l'effet du salaire relatif domine l'autre effet et, pour une croissance suffisamment forte, la configuration avec concentration spatiale n'est plus un équilibre ; les entreprises se dispersent dans l'ensemble de l'économie.

À partir d'une situation avec concentration spatiale de l'industrie, la croissance conduit à l'augmentation continue de la demande de travail émise par les entreprises industrielles relativement à la demande de travail de l'agriculture, d'où un différentiel de salaire de plus en plus grand entre les deux pays. Ce différentiel de salaire n'est plus soutenable une fois un certain seuil franchi, et les entreprises se relocalisent dans le pays initialement dépourvu d'industrie et offrant le plus faible salaire.

La présence d'entreprises industrielles dans ce dernier pays y rend effectives les liaisons par les coûts et par la demande et resserre le différentiel de salaire entre les deux pays. Si l'effet des liaisons est très grand par rapport à celui du resserrement du différentiel de salaire, toutes les entreprises se relocalisent en même temps, il apparaît une discontinuité dans l'évolution de leur répartition spatiale et l'économie « saute » à l'équilibre symétrique. Si l'effet des liaisons est relativement faible, les entreprises se relocalisent progressivement : la croissance dirige l'économie vers l'équilibre symétrique sans discontinuité.

1.4.2 La croissance endogène, facteur de déstabilisation de l'équilibre symétrique

La nouvelle économie géographique et les théories de la croissance endogène se sont d'abord développées de façon indépendante. Un rapprochement de ces deux courants a ensuite été réalisé. Ainsi la contribution de BALDWIN et FORSLID (1997)[40] a-t-elle pour objet l'introduction d'un mécanisme de croissance endogène dans un modèle de nouvelle économie géographique.

Les hypothèses du modèle

On considère une économie qui comprend trois secteurs appelés « agriculture », « industrie » et « secteur de recherche-développement ». Il y a dans cette économie trois

[40] Voir aussi BALDWIN et FORSLID (2000).

facteurs de production : les travailleurs agricoles, les travailleurs industriels et le capital. L'économie est formée de deux pays. Les travailleurs industriels sont mobiles entre les pays tandis que les travailleurs agricoles sont immobiles. Le stock de capital est noté K dans le pays 1 et $\widetilde{K}$ dans le pays 2. Ce stock est constitué de la production cumulée du secteur de recherche-développement et on suppose qu'il ne se déprécie pas. Le capital est immobile entre les pays. Les hypothèses qui se rapportent au nombre de pays et aux travailleurs sont celles du modèle de KRUGMAN (1991). BALDWIN et FORSLID (1997) reprennnent également d'autres hypothèses de ce modèle : ce sont celles qui concernent l'environnement concurrentiel et les rendements d'échelle de l'agriculture et de l'industrie, la nature du bien agricole et du bien industriel et les coûts de transaction[41].

Les individus (travailleurs agricoles ou industriels) consomment le bien agricole et un panier de biens manufacturés. Les consommateurs sont supposés vivre infiniment. Ils ont pour fonction d'utilité intertemporelle

$$U(T) = \int_T^{\infty} \mathrm{e}^{-\rho(t-T)} \ln\left[\left(C^A(t)\right)^{1-\gamma}\left(C^M(t)\right)^{\gamma}\right] \mathrm{d}t \text{ avec } C^M(t) = \left[\sum_{k=1}^{N(t)} \left(c_k(t)\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \tag{1.45}$$

où C^A est la consommation de bien agricole, C^M la consommation d'un agrégat CES de biens manufacturés, c_k la consommation de la variété k de biens manufacturés, où N est le nombre total de variétés de biens manufacturés, et où $\sigma > 1$ est l'élasticité de substitution entre les variétés, $\gamma \in [0,1]$ la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur et $\rho > 0$ le taux de préférence pour le présent. Les travailleurs industriels, dont le nombre est L dans *l'ensemble* de l'économie, migrent lorsque la valeur actuelle du flux d'utilité n'est pas la même dans les deux pays.

L'industrie a recours aux travailleurs industriels et à une unité de capital pour produire une variété de biens manufacturés. L'utilisation du capital occasionne un coût fixe que les entreprises industrielles supportent une seule fois. Le capital s'apparente alors à du capital de connaissances. Le coût variable est généré par l'emploi des travailleurs industriels. La fonction de coût d'une entreprise industrielle localisée par exemple dans le pays 1 s'écrit

$$\chi^M = \pi + \beta w x, \tag{1.46}$$

où π est le taux de rente du capital, w le salaire, β la demande marginale de travail émise par l'entreprise industrielle et x la quantité produite par l'entreprise. On mesure la quantité de bien manufacturé de sorte que $\beta = \frac{\sigma-1}{\sigma}$.

Le secteur de recherche-développement, en concurrence parfaite, produit une nouvelle unité de capital en recourant aux travailleurs industriels. On fait l'hypothèse que la recherche-développement présente une courbe d'apprentissage à l'échelle du secteur : dans chaque pays, la production du secteur sur une période dépend positivement du stock de capital du pays. Une expression de la fonction de production de la recherche-développement

[41] Voir le paragraphe 1.2.1.

qui vérifie cette hypothèse est, s'agissant du pays 1,

$$y^{RD} = \frac{L^{RD}}{B} \text{ avec } B = \frac{1}{K}, \tag{1.47}$$

où y^{RD} est le flux de nouvelles unités de capital, $y^{RD} = \dot{K}$, et où L^{RD} est le nombre de travailleurs industriels du pays 1 exerçant leur activité dans le secteur de recherche-développement. Compte tenu de la forme particulière donnée à la courbe d'apprentissage, on a, en notant g le taux de croissance du stock de capital du pays 1,

$$g = \frac{\dot{K}}{K} = L^{RD}. \tag{1.48}$$

En conséquence, si le nombre de travailleurs industriels du pays 1 employés par la recherche-développement est constant, le taux de croissance du stock de capital l'est aussi.

L'instabilité de l'équilibre symétrique de long terme pour des coûts de transaction prohibitifs

La part du pays 1 dans le stock total de capital[42] est notée λ_k. On a

$$\lambda_K = \frac{K}{K + \widetilde{K}}. \tag{1.49}$$

La différentiation temporelle logarithmique de λ_K donne, en notant $\widetilde{g}$ le taux de croissance du stock de capital du pays 2,

$$\frac{\dot{\lambda}_K}{\lambda_K} = (1 - \lambda_K)(g - \widetilde{g}). \tag{1.50}$$

À l'équilibre de long terme du modèle, la part du pays 1 dans le stock total de capital est invariante dans le temps. L'équation (1.50) indique alors qu'à l'état stationnaire soit les stocks de capital des deux pays croissent au même taux, soit le pays 1 détient la totalité du stock de capital. Quelle est dans chacun de ces cas la répartition des travailleurs industriels entre les deux pays ?

Si, à l'équilibre de long terme, $g = \widetilde{g}$, il est possible de montrer que le nombre de travailleurs industriels est nécessairement le même dans les deux pays. Cette situation, solution unique, est l'équilibre symétrique. Si, à l'état stationnaire, $\lambda_K = 1$, toutes les entreprises industrielles sont agglomérées dans le pays 1, car chaque entreprise utilise le capital. Toutes les variétés de biens manufacturés sont produites dans ce pays. Les travailleurs industriels, employés soit par la recherche-développement soit par l'industrie, sont donc tous regroupés dans le pays 1. Pour les deux valeurs d'équilibre de l'emploi industriel, l'absence de migration des travailleurs industriels est vérifiée.

Si toutes les hypothèses du modèle de BALDWIN et FORSLID (1997) concernant le processus de croissance sont omises, ce modèle devient un modèle statique avec mobilité des

[42] Un raisonnement similaire pourrait être tenu en remplaçant le pays 1 par le pays 2.

travailleurs et, pour des coûts de transaction prohibitifs (c'est-à-dire, en posant $\phi = \tau^{1-\sigma}$, pour $\phi = 0$), l'équilibre symétrique est stable, comme dans le modèle de KRUGMAN (1991). Il faut cependant que soit remplie la condition

$$\frac{\gamma\sigma}{\sigma - 1} < 1. \tag{1.51}$$

Pour que l'équilibre symétrique soit stable lorsque les coûts de transaction sont prohibitifs, la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur (γ) doit être suffisamment faible ou l'élasticité de substitution entre les variétés de biens manufacturés (σ) doit être suffisamment élevée[43]. Si la condition n'est pas satisfaite, les forces d'agglomération sont si intenses que l'agglomération se produit même pour des coûts de transaction prohibitifs.

Une condition du même type, mais portant sur le taux de préférence pour le présent (ρ), peut être obtenue dans le modèle de BALDWIN et FORSLID (1997) avec croissance endogène. Pour des coûts de transaction prohibitifs, l'équilibre symétrique est instable si

$$\rho < \frac{L\left(\gamma - \sigma(\sigma-1)(1-\gamma) + \sqrt{(\gamma - \sigma(\sigma-1)(1-\gamma))^2 + 4\gamma\sigma(\sigma-1)}\right)}{4\sigma(\sigma-1)}. \tag{1.52}$$

Lorsqu'un petit nombre de travailleurs industriels est déplacé de manière exogène du pays 2 vers le pays 1, l'utilité relative diminue dans le pays 1 immédiatement après le choc. Mais le taux de croissance du stock de capital de ce pays augmente. De ce fait, les consommateurs du pays 1 bénéficient d'une gamme de variétés qui s'étend plus vite que dans le pays 2 et leur utilité croît plus rapidement. L'utilité relative retrouve et dépasse son niveau initial. Il y a donc deux effets, le premier stabilisateur et le deuxième déstabilisateur, que les consommateurs pondèrent selon leur taux de préférence pour le présent. Si ce dernier est suffisamment faible, les gains tirés d'une utilité plus élevée à l'avenir dominent les pertes subies immédiatement après le choc. La valeur actuelle du flux d'utilité est alors plus élevée dans le pays 1, ce qui provoque une migration supplémentaire des travailleurs industriels. L'équilibre symétrique est donc instable si les consommateurs sont suffisamment patients.

Le cas du capital humain combiné à des externalités globales de connaissance

Ci-dessus on a considéré que le capital est du capital de connaissances. Dans ce qui suit, on suppose que le capital est du capital humain incorporé dans l'emploi industriel. Sous cette hypothèse, un déplacement exogène des travailleurs industriels du pays 2 vers le pays 1 implique un déplacement simultané du capital dans le même sens. Puisque chaque unité de capital sert à la production d'une variété particulière de biens manufacturés et que toutes les unités de capital sont employées, le nombre de variétés s'accroît dans le pays 1 dès l'instant du choc. Cela restreint la baisse initiale de l'utilité relative de ce pays. L'effet stabilisateur de cette baisse de l'utilité relative est dominé par l'effet déstabilisateur

[43] Voir également FUJITA, KRUGMAN et VENABLES (1999).

de la hausse du taux de croissance du stock de capital si

$$\rho < \frac{L\left(\sigma(\sigma-1)-\gamma(1+\sigma^2)+\sqrt{(\sigma(1-\sigma)-\gamma(1+\sigma^2))^2-4\gamma\sigma(1-\sigma+\gamma)}\right)}{4\sigma(1-\sigma+\gamma)}. \quad (1.53)$$

La valeur du taux de préférence pour le présent en-dessous de laquelle l'équilibre symétrique est instable est plus grande dans le cas du capital humain que dans le cas du capital de connaissances. En ce sens, l'équilibre symétrique pour des coûts de transaction prohibitifs est plus instable dans le cas du capital humain que dans l'autre cas.

D'autre part, on a supposé dans ce qui précède que les effets d'apprentissage ne s'étendent pas au-delà des frontières nationales. On considère ci-après qu'il existe des externalités internationales de connaissance : le secteur de recherche-développement de chaque pays bénéficie de l'expérience de la recherche-développement de l'autre pays. Dans ce cas, la fonction de production de la recherche-développement s'écrit, pour le pays 1 par exemple,

$$y^{RD} = \frac{L^{RD}}{B} \text{ avec } B = \frac{1}{K+\widetilde{K}}. \quad (1.54)$$

La production de capital sur une période, $y^{RD} = \dot{K}$, est une fonction croissante du stock total de capital. Sous l'hypothèse d'externalités internationales de connaissance, le taux de croissance du stock de capital du pays 1 est

$$g = \frac{\dot{K}}{K} = \frac{L^{RD}}{\lambda_K}. \quad (1.55)$$

Ce taux de croissance dépend inversement de la part du pays 1 dans le stock total de capital.

Dans le cas du capital humain et en présence d'externalités internationales de connaissance, on peut montrer que, lorsque des travailleurs industriels sont déplacés de manière exogène du pays 2 vers le pays 1, le taux de croissance du stock de capital est le même dans les deux pays immédiatement après le choc et qu'il le reste au cours du temps. Le déplacement des travailleurs industriels du pays 2 vers le pays 1 provoque un affaiblissement de l'utilité relative dans le pays 1 immédiatement après le choc sous une condition que nous préciserons ci-après. Comme les stocks de capital des deux pays croissent au même taux à chaque instant, le taux de croissance de l'utilité est identique dans les deux pays. Rappelons que l'utilité croît par un effet de variété. Le niveau de l'utilité dans le pays 1 reste donc toujours inférieur au niveau de l'utilité dans le pays 2. En conséquence, le choc diminue la valeur actuelle du flux d'utilité du pays 1 par rapport à celle du pays 2 quel que soit le niveau du taux de préférence pour le présent. De ce fait, les travailleurs industriels retournent dans le pays 2. En présence d'externalités internationales de connaissance, dans le cas du capital humain, l'équilibre symétrique est stable pour des coûts de transaction prohibitifs et pour toute valeur du taux de préférence pour le présent.

Néanmoins, il est nécessaire que soit vérifiée la condition

$$\frac{\gamma}{(1-\gamma)(\sigma-1)} < 1. \tag{1.56}$$

L'équilibre symétrique est stable pour des coûts de transaction prohibitifs et pour toute valeur du taux de préférence pour le présent si la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur (γ) est suffisamment basse ou si l'élasticité de substitution entre les variétés de biens manufacturés (σ) est suffisamment forte. On peut ajouter que, toutes choses égales par ailleurs, par rapport au modèle de KRUGMAN (1991), la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur doit être plus faible et l'élasticité de substitution entre les variétés de biens manufacturés doit être plus élevée.

1.4.3 La croissance endogène, facteur générant des équilibres avec concentration partielle ou totale

L'introduction d'un mécanisme de croissance endogène dans un modèle de nouvelle économie géographique est aussi l'objet de la contribution de WALZ (1996). Mais, à la différence de BALDWIN et FORSLID (1997), WALZ (1996) place la source du mécanisme de croissance dans un secteur de biens intermédiaires différenciés qui s'échangent entre les pays avec un coût non nul. De plus, WALZ (1996) s'intéresse aux conditions de l'existence de différents équilibres et ne se limite pas aux conditions de la stabilité de l'équilibre symétrique.

Les hypothèses du modèle

Les hypothèses du modèle de WALZ (1996) ayant trait au nombre et aux caractéristiques des pays sont les hypothèses courantes de la nouvelle économie géographique[44]. Les autres hypothèses, détaillées ci-dessous, sont en majorité des hypothèses originales. L'économie produit deux biens finals, un bien agricole et un bien industriel, et un bien intermédiaire. Les coûts de transaction sur les biens finals sont nuls. En revanche, l'échange du bien intermédiaire entre agents des deux pays oblige à supporter des coûts qui prennent la forme d'iceberg. Pour qu'une entreprise puisse faire usage d'une unité de bien intermédiaire en provenance de l'étranger, elle doit demander $\tau > 1$ unités. Chaque pays est doté d'une quantité fixe d'un facteur de production immobile, les travailleurs non qualifiés. On note L_U et $\widetilde{L_U}$ les dotations en travail non qualifié des pays 1 et 2 respectivement. Les quantités L_U et $\widetilde{L_U}$ peuvent différer l'une de l'autre. Il existe également un deuxième facteur, les travailleurs qualifiés, dont le nombre est L_S dans le pays 1 et $\widetilde{L_S}$ dans le pays 2. Ces travailleurs sont parfaitement mobiles entre les pays et, comme les prix des biens finals, échangés sans coûts, sont les mêmes dans les deux pays, ils migrent vers le pays où ils obtiennent le salaire nominal le plus élevé. On note w_S et $\widetilde{w_S}$ les salaires des travailleurs qualifiés dans les pays 1 et 2 respectivement.

Les individus, supposés vivre infiniment, consomment les deux biens finals, qui sont

[44] Voir le paragraphe 1.2.1.

homogènes. Leur fonction d'utilité intertemporelle s'écrit

$$U(t) = \int_T^{\infty} \mathrm{e}^{-\rho(t-T)} \ln\left[\left(C^A(t)\right)^{1-\gamma}\left(C^M(t)\right)^{\gamma}\right] \mathrm{d}t. \tag{1.57}$$

où C^A est la consommation de bien agricole, C^M la consommation de bien industriel, $\gamma \in [0,1]$ la part du bien industriel dans la dépense du consommateur et $\rho > 0$ le taux de préférence pour le présent.

Les secteurs des biens finals sont parfaitement concurrentiels. On suppose que le bien agricole est produit en utilisant les deux facteurs de production primaires, travail non qualifié et travail qualifié. La fonction de production de l'agriculture s'écrit, s'agissant du pays 1 par exemple,

$$y^A = \left(L_U^A\right)^{1-\nu}\left(L_S^A\right)^{\nu}, \tag{1.58}$$

où L_U^A est le nombre de travailleurs non qualifés du pays 1 employés par l'agriculture, L_S^A le nombre de travailleurs qualifiés de ce pays exerçant leur activité dans le secteur agricole et $\nu \in [0,1]$ la part du travail qualifié dans les coûts de production de l'agriculture. La production du bien industriel nécessite l'emploi des deux facteurs primaires et d'un panier de biens intermédiaires différenciés. La fonction de production de l'industrie a pour expression, dans le cas du pays 1,

$$y^M = \left(L_U^M\right)^{1-\xi-\mu}\left(L_S^M\right)^{\xi} H^{\mu} \text{ avec } H = \left(\sum_{k=1}^{n+\widetilde{n}} h_k^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \tag{1.59}$$

où L_U^M est le nombre de travailleurs non qualifiés du pays 1 exerçant leur activité dans l'industrie, L_S^M le nombre de travailleurs qualifiés de ce pays employés par le secteur industriel, où h_k est la quantité de la variété k de biens intermédiaires utilisée par l'industrie, où n et $\widetilde{n}$ sont les nombres de variétés de biens intermédiaires produites dans les pays 1 et 2 respectivement, et où $\sigma > 1$ est l'élasticité de substitution entre les variétés, $\xi \in [0,1]$ la part du travail qualifié dans les coûts de production de l'industrie et $\mu \in [0,1]$ la part des biens intermédiaires dans les coûts. En outre, on fait l'hypothèse simplificatrice que le bien final industriel est toujours produit dans les deux pays.

Les entreprises du secteur des biens intermédiaires emploient les travailleurs qualifiés d'une part pour leur activité de fabrication et d'autre part pour une activité d'innovation. En effet, une connaissance spécifique est requise pour la production de chaque variété de biens intermédiaires ; cette connaissance est obtenue grâce à des investissements en recherche-développement. Les entreprises innovantes sont protégées de l'imitation par un brevet d'une durée infinie. Il n'y a donc qu'un seul producteur d'une variété donnée de biens intermédiaires.

L'activité de fabrication des biens intermédiaires a pour fonction de production, dans le pays 1 par exemple,

$$y^I = L_S^I, \tag{1.60}$$

où L_S^I est le nombre de travailleurs qualifiés du pays 1 employés par cette activité.

Puisque toute production qui a recours au travail non qualifié, immobile, exige également l'utilisation du travail qualifié, mobile, un certain nombre de travailleurs qualifiés sont nécessairement localisés dans chaque pays. De la mobilité des travailleurs qualifiés résulte, à l'équilibre, l'égalité de leur salaire dans les deux pays. On peut alors montrer que les prix de producteur de toutes les variétés de biens intermédiaires sont identiques et cela quel que soit le pays dans lequel la variété est utilisée. En notant p ce prix, on a

$$p = \frac{\sigma}{\sigma - 1} w_S. \tag{1.61}$$

Le processus de croissance, dans le modèle de WALZ (1996), repose sur le développement continuel des connaissances qui servent au secteur des biens intermédiaires. Il existe des externalités de connaissance dans l'activité d'innovation. WALZ (1996) fait l'hypothèse d'externalités internationales : les idées se propagent autant à l'intérieur des pays qu'entre les pays. L'activité d'innovation a pour fonction de production, dans le pays 1,

$$\dot{n} = \frac{L_S^{RD}}{B} K, \tag{1.62}$$

où $\dot{n}$ est le flux de nouvelles variétés de biens intermédiaires, L_S^{RD} le nombre de travailleurs qualifiés du pays 1 employés par l'activité d'innovation, B la demande marginale de travail émise par cette activité et K le stock de connaissances de l'ensemble de l'économie. C'est ce terme K qui permet d'intégrer les externalités internationales de connaissance dans le modèle. Les rendements de l'accumulation des connaissances sont supposés constants. Cela se traduit formellement par

$$K = N, \tag{1.63}$$

où N est le nombre total de variétés de biens intermédiaires, soit $N = n + \widetilde{n}$.

Il existe un marché de titres sur lequel les entreprises innovantes financent leurs dépenses de recherche-développement. Les ménages acquièrent les titres et reçoivent des créances sur les profits futurs des entreprises. Le capital financier étant mobile entre les pays, le taux d'intérêt est identique dans les deux pays ; ce taux est noté r. Le choix d'un numéraire particulier permet de normaliser les prix de telle sorte que la dépense agrégée des consommateurs soit égale à l'unité à chaque instant. La maximisation de l'utilité des consommateurs conduit alors à l'égalité $r = \rho$.

Le coût marginal auquel fait face le département de recherche-développement d'une entreprise du secteur des biens intermédiaires, située dans le pays 1 par exemple, a pour expression

$$\chi' = B \frac{w_S}{K}. \tag{1.64}$$

La valeur actuelle du flux de profits futurs (ou gains attendus de l'introduction, à l'instant T, d'une nouvelle variété de biens intermédiaires) est définie, pour le pays 1, par

$$J(T) = \int_T^{\infty} \mathrm{e}^{-r(t-T)} \pi(t)\, \mathrm{d}t, \tag{1.65}$$

où π représente les profits du secteur des biens intermédiaires du pays 1. Les entreprises innovantes investissent dans la recherche-développement si et seulement si cette valeur actuelle est égale au coût marginal de la recherche-développement. La différentiation temporelle de la valeur actuelle (1.65) donne une condition d'absence d'opportunité d'arbitrage qui s'écrit

$$\frac{\pi}{J} + \frac{\dot{J}}{J} = \rho. \tag{1.66}$$

Les ménages investissent dans les entreprises innovantes si la somme du ratio des profits du secteur des biens intermédiaires à la valeur des titres (qui représente le dividende de la possession des titres), $\frac{\pi}{J}$, et du taux de gains ou de pertes anticipés sur la valeur des titres, $\frac{\dot{J}}{J}$, est égale à leur taux de préférence pour le présent, ρ.

Puisque tous les biens finals sont échangés sans coûts dans le modèle de WALZ (1996), la localisation de la demande finale n'influe pas sur la localisation des entreprises. Ce modèle diffère sur ce point du modèle de KRUGMAN (1991).

L'agglomération de l'innovation : l'accentuation ou le renversement des conditions initiales

Le nombre relatif de variétés de biens intermédiaires du pays 1, que nous notons q, se définit comme le ratio du nombre de variétés produites dans le pays 1 au nombre de variétés produites dans le pays 2. Ce nombre relatif est formellement défini par

$$q = \frac{n}{\tilde{n}}. \tag{1.67}$$

La taille relative de l'industrie, que nous notons Δ, est mesurée par le ratio de la demande de travail non qualifié dans l'industrie à la demande de travail non qualifié dans l'agriculture ; on a donc

$$\Delta = \frac{(1-\xi-\mu)\gamma}{(1-\nu)(1-\gamma)}. \tag{1.68}$$

Un premier résultat du modèle de WALZ (1996) est que le bien final agricole n'est produit dans les deux pays que si les travailleurs non qualifiés perçoivent le même salaire dans les deux pays. Puisque l'on suppose que le bien final industriel est produit dans les deux pays, le travail est rémunéré selon la productivité qu'il a dans l'industrie. Cela implique que, si un des deux pays produit un plus petit nombre de variétés de biens intermédiaires que l'autre, le salaire des travailleurs non qualifiés de ce pays est inférieur

à celui de l'autre pays. Le pays où le prix du travail non qualifié est le plus faible a un avantage de coût dans l'agriculture et toute la production agricole a lieu dans ce pays.

WALZ (1996) est en mesure d'analyser des situations dans lesquelles la concentration spatiale de la production du bien final industriel n'est pas complète. Il est possible de montrer que, à l'équilibre de court terme, c'est-à-dire pour un nombre donné de variétés de biens intermédiaires, plus q est élevé, plus la production est agglomérée dans le pays 1, ce qui permet de minimiser les coûts de transaction.

À l'état stationnaire, la répartition des facteurs de production entre les secteurs et leur répartition entre les pays sont invariantes dans le temps. À l'équilibre de long terme, l'activité d'innovation n'est rentable dans les deux pays que si les profits des entreprises du secteur des biens intermédiaires sont égaux dans les deux pays.

Deux types d'équilibre de long terme apparaissent dans le modèle de WALZ (1996). Le premier type d'équilibre est une situation telle que l'activité d'innovation est complètement agglomérée dans un des deux pays. Les entreprises du secteur des biens intermédiaires le sont donc également. Le deuxième type d'équilibre est une situation où il existe une activité d'innovation dans les deux pays mais où le nombre de variétés n'y est pas le même. Le premier type est appelé « équilibre avec centre et périphérie ». Le deuxième type est dit asymétrique. Si des variétés de biens intermédiaires sont conçues dans les deux pays à l'état stationnaire, le taux de croissance d'équilibre du stock de connaissances est identique dans les deux pays ; ainsi q est-il invariant dans le temps.

Une des contributions de WALZ (1996) à la nouvelle économie géographique est la prise en compte explicite des conditions initiales se rapportant aux nombres de variétés produites dans les pays 1 et 2. Les nombres n et $\widetilde{n}$ peuvent ne pas être égaux initialement, ce qui signifie que $q(0)$ peut différer de l'unité.

Si $L_U = \widetilde{L_U}$ et si Δ est grand, il existe deux équilibres asymétriques ; la concentration spatiale de l'innovation n'est pas totale. On a vu que le pays qui produit le plus petit nombre de variétés regroupe toute la production agricole. Dans l'autre pays est disponible une plus grande quantité de facteur immobile pour la production industrielle. Ce dernier pays possède alors une plus forte part de marché s'agissant de la production du bien industriel. Cela bénéficie aux producteurs des biens intermédiaires : avec un marché local plus étendu et des coûts de transaction entre les pays, leurs ventes dans le pays sont plus rentables. Le pays qui initialement conçoit le plus grand nombre de variétés attire d'autres producteurs de biens intermédiaires. De ce fait il apparaît une économie de coûts de transaction pour les producteurs du bien industriel, ce qui entraîne un déplacement de la production industrielle vers ce pays et provoque un nouvel accroissement de sa part de marché. Cet effet peut être qualifié d'effet de demande ou de taille de marché. Cependant, un effet de concurrence joue dans la direction opposée. Dans le pays produisant le plus grand nombre de biens intermédiaires différenciés, les entreprises de ce secteur font face à une concurrence plus intense. Le prix moyen de ces biens y est plus faible. On peut ajouter qu'une augmentation du nombre relatif de variétés du pays en question renforce l'intensité de la concurrence dans ce pays.

Si la taille relative de l'industrie est grande, il existe deux valeurs d'état stationnaire du nombre relatif de variétés pour lesquelles l'effet de concurrence domine l'effet de taille de marché. Les deux équilibres asymétriques sont stables au sens où une trajectoire unique y conduit. Le pays qui conçoit à l'état stationnaire le plus de variétés est celui qui produit initialement le plus grand nombre de variétés. Un désavantage initial ne peut pas être surmonté. Selon que l'un ou l'autre pays produit initialement le plus grand nombre de variétés, l'un ou l'autre équilibre asymétrique est atteint.

Il existe en outre une troisième solution. Celle-ci est symétrique : elle est caractérisée par $q = 1$ et par le fait que les deux pays se partagent de manière égalitaire les marchés du bien agricole et du bien industriel. Néanmoins, cette solution symétrique est instable : l'économie n'y retourne pas après une petite perturbation.

Si $L_U = \widetilde{L_U}$ et si Δ est faible, il existe deux équilibres avec centre et périphérie. Dans le cas où la taille relative de l'industrie est petite, une grande part de la dotation en facteur immobile du pays produisant le bien agricole est employée dans ce secteur. L'effet de concurrence est insuffisant pour compenser l'étroitesse du marché du bien industriel de ce pays. Le pays qui devient le centre est celui dans lequel le plus grand nombre de variétés sont conçues initialement. Les deux équilibres avec centre et périphérie sont stables. Comme précédemment, la solution symétrique est instable.

Si L_U est très supérieur à $\widetilde{L_U}$ ou si $\widetilde{L_U}$ est très supérieur à L_U, il existe un équilibre avec centre et périphérie : le grand pays est le centre, le petit pays la périphérie. Une dissemblance suffisamment forte des dotations factorielles permet au grand pays de compenser un désavantage initial portant sur le nombre relatif de variétés et expliquant qu'il soit le seul producteur du bien agricole. Sous réserve d'une condition supplémentaire peu restrictive sur les paramètres[45], la production des biens intermédiaires est plus rentable dans le grand pays pour toute valeur du nombre relatif de variétés. Cet équilibre avec centre et périphérie est stable.

L'intégration économique est appréhendée, dans le modèle de WALZ (1996), par la baisse des coûts de transaction sur les biens intermédiaires. Lorsque l'on considère un équilibre asymétrique, une expérience d'intégration économique accroît le nombre de variétés conçues dans le pays qui en produisait le plus avant la diminution des coûts de transaction, et inversement dans l'autre pays. La baisse des coûts de transaction réduit l'intensité des effets de taille de marché et de concurrence, mais elle affaiblit davantage le deuxième que le premier. L'intégration économique renforce donc la concentration spatiale de la production des biens intermédiaires. En outre, elle peut aboutir à l'émergence d'un équilibre avec centre et périphérie.

1.4.4 Une causalité circulaire entre la concentration spatiale et la croissance

BALDWIN et FORSLID (1997) et WALZ (1996) formalisent un mécanisme de croissance endogène tout en supposant la mobilité des travailleurs. Les modèles qu'ils développent ne

[45] Voir WALZ (1996, p. 686).

permettent donc pas de savoir si la croissance est à elle seule un facteur d'agglomération. MARTIN et OTTAVIANO (1996) supposent que les travailleurs sont immobiles. Ils isolent le rôle déterminant de la croissance dans le processus d'agglomération et montrent que la croissance endogène et l'agglomération sont des processus qui se renforcent mutuellement[46].

Les hypothèses du modèle

L'économie que modélisent MARTIN et OTTAVIANO (1996) compte trois secteurs d'activité dénommés « agriculture », « industrie » et « secteur de recherche-développement ». Certaines hypothèses du modèle ont déjà été rencontrées : c'est le cas de celles se rapportant au nombre et aux caractéristiques des pays, à l'environnement concurrentiel et aux rendements d'échelle de l'agriculture et de l'industrie, à la nature du bien agricole et du bien industriel, et aux coûts de transaction, tirées du modèle de KRUGMAN (1991)[47]. Chaque pays est doté d'une même quantité fixe de facteur travail ; cette quantité est notée L quel que soit le pays. Les individus consomment le bien agricole et un panier de biens manufacturés. Leur fonction d'utilité intertemporelle a pour expression

$$U = \int_0^\infty \mathrm{e}^{-\rho t} \ln\left[\left(C^A(t)\right)^{1-\gamma}\left(C^M(t)\right)^{\gamma}\right] \mathrm{d}t \text{ avec } C^M(t) = \left[\sum_{k=1}^{N(t)} \left(c_k(t)\right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (1.69)$$

où C^A est la consommation de bien agricole, C^M la consommation d'un agrégat CES de biens manufacturés, c_k la consommation de la variété k de biens manufacturés, où N est le nombre total de variétés de biens manufacturés, et où $\sigma > 1$ est l'élasticité de substitution entre les variétés, $\gamma \in [0,1]$ la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur et $\rho > 0$ le taux de préférence pour le présent.

Dans le modèle de MARTIN et OTTAVIANO (1996), la croissance provient de l'accroissement du nombre de variétés de biens manufacturés. Le secteur de recherche-développement crée les nouvelles variétés de biens manufacturés. L'invention d'une nouvelle variété est protégée par un brevet.

Le bien agricole sert de numéraire. Ce bien est produit en recourant uniquement au travail. On mesure la quantité de bien agricole de sorte qu'une unité de travail permette la production d'une unité de ce bien. De ce fait, si l'agriculture est active dans un pays, le salaire du pays est égal au prix du bien agricole. La demande de bien agricole dans l'économie est supposée d'un niveau tel que ce bien est nécessairement produit dans les deux pays. Compte tenu de l'absence de coûts de transaction sur le bien agricole, le prix de ce bien est identique dans les deux pays. Les hypothèses précédentes conduisent alors à la série d'égalités

$$P^A = \widetilde{P^A} = w = \widetilde{w} = 1. \quad (1.70)$$

[46] Voir aussi MARTIN et OTTAVIANO (2001).
[47] Voir le paragraphe 1.2.1.

En plus d'une certaine quantité de travail, la production de chaque variété de biens manufacturés nécessite l'usage d'un brevet, ce qui génère un coût fixe à l'origine des économies d'échelle. Une entreprise industrielle localisée dans le pays 1 par exemple a pour fonction de coût

$$\chi^M = \pi + \beta x, \tag{1.71}$$

où π est le taux de rente du brevet, β la demande marginale de travail émise par l'entreprise et x la production de l'entreprise. Étant donnée la forme de la fonction de coût, les profits d'exploitation sont égaux à π. Il faut préciser que les entreprises du secteur de recherche-développement d'un pays vendent leur brevet aux producteurs de biens manufacturés situés dans l'un ou l'autre pays, sans coûts de transaction. L'activité d'innovation et l'activité de production peuvent donc être menées dans des pays différents.

Le secteur de recherche-développement est parfaitement concurrentiel. Il utilise comme unique input le même panier de biens manufacturés que celui qui sert à la consommation finale. En outre, le secteur de recherche-développement bénéficie d'externalités technologiques : sa production à un instant donné dépend du nombre total de variétés de biens manufacturés déjà inventées. La fonction de production de la recherche-développement s'écrit

$$y^{RD} = \frac{C^M}{B} \text{ avec } C^M = \left[\sum_{k=1}^{N} c_k^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}\right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \text{ et } B = N^{\frac{\sigma-2}{1-\sigma}}, \tag{1.72}$$

où y^{RD} est le flux de nouvelles variétés de biens manufacturés, soit $y^{RD} = \dot{N}$. L'hypothèse concernant le paramètre B permet notamment d'obtenir un taux de croissance constant à l'état stationnaire[48].

Il existe un marché financier sur lequel un actif sûr rapporte des intérêts au taux r. Les mouvements financiers entre les deux pays sont libres. La maximisation de l'utilité intertemporelle et l'invariance dans le temps de la dépense du consommateur, à l'équilibre, permettent d'établir l'égalité du taux d'intérêt r et du taux de préférence pour le présent ρ. En notant J la valeur d'un brevet, la condition d'absence d'opportunité d'arbitrage entre l'actif sûr et les brevets se traduit par l'égalité

$$r = \frac{\pi}{J} + \frac{\dot{J}}{J}. \tag{1.73}$$

À l'équilibre, le taux d'intérêt est égal à la somme du ratio des profits d'exploitation à la valeur du brevet et du taux de variation de la valeur du brevet.

Une causalité circulaire entre concentration spatiale et croissance

Dans le modèle de MARTIN et OTTAVIANO (1996), la concentration spatiale de l'industrie est appréhendée grâce à la part du pays 1 dans le nombre total de variétés de

[48] Voir MARTIN et OTTAVIANO (1996, p. 11).

biens manufacturés (égal au nombre total d'entreprises industrielles). En désignant par n le nombre de variétés produites dans le pays 1, cette part a pour définition formelle

$$\lambda = \frac{n}{N}. \tag{1.74}$$

En outre, on note g le taux de croissance du nombre total de variétés de biens manufacturés. On a

$$g = \frac{\dot{N}}{N}. \tag{1.75}$$

Puisque l'échange international de l'input utilisé par la recherche-développement donne naissance à des coûts de transaction, le coût de l'innovation est plus faible dans le pays où sont agglomérées les entreprises industrielles. De plus, le coût de l'innovation diminue lorsque de nouvelles variétés de biens manufacturés sont inventées, car ces biens différenciés sont employés comme inputs spécialisés par le secteur de recherche-développement.

Comme la recherche-développement est un secteur parfaitement concurrentiel et que les brevets s'échangent sans coûts entre les pays, le prix des brevets et le coût de l'innovation doivent être identiques dans les deux pays pour que chacun d'eux participe à la recherche-développement. Si le pays 1 par exemple accueille plus d'entreprises industrielles que le pays 2, le coût des inputs de la recherche-développement est plus faible dans le pays 1 ; ce dernier pays regroupe toute la recherche-développement tandis que l'activité d'innovation est absente du pays 2. Les entreprises de recherche-développement ne sont donc localisées dans les deux pays que si $\lambda = \frac{1}{2}$, c'est-à-dire si l'industrie est répartie de manière égalitaire entre les pays.

Si toute la recherche-développement est agglomérée dans le pays 1, il est possible de montrer que la concentration spatiale de l'industrie augmente avec la croissance, cette dernière prenant la forme d'un accroissement de l'activité du secteur de recherche-développement. Un taux de croissance plus élevé renforce la demande de biens manufacturés par l'intermédiaire de la dépense des entreprises de recherche-développement, ce qui incite les entreprises industrielles à se déplacer vers le pays où s'effectue l'activité d'innovation. Il existe donc une relation croissante entre g et λ. Celle-ci est représentée sur la figure 1-8 par la courbe en croix. Si des entreprises de recherche-développement sont localisées dans les deux pays, l'industrie n'est pas concentrée spatialement et cette situation est maintenue quelle que soit la valeur du taux de croissance.

Si toute l'activité d'innovation est regroupée dans le pays 1, on peut montrer qu'une hausse de la concentration spatiale de l'industrie, en affaiblissant le coût de l'innovation dans ce pays, provoque l'entrée de nouvelles entreprises de recherche-développement. L'accroissement du nombre de variétés qui en découle signifie un renforcement de la croissance. Cet effet se traduit par une relation croissante entre λ et g. La courbe en trait plein sur la figure 1-8 illustre cette relation.

Les entreprises industrielles sont les fournisseurs des entreprises de recherche-développement et, puisque les rendements d'échelle de l'industrie sont croissants et les coûts de transaction non nuls, les premières sont attirées dans le pays où sont localisées les

deuxièmes. Lorsque le taux de croissance augmente, le secteur de recherche-développement s'étend et davantage d'entreprises industrielles se relocalisent dans le pays où s'exerce l'activité d'innovation. Cela provoque la baisse du coût de l'innovation dans ce pays car moins d'inputs supportent les coûts de transaction ; il en résulte un accroissement de l'incitation à innover et le taux de croissance s'élève à nouveau. Ce processus de causalité circulaire s'arrête quand les profits de l'industrie s'égalisent dans les deux pays et quand les profits des entreprises de recherche-développement sont ramenés à zéro.

La stabilité des équilibres

Pour que l'état stationnaire soit atteint, il faut que la part de chaque pays dans le nombre total de biens manufacturés soit invariante dans le temps et que le nombre de variétés croisse à taux constant. Un des états stationnaires du modèle est une situation dans laquelle les deux pays possèdent des entreprises de recherche-développement et dans laquelle la production industrielle est divisée de façon égalitaire entre eux (équilibre symétrique). Le coût de l'innovation est semblable dans les deux pays, les entreprises de recherche-développement n'ont pas d'incitation à se relocaliser. Les entreprises industrielles ne sont pas non plus conduites à se déplacer d'un pays vers l'autre car les demandes de biens manufacturés émises par les consommateurs et par la recherche-développement sont égales dans les deux pays, ce qui entraîne l'égalité des profits. Mais il existe deux autres équilibres de long terme caractérisés par le fait qu'un des pays (appelé « pays innovateur ») exerce toute l'activité d'innovation et regroupe plus de la moitié des entreprises industrielles (équilibres asymétriques). La concentration spatiale de l'industrie peut ne pas être complète car la demande des travailleurs, consommateurs immobiles, constitue une force centrifuge.

Pour qu'un équilibre soit stable, il faut que, lorsque la part du pays 1 dans le nombre total de variétés augmente, la différence entre les profits des entreprises industrielles de ce pays et ceux du pays 2 diminue. Les équilibres asymétriques sont stables. C'est ce que montre la figure 1-8, sur laquelle les flèches indiquent la dynamique du modèle. Par ailleurs, l'équilibre symétrique n'est stable que si le rendement de la recherche-développement est tellement faible que le nombre de variétés ne croît pas. C'est le cas si le coût de l'innovation est très fort par suite, par exemple, de coûts de transaction élevés. C'est le cas également si le coût de l'innovation ne peut être couvert par les profits d'exploitation des entreprises industrielles, ce qui se produit quand le nombre de travailleurs (L, c'est-à-dire la taille du marché) est faible. L'absence d'innovation et de croissance rompt alors le mécanisme générateur de l'agglomération. Mais si, à partir d'une situation où le taux de croissance est nul, un des paramètres précédents est modifié de telle sorte que le nombre de variétés commence à croître, l'équilibre symétrique devient instable et l'agglomération se produit.

En outre, pour certaines valeurs des paramètres, l'agglomération complète des entreprises industrielles dans l'un ou l'autre pays constitue un équilibre stable. C'est le cas en particulier pour de faibles coûts de transaction. Ce résultat rejoint une des conclusions du modèle de KRUGMAN (1991).

Plus la part des biens manufacturés dans la dépense du consommateur ou le nombre de travailleurs (la taille du marché) sont grands, plus la concentration spatiale de l'in-

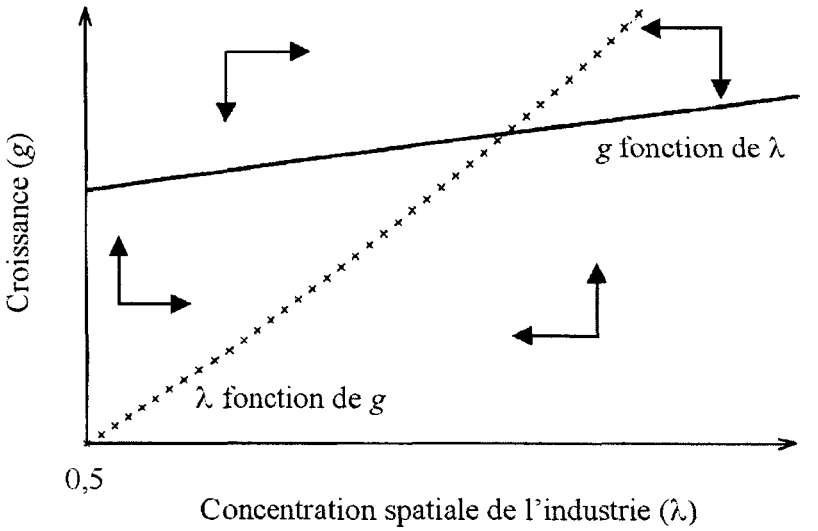

FIG. 1-8: Les relations croissantes entre la concentration spatiale de l'industrie et la croissance

dustrie est forte. En revanche, plus l'élasticité de substitution entre les variétés de biens manufacturés, les coûts de transaction ou le taux de préférence pour le présent sont élevés, plus la part du pays innovateur dans le nombre total d'entreprises industrielles est faible. La baisse des coûts de transaction, en particulier, provoque la hausse de la concentration spatiale de l'industrie. Elle accroît la sensibilité relative des décisions de localisation des entreprises industrielles à des différences de taille de marché. L'affaiblissement des coûts de transaction élargit l'écart de dépense entre les deux pays. Ces deux premiers effets dominent toujours un troisième effet qui se manifeste par la diminution de la demande de biens manufacturés émise par les entreprises de recherche-développement dans le pays innovateur.

L'indicateur de concentration spatiale dont se servent MARTIN et OTTAVIANO (1996) peut prendre une infinité de valeurs à l'équilibre ; les résultats du modèle sont donc plus riches que ceux de certaines contributions de la nouvelle économie géographique. Mais la statique comparative fournit des conclusions analogues à celles habituellement obtenues.

Les résultats les plus importants des principaux modèles de la nouvelle économie géographique qui formalisent la croissance sont résumés dans le tableau 1.4. Les tableaux 1.1, 1.3 et 1.4 forment un ensemble réunissant bon nombre des caractéristiques de l'économie que la nouvelle économie géographique a prises en considération et qui influent sur la concentration spatiale des producteurs, des consommateurs ou des facteurs de production.

Caractéristiques distinctives du modèle et référence	Principaux résultats
Accroissement exogène du nombre de travailleurs, liaisons intrasectorielles (Puga et Venables, 1999)	Dispersion de l'industrie si la croissance est forte et si γ est élevé
Croissance endogène, mobilité des travailleurs, coûts de transaction prohibitifs, capital de connaissances, externalités locales (Baldwin et Forslid, 1997)	Concentration de l'industrie si ρ est faible
Croissance endogène, mobilité des travailleurs, coûts de transaction prohibitifs, capital humain, externalités globales (Baldwin et Forslid, 1997)	Répartition égalitaire de l'industrie quel que soit ρ
Croissance endogène, externalités internationales, mobilité des travailleurs, coûts de transaction sur les biens intermédiaires différenciés (Walz, 1996)	Concentration partielle de l'innovation si la taille relative de l'industrie est grande Concentration totale de l'innovation si la taille relative de l'industrie est petite Si les pays sont très asymétriques, innovation totalement agglomérée dans le grand pays
Causalité circulaire entre croissance et agglomération, externalités internationales, immobilité des travailleurs (Martin et Ottaviano, 1996)	Concentration totale de l'innovation et concentration partielle ou totale de l'industrie quand la croissance est non nulle
γ : part des biens manufacturés dans le revenu net du niveau de subsistance τ : quantité dépendant des coûts de transaction sur les biens manufacturés ρ : taux de préférence pour le présent	

TAB. 1.4: La répartition spatiale des activités : modèles formalisant la croissance

1.5 Conclusion

Les modèles de la nouvelle économie géographique peuvent être groupés en trois catégories[49] : la première catégorie est formée des modèles avec mobilité des facteurs de production, la deuxième est composée des modèles avec liaisons d'input-output, et la troisième est constituée des modèles avec croissance. Nous avons présenté les hypothèses et les résultats des principaux modèles de la nouvelle économie géographique en considérant successivement ces trois catégories.

Quelle que soit la catégorie à laquelle ils appartiennent, les modèles de la nouvelle économie géographique que nous avons envisagés formalisent les préférences des consommateurs en utilisant la fonction CES et donnent aux coûts de transaction la forme d'iceberg de Samuelson[50]. On peut se demander si les résultats des modèles dépendent de ces hypothèses. En substituant une fonction d'utilité quasi-linéaire (modèle à utilité quadratique) à la fonction CES et en modélisant la transaction internationale comme une activité employant d'autres ressources que le bien échangé lui-même, OTTAVIANO, TABUCHI et THISSE (2002) parviennent à des conclusions similaires à celles obtenues dans le modèle de KRUGMAN (1991). Ils contribuent ainsi à établir le caractère général des enseignements tirés d'un des modèles de base de la nouvelle économie géographique.

[49]Il faut pour cela négliger le modèle de BALDWIN (1999).

[50]Pour d'autres limites des modèles de la nouvelle économie géographique, voir NEARY (2001) et OTTAVIANO, TABUCHI et THISSE (2002).

Chapitre 2

Concentration spatiale, spécialisation et intégration économique : analyses plurisectorielles à un ou deux échelons spatiaux

2.1 Introduction

Sous l'expression « nouvelle économie géographique » sont réunis des modèles dans lesquels est déterminée la localisation des agents économiques. À partir des résultats portant sur la localisation des agents peuvent être obtenues des conclusions formulées en termes de concentration spatiale. En outre, l'économie, dans les modèles de la nouvelle économie géographique, comprend plusieurs secteurs. De ce fait, des conclusions exprimées en termes de spécialisation peuvent être déduites des résultats relatifs à la localisation des agents.

La plupart des modèles de la nouvelle économie géographique formalisent une économie à un seul échelon spatial, c'est-à-dire une économie composée de plusieurs pays ou régions infranationales qui ne sont pas subdivisés en unités spatiales plus petites. Certes KRUGMAN et LIVAS ELIZONDO (1996), MONTFORT et NICOLINI (2000) et PALUZIE (2001) considèrent deux échelons spatiaux, mais la concentration n'est jamais examinée simultanément aux deux niveaux géographiques. La littérature empirique met en évidence des évolutions de la concentration qui diffèrent selon l'échelon spatial. La concentration de la valeur brute de la production de l'industrie à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays diminue légèrement depuis le début des années 1990 (MIDELFART KNARVIK *et al.*, 2000). Au contraire, la concentration de la production totale à l'intérieur de l'Union européenne au niveau des régions s'accroît durant la première moitié des années 1990 (HALLET, 2000). Une analyse à deux échelons spatiaux est nécessaire pour expliquer cette divergence.

En outre, les modèles de la nouvelle économie géographique supposent presque tous l'existence d'un seul secteur à rendements d'échelle croissants. Les quelques modèles qui font exception (KRUGMAN et VENABLES, 1996, PERI, 1998, 2002, PUGA et VENABLES, 1996, 1999, VENABLES, 1999) n'étudient pas le degré de spécialisation à l'in-

térieur de l'activité dont les rendements sont de ce type. Les mécanismes économiques à l'origine des observations empiriques faites par exemple par MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) au sujet de la spécialisation ne peuvent donc pas être compris en recourant aux modèles traditionnels de la nouvelle économie géographique.

Pour ces raisons, nous nous proposons de développer un modèle à quatre régions réparties dans deux pays et à M secteurs à rendements d'échelle croissants.

La nouvelle économie géographique cherche très souvent à préciser les évolutions des équilibres au long d'une expérience d'intégration économique. Nous ferons de même : nous déterminerons par simulation les effets d'une telle expérience sur la concentration de chaque secteur à l'intérieur de la zone d'intégration et à l'intérieur de l'un ou l'autre pays, ainsi que ses effets sur le degré de spécialisation de chaque pays et de chaque région. Le nombre de régions et le nombre de secteurs étant supérieurs à deux, la part d'une région dans l'activité économique de la zone d'intégration et la part d'un secteur dans l'activité économique tous secteurs confondus ne permettent pas, à elles seules, de mesurer la concentration spatiale et la spécialisation. Nous substituons à ces grandeurs habituellement utilisées des indicateurs synthétiques de concentration et de spécialisation.

Les simulations que nous avons réalisées suggèrent que les variations de la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration diffèrent des variations de la concentration à l'intérieur de l'un ou l'autre pays, cela quel que soit le secteur, que les variations du degré de spécialisation sont identiques pour les deux pays, et que les variations du degré de spécialisation ne sont pas les mêmes pour toutes les régions.

Après avoir détaillé les hypothèses du modèle (section 2.2), nous examinons successivement le cas d'une économie à un échelon spatial et à plusieurs secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires, celui d'une économie à un échelon spatial dans laquelle des secteurs industriels différents vendent et achètent les uns aux autres des biens intermédiaires, et celui d'une économie à deux échelons spatiaux emboîtés dont les caractéristiques sectorielles sont celles du cas précédent (sections 2.3 à 2.5). La section 2.6 résume les principaux résultats, explicite certaines limites du modèle et décrit certaines extensions qu'il est possible d'envisager.

2.2 Les hypothèses du modèle

On considère une économie composée de deux pays, 1 et 2, chacun formé de deux régions, $1N$ et $1S$ pour le pays 1, $2N$ et $2S$ pour le pays 2. Les préférences et les techniques de production sont identiques dans les quatre régions. Il existe dans cette économie deux facteurs de production primaires, le travail et la terre arable. On note L le nombre de travailleurs de la région $1N$. Une variable se rapportant à une des autres régions est représentée par une lettre (par exemple L pour le travail) surmontée d'un signe caractéristique de la région : accent circonflexe dans le cas de la région $1S$, tilde dans le cas de la région $2N$ et double tilde dans le cas de la région $2S$. De façon similaire, une lettre suivie d'une apostrophe représente une quantité relative au pays 1 et une lettre accompagnée d'une double apostrophe une quantité qui se rapporte au pays 2. Les travailleurs

sont mobiles entre les régions d'un même pays mais immobiles entre les régions de pays différents. On a

$$L' = L + \widehat{L} \text{ et } L'' = \widetilde{L} + \widetilde{\widetilde{L}} \tag{2.1}$$

où L' et L'' sont fixés. Le nombre de travailleurs est identique dans les deux pays. On pose

$$L^C = L' = L''. \tag{2.2}$$

Le nombre d'unités de terre arable de la région $1N$ est noté K. Toutes les régions sont dotées d'une même quantité de terre arable.

D'autre part, l'économie comprend un secteur dit agricole et M secteurs dits industriels. Le travail sert à la production agricole et à la production industrielle. Les travailleurs sont parfaitement mobiles entre tous les secteurs. La terre arable est utilisée exclusivement par l'agriculture. Dans ce qui suit, les hypothèses du modèle sont présentées en s'appuyant sur les équations relatives à la région $1N$, des équations analogues pouvant être écrites pour les autres régions.

L'agriculture produit un bien homogène dans un environnement de concurrence parfaite. Les rendements d'échelle de ce secteur sont constants. La fonction de production agricole, de type Cobb-Douglas, est

$$A = (L_A)^{1-\nu} K^{\nu}, \tag{2.3}$$

où L_A est le nombre de travailleurs employés dans l'agriculture et ν la part de la terre dans les coûts de production agricoles. Le taux de salaire, w, étant égal au produit marginal du travail dont fait usage l'agriculture, la fonction (2.3) permet d'obtenir l'expression du salaire qui constitue le membre de droite de l'égalité

$$w = (1-\nu)(L_A)^{-\nu} K^{\nu}. \tag{2.4}$$

Le bien agricole, dont le prix dans la région $1N$ est P_A, s'échange sans coûts de transaction quelles que soient la région de production et la région de consommation. Ce bien a donc le même prix dans toutes les régions. Il est choisi pour jouer le rôle de numéraire. En conséquence, on a

$$P_A = \widehat{P_A} = \widetilde{P_A} = \widetilde{\widetilde{P_A}} = 1. \tag{2.5}$$

Chacun des M secteurs industriels est en situation de concurrence monopolistique à la Dixit-Stiglitz et peut produire un très grand nombre de variétés de biens différenciés sous rendements d'échelle croissants. Comme dans les modèles de PUGA et VENABLES (1996) et de FAN, TREYZ et TREYZ (2000), les entreprises de chaque secteur industriel ont recours à la production de tous les secteurs industriels (y compris le leur) en tant que bien intermédiaire[1]. L'input de production d'un secteur industriel est un composé de type

[1] Sauf indication contraire.

Cobb-Douglas qui regroupe le travail et les biens intermédiaires. Le bien intermédiaire provenant d'un secteur industriel est un agrégat CES de toutes les variétés de biens différenciés de ce secteur. L'indice de prix de cet agrégat est défini par

$$G_m = \left[n_m (p_m)^{1-\sigma} + \widehat{n_m} (\theta_m \widehat{p_m})^{1-\sigma} + \widetilde{n_m} (\tau_m \widetilde{p_m})^{1-\sigma} + \widetilde{\widetilde{n_m}} \left(\tau_m \widetilde{\widetilde{p_m}} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}, \tag{2.6}$$

où m désigne le secteur et où n est le nombre de variétés produites dans la région $1N$ et p le prix FOB d'une variété élaborée dans la région $1N$. Toutes les variétés entrent de façon symétrique dans l'agrégat avec une élasticité de substitution constante entre les variétés, $\sigma > 1$. L'échange des biens des secteurs industriels entre les régions oblige à supporter des coûts de transaction (pris en compte par θ ou τ dans l'équation (2.6)). Ceux-ci englobent les coûts de transport, les barrières commerciales non tarifaires, mais aussi tout autre coût de l'échange à distance. Nous faisons à leur sujet les mêmes hypothèses que MONTFORT et NICOLINI (2000). Les coûts de transaction sont supposés symétriques : les coûts de transaction sur un bien produit dans une région et consommé dans une autre sont identiques aux coûts de transaction sur un bien élaboré dans la deuxième région et consommé dans la première. Ils diffèrent selon que le bien est échangé entre les régions d'un même pays (coûts de transaction intranationaux) ou entre des régions de pays différents (coûts de transaction internationaux). Les coûts de transaction intranationaux dans le pays 1 sont égaux aux coûts de transaction intranationaux dans le pays 2. Les coûts de transaction internationaux sur un bien élaboré dans une région d'un pays sont identiques aux coûts de transaction internationaux sur un bien produit dans l'autre région de ce pays, et les coûts de transaction internationaux sur un bien consommé dans une région d'un pays sont égaux aux coûts de transaction internationaux sur un bien acquis par les consommateurs de l'autre région de ce pays. On donne aux coûts de transaction la forme d'iceberg de Samuelson : une partie des biens disparaît du fait de l'échange. Dans le secteur m, une entreprise d'une région donnée doit élaborer θ_m unités pour qu'une unité soit consommée dans l'autre région du même pays, et τ_m unités pour que les consommateurs de l'autre pays disposent d'une unité.

Une quantité x_m d'une variété de biens du secteur m est produite grâce à l'emploi d'une quantité fixe $\beta\alpha$ et d'une quantité variable βx_m de l'input de production de ce secteur. Une entreprise produisant cette variété a pour fonction de coût

$$\chi_m = w^{1-\xi_m} \left[\prod_{l=1}^{M} (G_l)^{\mu_{ml}} \right] \beta (\alpha + x_m) \text{ avec } \xi_m = \sum_{l=1}^{M} \mu_{ml}, \tag{2.7}$$

où μ_{ml} est la part du bien intermédiaire issu du secteur l dans les coûts des entreprises du secteur m, $0 \leq \mu_{ml} \leq 1$, et $(1 - \xi_m)$ la part du travail. Afin d'abréger les équations, on pose

$$\Gamma_m = \prod_{l=1}^{M} (G_l)^{\mu_{ml}}. \tag{2.8}$$

Les rendements d'échelle étant croissants et le nombre de variétés potentielles de biens des secteurs industriels étant illimité, une entreprise élabore une unique variété qui n'est

fournie que par cette entreprise. Le nombre d'entreprises est donc égal au nombre de variétés.

Par ailleurs, on suppose que les consommateurs sont tous des travailleurs. Ils expriment leurs préférences, de type Cobb-Douglas, en arbitrant entre le bien agricole et les biens des M secteurs industriels. La production de chacun de ces secteurs non seulement constitue un bien intermédiaire, mais est aussi destinée à la consommation finale. Dans chaque secteur, le bien de consommation finale et le bien intermédiaire sont supposés identiques, cela pour gagner en simplicité. L'indice de prix du bien de consommation finale est donc égal à l'indice de prix du bien intermédiaire (voir l'équation (2.6)) ; en particulier, l'élasticité de substitution entre les variétés de biens différenciés d'un secteur est la même pour les consommateurs et pour les entreprises. Un consommateur a pour fonction d'utilité indirecte

$$V = (P_A)^{-(1-\zeta)} \left[\prod_{m=1}^{M} (G_m)^{-\gamma_m} \right] \frac{Y}{L} \text{ avec } \zeta = \sum_{m=1}^{M} \gamma_m \text{ et } P_A = 1, \tag{2.9}$$

où γ_m est la part des biens du secteur m dans la dépense du consommateur, $0 \leq \gamma_m \leq 1$, $(1-\zeta)$ la part du bien agricole et Y le revenu.

Les travailleurs sont aussi propriétaires de la terre et des entreprises. Ces consommateurs ont trois sources de revenu, correspondant aux trois termes du membre de droite de l'équation

$$Y = wL + \nu (L_A)^{1-\nu} K^{\nu} + \sum_{m=1}^{M} n_m \pi_m, \tag{2.10}$$

dans laquelle π_m est le profit d'une entreprise du secteur m (non nul hors de l'équilibre). Le premier terme est le revenu du travail, le deuxième le revenu de la terre, déterminé à partir de la fonction de production agricole (2.3), et le troisième le profit toutes entreprises et tous secteurs confondus. Le revenu de la terre et le profit total sont distribués aux travailleurs de manière égalitaire, ce qui permet de justifier l'équation (2.9).

À ce point de la présentation des hypothèses, on peut regrouper les attributs qui distinguent les secteurs industriels les uns des autres et ceux que ces secteurs partagent. Les secteurs industriels se différencient[2] par les niveaux des coûts de transaction internationaux et intranationaux que génère l'échange de leurs biens (dont dépendent τ_m et θ_m), les parts qu'ils occupent dans les coûts de production des entreprises (μ_{lm}) et la part qu'ils ont dans la dépense du consommateur (γ_m). En revanche, ils ont en commun l'élasticité de substitution entre les variétés de biens différenciés (σ) et les niveaux de la demande fixe et de la demande marginale d'input de production ($\beta\alpha$ et β).

La formulation de la dépense en biens d'un secteur industriel rend apparents les deux usages de la production de ce secteur. La dépense en biens du secteur m faite par la

[2]Sauf indication contraire.

région $1N$ s'écrit

$$E_m = \gamma_m Y + \sum_{l=1}^{M} \mu_{lm} n_l \chi_l. \tag{2.11}$$

Le premier terme du membre de droite de l'équation (2.11) est la dépense des consommateurs finals : leurs achats de biens du secteur m représentent une fraction γ_m de leur revenu. Le deuxième terme est la valeur de la demande intermédiaire toutes entreprises et tous secteurs confondus : une entreprise du secteur l doit verser, en échange des biens fournis par les entreprises du secteur m, un montant qui équivaut à une fraction μ_{lm} de ses coûts.

La demande d'une variété de biens d'un secteur industriel émise par un consommateur peut être obtenue par l'application de l'identité de Roy à la fonction d'utilité indirecte (2.9). On peut en outre déterminer la demande émise par une entreprise en appliquant le lemme de Shephard à la fonction de coût (2.7). La demande d'une variété de biens du secteur m produite dans la région $1N$, résultant des préférences et des techniques de production des agents des régions $1N$, $1S$, $2N$ et $2S$, a alors pour expression

$$\begin{aligned} x_m &= (p_m)^{-\sigma} \Big[E_m (G_m)^{\sigma-1} + (\theta_m)^{1-\sigma} \widehat{E_m} \left(\widehat{G_m}\right)^{\sigma-1} \\ &\quad + (\tau_m)^{1-\sigma} \widetilde{E_m} \left(\widetilde{G_m}\right)^{\sigma-1} + (\tau_m)^{1-\sigma} \widetilde{\widetilde{E_m}} \left(\widetilde{\widetilde{G_m}}\right)^{\sigma-1} \Big]. \end{aligned} \tag{2.12}$$

Compte tenu des notations précédemment utilisées, le profit d'une entreprise du secteur m est

$$\pi_m = p_m x_m - w^{1-\xi_m} \Gamma_m \beta (\alpha + x_m). \tag{2.13}$$

On peut montrer qu'une approximation de l'élasticité-prix directe de la demande adressée par les consommateurs d'une région à une entreprise élaborant dans cette région une variété de biens d'un secteur industriel est l'élasticité de substitution entre les variétés de biens de ce secteur[3]. De plus, du fait de la forme d'iceberg de Samuelson que revêtent les coûts de transaction, l'élasticité-prix directe de la demande est proche de l'élasticité de substitution quelle que soit la région de production de la variété sur laquelle porte la demande[4]. En conséquence, nous considérons qu'une entreprise fait face, dans toutes les régions, à une élasticité-prix directe de la demande qui est constante et égale à σ. La maximisation du profit entraîne l'égalité de la recette marginale et du coût marginal, qui se traduit formellement, dans le secteur m, par

$$p_m + \frac{\mathrm{d}p_m}{\mathrm{d}x_m} x_m = \beta w^{1-\xi_m} \Gamma_m. \tag{2.14}$$

[3]Cette *approximation* laisse apparaître une limite des approches de la nouvelle économie géographique fondées sur le modèle de DIXIT et STIGLITZ (1977).

[4]Voir CALMETTE (1994) pour plus de détails sur ces deux résultats.

On exprime le prix de producteur d'une entreprise du secteur m à partir de la relation (2.14) qui, avec une élasticité-prix directe de la demande valant σ, devient, en réarrangeant ses termes,

$$p_m = \frac{\sigma\beta}{\sigma - 1} w^{1-\xi_m} \Gamma_m. \tag{2.15}$$

L'équation (2.15) permet d'affirmer que les entreprises d'un secteur industriel localisées dans une région donnée fixent leur prix de producteur en appliquant au coût marginal un *mark-up* constant.

Pour la valeur du prix d'équilibre figurant à l'équation (2.15), le profit d'une entreprise du secteur m vérifie

$$\pi_m = \frac{p_m}{\sigma} (x_m - \overline{x}) \text{ avec } \overline{x} = \alpha (\sigma - 1), \tag{2.16}$$

égalité équivalant à la définition (2.13). La quantité $\overline{x}$ est le seul niveau de production auquel le profit d'une entreprise est nul. Ce niveau de production est le même dans toutes les régions. Il n'est fonction que de paramètres introduits dans le modèle par l'intermédiaire de la fonction de coût ou de la fonction d'utilité indirecte.

On peut simplifier les valeurs du prix d'équilibre (2.15) et du niveau de production d'équilibre (2.16) par un choix judicieux des unités de mesure. D'une part, le fait que les quantités produites soient exprimées en tonnes, en milliers de tonnes ou autres n'a pas d'importance. D'autre part, il n'y a pas de raison de compter les variétés de biens différenciés (donc les entreprises) une à la fois ; on peut aussi les compter par lots après avoir décidé de la taille d'un lot. Ces deux remarques mettent en lumière la possibilité d'adopter librement des valeurs particulières pour β et $\beta\alpha$ respectivement (PALUZIE, 2001). Nous choisissons les unités mesurant la production de sorte que

$$\beta = \frac{\sigma - 1}{\sigma}, \tag{2.17}$$

et les unités relatives au nombre de variétés de sorte que

$$\alpha = \frac{1}{\sigma - 1}. \tag{2.18}$$

Le prix d'équilibre et le niveau de production d'équilibre ont alors pour valeurs

$$p_m = w^{1-\xi_m} \Gamma_m \tag{2.19}$$

et

$$\overline{x} = 1. \tag{2.20}$$

Par ailleurs, sur le marché du travail, on a à l'équilibre

$$L = \left[\sum_{m=1}^{M} (1 - \xi_m)\, n_m w^{-1} \chi_m\right] + L_A. \tag{2.21}$$

Le terme de l'équation (2.21) entre crochets est la demande de travail émise par l'ensemble des entreprises de tous les secteurs industriels. La relation d'égalité entre la demande de travail d'une entreprise du secteur m et la quantité $(1 - \xi_m)\, w^{-1}\chi_m$ résulte de l'application du lemme de Shephard à la fonction de coût (2.7). Le deuxième terme du membre de droite de l'équation (2.21) est la demande de travail dans le secteur agricole. Cette dernière apparaît également à l'équation (2.4). En isolant le terme L_A de cette équation, on obtient une relation telle que la demande de travail qu'émet l'agriculture est fonction du salaire et de la quantité de terre arable. Cette relation est

$$L_A = (1 - \nu)^{\frac{1}{\nu}}\, w^{-\frac{1}{\nu}} K. \tag{2.22}$$

On suppose que les travailleurs n'ont pas de comportement d'anticipation et qu'ils migrent de façon instantanée. Les travailleurs décident de migrer ou non d'une région à l'autre à l'intérieur d'un pays en se fondant sur la différence d'utilité entre les deux régions. Ils choisissent la région qui leur offre l'utilité la plus élevée. La migration intranationale fait donc disparaître, à l'équilibre, l'écart en termes d'utilité entre les régions d'un même pays[5]. Étant donnée la forme de la fonction (2.9), l'égalité des utilités à l'équilibre s'écrit pour le pays 1

$$\left[\prod_{m=1}^{M} (G_m)^{-\gamma_m}\right] \frac{Y}{L} = \left[\prod_{m=1}^{M} \left(\widehat{G_m}\right)^{-\gamma_m}\right] \frac{\widehat{Y}}{\widehat{L}}, \tag{2.23}$$

et pour le pays 2

$$\left[\prod_{m=1}^{M} \left(\widetilde{G_m}\right)^{-\gamma_m}\right] \frac{\widetilde{Y}}{\widetilde{L}} = \left[\prod_{m=1}^{M} \left(\widetilde{\widetilde{G_m}}\right)^{-\gamma_m}\right] \frac{\widetilde{\widetilde{Y}}}{\widetilde{\widetilde{L}}}. \tag{2.24}$$

De plus, les travailleurs passent instantanément d'un secteur d'activité à l'autre.

Les entreprises, qui n'ont pas non plus de comportement d'anticipation, sont supposées entrer et sortir librement et de manière progressive. L'entrée et la sortie découlent respectivement d'un profit positif et d'un profit négatif. Le processus d'ajustement du nombre d'entreprises du secteur m dans la région $1N$ est décrit par l'équation

$$n_{m,t+1} - n_{m,t} = \delta_n \pi_{m,t}, \tag{2.25}$$

[5] L'existence d'un facteur de production immobile (la terre), la forme de la fonction de production agricole et l'hypothèse de plein emploi des facteurs amènent à démontrer que des travailleurs sont toujours présents dans chaque région.

où t désigne la date courante et où δ_n représente la vitesse d'ajustement du nombre d'entreprises. Ce processus s'arrête lorsque le nombre d'entreprises de chaque secteur dans chaque région est tel que le profit est nul si le nombre d'entreprises du secteur dans la région est strictement positif et négatif si le nombre d'entreprises du secteur dans la région est nul. Dans le secteur m de la région $1N$, cette condition d'équilibre est formalisée par

$$n_m \pi_m = 0,\ \pi_m \leq 0,\ n_m \geq 0. \tag{2.26}$$

On peut réduire le nombre de variables endogènes du modèle en récrivant certaines des équations qui précèdent. La définition de l'indice de prix (2.6) devient, une fois qu'y sont introduites la valeur du prix d'équilibre (2.19) et les valeurs similaires pour les régions $1S$, $2N$ et $2S$,

$$\begin{aligned} G_m &= \Big[n_m \left(w^{1-\xi_m}\Gamma_m\right)^{1-\sigma} + \widehat{n_m}\left(\theta_m \widehat{w}^{1-\xi_m}\widehat{\Gamma_m}\right)^{1-\sigma} \\ &\quad + \widetilde{n_m}\left(\tau_m \widetilde{w}^{1-\xi_m}\widetilde{\Gamma_m}\right)^{1-\sigma} + \widetilde{\widetilde{n_m}}\left(\tau_m \widetilde{\widetilde{w}}^{1-\xi_m}\widetilde{\widetilde{\Gamma_m}}\right)^{1-\sigma} \Big]^{\frac{1}{1-\sigma}}. \end{aligned} \tag{2.27}$$

D'autre part, l'insertion dans la fonction de coût (2.7) des valeurs particulières de β et α données aux équations (2.17) et (2.18) et qui sont les résultats du choix des unités aboutit à

$$\chi_m = w^{1-\xi_m}\Gamma_m \left(\frac{1}{\sigma} + \frac{\sigma - 1}{\sigma} x_m\right). \tag{2.28}$$

Lorsque l'on tient compte des valeurs du prix p_m et du niveau de production $\overline{x}$ des équations (2.19) et (2.20), l'expression du profit (2.16) est modifiée et on a

$$\pi_m = \frac{1}{\sigma} w^{1-\xi_m}\Gamma_m \left(x_m - 1\right). \tag{2.29}$$

En remplaçant l'emploi agricole L_A et le profit π_m par les membres de droite des équations (2.22) et (2.29) dans la relation (2.10) qui constitue une décomposition du revenu en ses trois sources et en simplifiant, on obtient

$$Y = wL + \nu\left(1-\nu\right)^{\frac{1-\nu}{\nu}} w^{\frac{\nu-1}{\nu}} K + \frac{1}{\sigma}\sum_{m=1}^{M} n_m w^{1-\xi_m}\Gamma_m \left(x_m - 1\right). \tag{2.30}$$

Cette dernière équation et la fonction de coût (2.28) permettent de récrire la dépense (2.11). Après simplification, il vient

$$\begin{aligned} E_m &= \gamma_m \left[wL + \nu\left(1-\nu\right)^{\frac{1-\nu}{\nu}} w^{\frac{\nu-1}{\nu}} K\right] \\ &\quad + \frac{1}{\sigma}\sum_{l=1}^{M} n_l w^{1-\xi_l}\Gamma_l \left\{\left[\gamma_m + \mu_{lm}\left(\sigma - 1\right)\right] x_l - \gamma_m + \mu_{lm}\right\}. \end{aligned} \tag{2.31}$$

Insérer la valeur du prix d'équilibre de l'équation (2.19) dans la demande (2.12) conduit à écrire celle-ci sous la forme

$$\begin{aligned} x_m &= \left(w^{1-\xi_m}\Gamma_m\right)^{-\sigma}\left[E_m\left(G_m\right)^{\sigma-1}+\left(\theta_m\right)^{1-\sigma}\widehat{E_m}\left(\widehat{G_m}\right)^{\sigma-1}\right. \\ &\qquad \left.+\left(\tau_m\right)^{1-\sigma}\widetilde{E_m}\left(\widetilde{G_m}\right)^{\sigma-1}+\left(\tau_m\right)^{1-\sigma}\widetilde{\widetilde{E_m}}\left(\widetilde{\widetilde{G_m}}\right)^{\sigma-1}\right]. \end{aligned} \tag{2.32}$$

La fonction de coût (2.28) et la valeur de l'emploi agricole de l'équation (2.22) mènent à

$$L=\left[\sum_{m=1}^{M}\left(1-\xi_m\right)n_m w^{-\xi_m}\Gamma_m\left(\frac{1}{\sigma}+\frac{\sigma-1}{\sigma}x_m\right)\right]+\left(1-\nu\right)^{\frac{1}{\nu}}w^{-\frac{1}{\nu}}K, \tag{2.33}$$

égalité qui équivaut à l'équation (2.21) traduisant l'équilibre sur le marché du travail. Enfin, lorsque l'on substitue au revenu Y l'expression qui figure du côté droit de l'équation (2.30) et aux revenus $\widehat{Y}$, $\widetilde{Y}$ et $\widetilde{\widetilde{Y}}$ les expressions analogues, les relations d'égalité des utilités à l'équilibre, dans les pays 1 et 2, (2.23) et (2.24), deviennent respectivement

$$\begin{aligned} &\left[\prod_{m=1}^{M}\left(G_m\right)^{-\gamma_m}\right]\left[w+\nu\left(1-\nu\right)^{\frac{1-\nu}{\nu}}w^{\frac{\nu-1}{\nu}}\frac{K}{L}+\frac{1}{\sigma L}\sum_{m=1}^{M}n_m w^{1-\xi_m}\Gamma_m\left(x_m-1\right)\right] \\ &=\left[\prod_{m=1}^{M}\left(\widehat{G_m}\right)^{-\gamma_m}\right]\left[\widehat{w}+\nu\left(1-\nu\right)^{\frac{1-\nu}{\nu}}\widehat{w}^{\frac{\nu-1}{\nu}}\frac{\widehat{K}}{\widehat{L}}+\frac{1}{\sigma\widehat{L}}\sum_{m=1}^{M}\widehat{n_m}\widehat{w}^{1-\xi_m}\widehat{\Gamma_m}\left(\widehat{x_m}-1\right)\right] \end{aligned} \tag{2.34}$$

et

$$\begin{aligned} &\left[\prod_{m=1}^{M}\left(\widetilde{G_m}\right)^{-\gamma_m}\right]\left[\widetilde{w}+\nu\left(1-\nu\right)^{\frac{1-\nu}{\nu}}\widetilde{w}^{\frac{\nu-1}{\nu}}\frac{\widetilde{K}}{\widetilde{L}}+\frac{1}{\sigma\widetilde{L}}\sum_{m=1}^{M}\widetilde{n_m}\widetilde{w}^{1-\xi_m}\widetilde{\Gamma_m}\left(\widetilde{x_m}-1\right)\right] \\ &=\left[\prod_{m=1}^{M}\left(\widetilde{\widetilde{G_m}}\right)^{-\gamma_m}\right]\left[\widetilde{\widetilde{w}}+\nu\left(1-\nu\right)^{\frac{1-\nu}{\nu}}\widetilde{\widetilde{w}}^{\frac{\nu-1}{\nu}}\frac{\widetilde{\widetilde{K}}}{\widetilde{\widetilde{L}}}+\frac{1}{\sigma\widetilde{\widetilde{L}}}\sum_{m=1}^{M}\widetilde{\widetilde{n_m}}\widetilde{\widetilde{w}}^{1-\xi_m}\widetilde{\widetilde{\Gamma_m}}\left(\widetilde{\widetilde{x_m}}-1\right)\right]. \end{aligned} \tag{2.35}$$

On fait disparaître les nombres de travailleurs $\widehat{L}$ et $\widetilde{\widetilde{L}}$ en se servant des égalités $\widehat{L}=L^C-L$ et $\widetilde{\widetilde{L}}=L^C-\widetilde{L}$ tirées des équations (2.1) et (2.2).

À un instant quelconque du temps, le nombre d'entreprises de chaque secteur industriel dans chaque région est prédéterminé. Pour des nombres d'entreprises donnés, à l'instant $t=0$, l'équilibre du modèle est obtenu par la résolution d'un système de $(12M+6)$ équations : les M équations construites à l'exemple de l'équation (2.27) et leurs analogues pour les régions $1S$, $2N$ et $2S$, les M équations (2.31) et leurs analogues, les M équations (2.32) et leurs analogues, l'équation (2.33) et ses analogues, et les équations (2.34) et (2.35). Les $(12M+6)$ inconnues sont l'indice de prix, la dépense et la demande de biens de chaque secteur industriel dans chaque région (les termes G_m, E_m et x_m, $m=1,...,M$, et les termes similaires pour les régions $1S$, $2N$ et $2S$), le salaire

dans chaque région (w et termes similaires), et les nombres de travailleurs des régions $1N$ et $2N$ $\left(L \text{ et } \widetilde{L}\right)$. Certaines équations du système sont non linéaires ; en conséquence, nous avons eu recours à des simulations numériques pour en déterminer les solutions[6]. Une fois ces solutions connues, on calcule le profit de chaque secteur dans chaque région grâce à une équation du type de l'équation (2.29), et on laisse le nombre d'entreprises de chaque secteur dans chaque région s'ajuster suivant une dynamique du type de celle représentée par l'équation (2.25). On réitère alors la résolution du système puis le calcul des profits et celui des nombres d'entreprises jusqu'à ce que les conditions d'équilibre données à l'équation (2.26) et ses analogues soient satisfaites.

Dans le modèle que nous développons, la localisation des entreprises des secteurs industriels est la conséquence de l'action simultanée de quatre types de forces. Ces forces constituent des mécanismes économiques qui relient le nombre et le profit des entreprises. Nous les décrirons en nous limitant aux forces qui entrent en jeu à l'intérieur d'un secteur industriel et en supposant que les entreprises de ce secteur sont initialement plus nombreuses dans une région (la grande région ci-après) que dans les autres. La grande région élabore un plus grand nombre de variétés de biens du secteur[7]. Les variétés produites localement ne devant pas être achetées à l'extérieur de la région, le montant global des coûts de transaction est moins élevé dans la grande région. L'indice de prix du bien du secteur y est plus faible (équation (2.6)). Comme les entreprises du secteur emploient ce bien en tant que bien intermédiaire, leur coût de production est plus bas dans la grande région que dans les autres (équation (2.7)). Les entreprises de la grande région tirent ainsi parti d'une liaison intrasectorielle par les coûts qui accroît le profit de court terme et attire dans la grande région d'autres entreprises. La grande région affiche une dépense en biens du secteur plus forte que la dépense que font les autres régions. Les producteurs de la grande région élaborant les biens du secteur font face à une dépense sur leur marché domestique, donc sans perte en coûts de transaction, plus élevée que la dépense sur leurs marchés extérieurs (équation (2.11)). De cette façon, ils bénéficient d'une liaison intrasectorielle par la demande qui augmente le profit de court terme et encourage d'autres producteurs à se localiser dans la grande région.

Deux autres forces peuvent contrebalancer les liaisons intrasectorielles. Pour des niveaux donnés de prix et de dépense, la demande de chaque variété de biens du secteur émise par les entreprises de ce secteur est plus faible dans la grande région (équation (2.12)). D'autre part, la demande de travail qu'émettent les entreprises du secteur est plus forte dans la grande région, ce qui est à l'origine de coûts salariaux plus élevés (équation (2.21)). Le premier effet est l'effet intrasectoriel de concurrence sur le marché du produit, le deuxième l'effet intrasectoriel de concurrence sur le marché du travail ; ils influent négativement sur le profit et favorisent la dispersion des entreprises.

Dans ce qui suit, nous supposerons que les gouvernements nationaux décident de mettre en œuvre une politique par laquelle les deux pays forment une zone d'intégration économique. Le degré d'intégration économique est modélisé au moyen des coûts de transaction internationaux. L'expérience d'intégration laisse inchangés les coûts de transaction

[6] Ces simulations ont été réalisées au moyen du logiciel Matlab 6.

[7] Voir ci-dessus.

que fait naître l'échange de biens entre les régions d'un même pays. Nous simulerons les effets qu'a cette expérience sur la concentration spatiale de chaque secteur aussi bien à l'intérieur de la zone d'intégration qu'à l'intérieur de l'un ou l'autre pays, ainsi que ceux qu'elle a sur la spécialisation de chaque pays et de chaque région. Pour cela, après avoir choisi des valeurs initiales des coûts de transaction internationaux, postulé des valeurs des nombres d'entreprises à l'instant $t = 0$ et déterminé l'équilibre du modèle correspondant à ces valeurs de la façon décrite ci-dessus[8], on réduit ces coûts de transaction par étapes successives, de sorte que leurs valeurs finales puissent être qualifiées de faibles. À chaque étape, les coûts de transaction internationaux sont abaissés de 3 % par rapport aux valeurs utilisées à l'étape immédiatement antérieure, cela quel que soit le secteur. Dans chaque secteur, le nombre d'entreprises toutes régions confondues en $t = 0$ est égal, à chaque étape, au nombre auquel a conduit l'étape immédiatement antérieure, mais on perturbe de manière exogène l'équilibre antérieur de sorte que certaines entreprises, en petit nombre, sont localisées au début du processus d'ajustement dans une région où elles n'étaient pas implantées auparavant[9]. Les valeurs des variables endogènes à l'équilibre, que la baisse des coûts de transaction est susceptible de modifier, sont alors obtenues comme précédemment. De ces calculs successifs résulte une série d'équilibres. Les relations entre les coûts de transaction internationaux et la concentration spatiale et entre ces coûts et la spécialisation, établies ci-après, reflètent cette série d'équilibres.

2.3 Les structures d'une économie à un échelon spatial et M secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires

La détermination de l'équilibre du modèle pour des nombres d'entreprises donnés nécessite d'arbitrer entre la durée des calculs permettant de résoudre le système d'équations[10] et le nombre de secteurs à rendements d'échelle croissants. C'est pourquoi l'économie dans laquelle se déroule l'expérience d'intégration dont nous simulons les effets ne comporte que trois secteurs de ce type, soit $M = 3$.

Dans cette section, nous faisons appel à une version du modèle dans laquelle les coûts de transaction intranationaux sont nuls ($\theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 1$), les entreprises d'un secteur industriel n'emploient comme bien intermédiaire que l'agrégat de variétés produites par les entreprises du même secteur ($\mu_{ml} = 0$ pour $l \neq m$), et les secteurs industriels sont identiques du point de vue des coûts de transaction internationaux ($\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \tau$), du poids du bien intermédiaire dans les coûts de production des entreprises ($\mu_{11} = \mu_{22} = \mu_{33} = \mu$) et du poids dans la dépense du consommateur ($\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma$). Les coûts de

[8] Grâce entre autres à l'équation (2.25) et ses analogues pour les autres régions.

[9] Les régions étant supposées identiques en ce qui concerne leurs caractéristiques fondamentales, il existe toujours un équilibre du modèle tel que chaque variable endogène (en particulier le nombre d'entreprises de chaque secteur) prenne la même valeur dans toutes les régions. Mais le modèle, comme d'autres dans le champ de la nouvelle économie géographique, peut admettre des équilibres multiples. Si l'équilibre symétrique est atteint au cours d'une étape, une perturbation exogène est nécessaire pour que d'autres équilibres apparaissent ultérieurement.

[10] Cette durée est fonction des capacités des outils informatiques mis en œuvre.

Paramètre	Ensemble de valeurs			
	I	II	III	IV
Parts des biens intermédiaires dans les coûts de production des entreprises industrielles				
$\mu_{11} = \mu_{22} = \mu_{33} = \mu$	0,35	0,2	0,35	0,35
Parts des biens des secteurs industriels dans la dépense du consommateur				
$\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma$	0,15	0,15	0,15	0,1
Élasticité de substitution entre les variétés de biens d'un secteur industriel				
σ	5	5	4	5
Part de la terre dans les coûts de production agricoles				
ν	0,4	0,4	0,4	0,1

TAB. 2.1: Les valeurs des paramètres : cas d'une économie à un échelon spatial et trois secteurs identiques

transaction intranationaux étant nuls, la localisation des entreprises à l'intérieur des pays n'est pas déterminée par des facteurs économiques. En conséquence, nous supposons que, dans chaque secteur, à l'instant $t = 0$ du processus d'ajustement, le nombre d'entreprises d'une région est égal au nombre d'entreprises de l'autre région du même pays, et nous ne nous intéressons qu'à la structure spatiale des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration économique à l'échelle des pays et à la structure sectorielle des pays.

2.3.1 Les structures spatiales de l'économie

Les relations entre les coûts de transaction internationaux et les structures spatiales

Tout d'abord, nous avons recours, pour les paramètres du modèle, à des valeurs qui sont réunies dans la colonne I du tableau 2.1. Par la suite, nous ferons usage des valeurs des colonnes II à IV.

L'ensemble dont les éléments sont les nombres d'entreprises constitue ce que nous appelons la configuration spatiale et sectorielle des entreprises. Celle-ci peut être conçue comme une matrice 2×3 (ou une matrice 4×3) où on lirait à l'intersection d'une ligne et d'une colonne le nombre d'entreprises d'un pays (ou d'une région) dans un secteur. Les configurations spatiales et sectorielles sous lesquelles commencent les processus d'ajustement doivent être postulées. La méthode par laquelle l'expérience d'intégration économique est simulée nous incite à préciser les configurations que nous considérons ici en dissociant la première étape de la diminution des coûts de transaction et les étapes ultérieures.

À l'instant $t = 0$ de la première étape, le nombre d'entreprises du pays 1 est supérieur à celui du pays 2 dans les secteurs 1 et 3, et inférieur à celui du pays 2 dans le secteur 2. Le pays où les entreprises d'un secteur sont les plus nombreuses est dit posséder un avantage

BU LILLE I

dans ce secteur. Les nombres d'entreprises du pays 1 dans le secteur 1, du pays 2 dans le secteur 2 et du pays 1 dans le secteur 3 sont égaux entre eux ; les nombres d'entreprises du pays 2 dans le secteur 1, du pays 1 dans le secteur 2 et du pays 2 dans le secteur 3 le sont aussi. Les écarts entre les nombres d'entreprises des deux pays sont donc les mêmes dans tous les secteurs. Les avantages que détiennent les pays ont tous une ampleur identique. Pour toute étape autre que la première, la configuration spatiale et sectorielle en $t = 0$ est le résultat de la perturbation exogène de l'équilibre auquel l'économie est parvenue à l'étape immédiatement antérieure. À cet équilibre, les entreprises d'un secteur peuvent être parfaitement dispersées dans l'économie à l'échelle des pays ou ne pas l'être. Dans le premier cas, à l'instant $t = 0$ de l'étape suivant celle au cours de laquelle cet équilibre a été atteint, le nombre d'entreprises du secteur est plus élevé dans le pays où ce nombre était le plus grand à l'instant $t = 0$ de la première étape que dans l'autre pays. L'écart entre les nombres d'entreprises des deux pays, à proportion du nombre total de producteurs, ne change pas quand on passe de la première étape à l'autre étape. Dans le second cas, pour toute étape autre que la première, le nombre d'entreprises du secteur est plus petit en $t = 0$ qu'à l'équilibre antérieur dans le pays où les entreprises étaient les plus nombreuses à cet équilibre, et ce nombre est moins faible dans l'autre pays ; malgré cela, le pays qui détenait un avantage à l'équilibre le conserve.

La structure spatiale d'un secteur industriel peut être décrite complètement, dans cette section, en s'appuyant uniquement sur la part du pays 1 dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration économique pour le secteur concerné : puisqu'il n'y a que deux pays dans l'économie, il est possible de connaître la part du pays 2 simplement en observant la part du pays 1. De même, dans un modèle à deux pays, 1 et 2, l'évolution de la concentration spatiale peut se déduire de l'évolution de la part du pays 1 dans le nombre d'entreprises de l'ensemble des deux pays : si, par exemple, la part du pays 1 est initialement supérieure à $0,5$ et si elle augmente, la concentration s'accroît. C'est très souvent sur cette propriété que repose la formulation des résultats des modèles de la nouvelle économie géographique en termes de concentration spatiale[11]. Cependant, dès que l'économie comprend plus de deux unités spatiales, la part d'une de ces unités, à elle seule, ne suffit plus. Il faut alors calculer les valeurs d'un indicateur synthétique de concentration spatiale, ce que nous ferons quand nous examinerons la concentration des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration économique au niveau des régions.

En posant

$$N_m = n_m + \widehat{n_m} + \widetilde{n_m} + \widetilde{\widetilde{n_m}},\ N'_m = n_m + \widehat{n_m} \text{ et } N''_m = \widetilde{n_m} + \widetilde{\widetilde{n_m}}, \tag{2.36}$$

la part du pays 1 dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration économique pour le secteur m est définie par

$$SHRC'_m = \frac{N'_m}{N_m}. \tag{2.37}$$

Les relations entre les coûts de transaction internationaux et les quantités $SHRC'_1$, $SHRC'_2$ et $SHRC'_3$, pour les valeurs des paramètres de la colonne I du tableau 2.1,

[11] Voir par exemple PUGA (1999, figure 6 et p. 324).

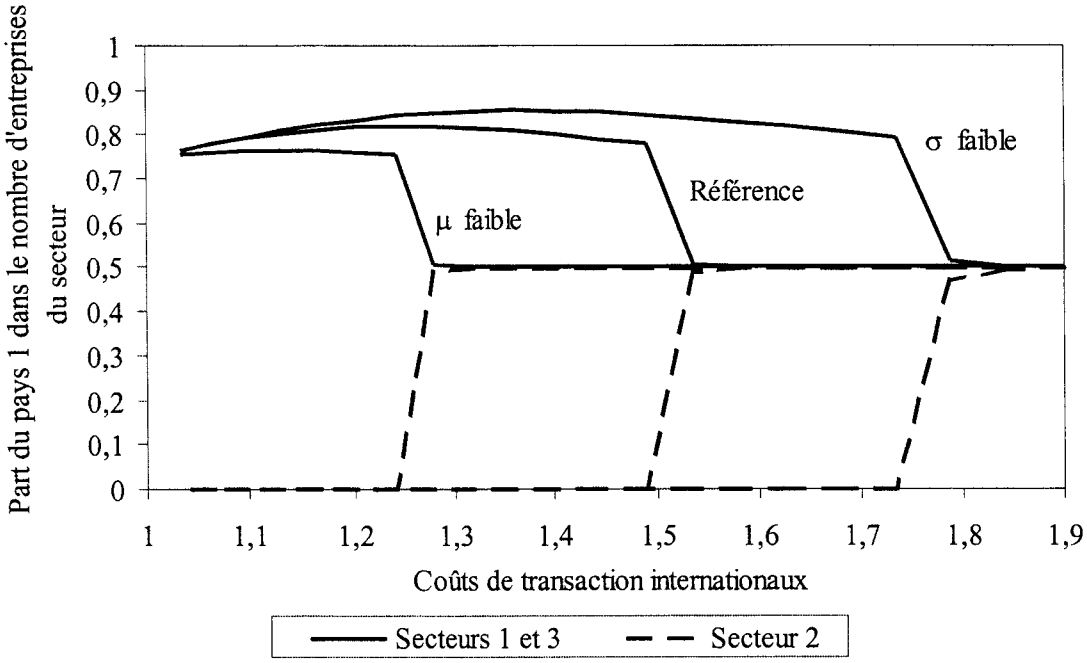

FIG. 2-1: Les structures spatiales des secteurs : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires

sont représentées sur la figure 2-1 par les courbes dites de référence. On peut en tirer les relations entre ces coûts et les parts du pays 2 en inversant le sens de l'axe des ordonnées et en remplaçant les valeurs sur cet axe par leur complément par rapport à 1. Lorsque les coûts de transaction sont forts, les deux pays ont la même part dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration économique. Les trois secteurs étant identiques quant à leurs caractéristiques fondamentales, l'égalité des parts des deux pays s'observe dans tous les secteurs. Pour de faibles coûts de transaction, plus précisément inférieurs à une valeur critique comprise entre $1,48$ et $1,54$, la part du pays 1 est nettement plus grande que celle du pays 2 dans les secteurs 1 et 3, tandis qu'elle est nulle dans le secteur 2. Comme dans bon nombre de modèles de la nouvelle économie géographique, ces variations sont abruptes : une diminution marginale des coûts de transaction n'a aucun effet sur la localisation des secteurs si ces coûts restent supérieurs à la valeur critique, mais ses effets sont considérables si la valeur critique est franchie. Par ailleurs, lorsque les coûts de transaction sont bas, l'ajustement vers l'équilibre renforce les avantages qu'avait le pays 1 dans les secteurs 1 et 3 à l'instant $t = 0$ et celui du pays 2 dans le secteur 2. Cependant, les secteurs 1 et 3 sont localisés dans les deux pays alors que le secteur 2 ne l'est que dans un seul. Le pays dans lequel le secteur 2 est actif ne possédait en $t = 0$ un avantage que dans un secteur. Celui-ci s'accentue, mais, pour que l'hypothèse de plein emploi soit vérifiée dans le pays, la concentration des deux autres secteurs doit n'être que partielle. En revanche, le pays où les secteurs 1 et 3 sont principalement implantés avait en $t = 0$ un avantage dans deux secteurs. Celui-ci se creuse dans chacun des deux secteurs, et la concentration du secteur restant peut être totale.

Bien que, dans cette section, les secteurs industriels ne soient pas liés les uns aux autres par l'achat et la vente de biens intermédiaires, ces secteurs sont interdépendants. Les entreprises de ces secteurs sont en concurrence sur le marché du travail, où l'offre est fixée, et sur le marché des produits, que les consommateurs peuvent substituer. Les effets intersectoriels de concurrence sur le marché du travail et sur le marché des produits sont, pour les producteurs d'un secteur, la source d'une incitation à s'implanter dans un pays où les entreprises d'un autre secteur ne sont pas établies ou ne sont qu'en petit nombre. Les effets de concurrence entre un secteur m et un secteur l sont susceptibles de provoquer l'agglomération des producteurs du secteur m dans un pays quand les entreprises du secteur l sont regroupées dans l'autre pays, ou la dispersion du secteur m dans l'économie quand le secteur l est réparti de manière égalitaire entre les pays. Ces effets donnent donc naissance dans le premier cas à des forces d'agglomération et nous les qualifions d'extrasectorielles. Dans le deuxième cas, ils sont à l'origine de forces que nous nommons « forces extrasectorielles de dispersion ». Les forces extrasectorielles d'agglomération s'ajoutent aux liaisons intrasectorielles par les coûts et par la demande, et les forces extrasectorielles de dispersion aux effets intrasectoriels de concurrence sur le marché du travail et sur le marché des produits[12]. L'intensité de toutes ces forces, dans leur ensemble, diffère suivant le niveau des coûts de transaction internationaux.

Pour des coûts de transaction considérables, les forces extrasectorielles sont pour tous les secteurs des forces centrifuges. Dans chaque secteur, les effets intrasectoriels de concurrence et les forces extrasectorielles l'emportent sur les liaisons intrasectorielles. En conséquence, chaque secteur est parfaitement dispersé dans l'économie. Lorsque les coûts de transaction prennent des valeurs peu élevées, les forces extrasectorielles constituent des forces centripètes pour tous les secteurs. Les liaisons intrasectorielles et les forces extrasectorielles compensent les effets intrasectoriels de concurrence, situation que connaissent les secteurs 1 et 3, ou les dominent, ce qui caractérise le secteur 2. Ainsi les secteurs 1, 2 et 3 sont-ils partiellement ou complètement concentrés.

À l'aide d'un modèle proche de celui que nous développons, mais à un seul secteur à rendements d'échelle croissants, PUGA (1999) met au jour une relation en forme de U inversé entre les coûts de transaction et la part du pays 1 dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration économique : cette part est égale à celle du pays 2 pour des coûts de transaction élevés ou faibles, mais elle est plus grande que celle du pays 2 pour des coûts d'un niveau intermédiaire. Dans le modèle de PUGA (1999), quand les entreprises du secteur industriel s'agglomèrent dans le pays 1, elles doivent attirer des travailleurs qui auparavant exerçaient leur activité nécessairement dans le secteur agricole du pays, ce qui provoque une augmentation du salaire dans ce pays. Cet effet, qui incite les entreprises à ne pas se localiser dans le pays 1, génère la partie décroissante de la relation en U inversé. Dans le modèle à trois secteurs à rendements d'échelle croissants, pour les configurations spatiales et sectorielles en $t = 0$ décrites ci-dessus, seuls les secteurs 1 et 3 sont agglomérés dans le pays 1 et le secteur 2 n'est pas actif dans ce pays lorsque les coûts de transaction sont inférieurs à la valeur critique. Les entreprises des secteurs 1 et 3 peuvent y engager non seulement des agents qui, avant que la valeur critique soit franchie au cours de la mise en œuvre de l'intégration économique, étaient employés dans le secteur agricole,

[12]Voir la section 2.2 en substituant le terme « pays » au terme « région ».

mais aussi des individus qui travaillaient dans le secteur 2. De ce fait, la hausse du salaire y est limitée et ne suffit pas pour que les parts des deux pays soient les mêmes lorsque les coûts de transaction sont très bas. Cependant, dans les secteurs 1 et 3, la part du pays 1 est légèrement plus petite pour des coûts de transaction inférieurs à la valeur critique mais proches de cette valeur ou pour des coûts très faibles que pour des coûts d'un niveau intermédiaire entre ces deux extrêmes. Comme dans le modèle de PUGA (1999), la relation entre les coûts de transaction et la part du pays 1 dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration économique n'est pas monotone.

La dépendance de l'équilibre à l'égard des paramètres

Les paramètres du modèle influent sur la valeur critique des coûts de transaction en-dessous de laquelle les parts des deux pays dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration économique ne sont plus identiques. Le sens de cette influence, dans de nombreux modèles de la nouvelle économie géographique, a fait l'objet de statiques comparatives[13]. Nous verrons que les valeurs des parts des deux pays dépendent aussi des paramètres.

L'ensemble de valeurs des paramètres réunies dans la colonne II du tableau 2.1 se différencie de l'ensemble de la colonne I uniquement par la valeur de la part du bien intermédiaire dans les coûts de production des entreprises (μ), moins grande dans la colonne II. De façon similaire, l'élasticité de substitution (σ) est moins élevée dans la colonne III que dans la colonne I, mais tous les autres paramètres prennent les mêmes valeurs dans ces deux colonnes. Les courbes non encore commentées de la figure 2-1 sont construites à partir du contenu des colonnes II ou III. Cette figure montre que, lorsque μ est faible, la valeur critique des coûts de transaction est basse[14]. En outre, pour des coûts de transaction inférieurs à la valeur critique, l'écart entre les parts des deux pays est moins fort, dans les secteurs 1 et 3, avec une petite valeur de μ qu'avec une grande valeur. Dans le secteur 2, la part du pays 1 est nulle que μ revête l'une ou l'autre valeur. Si la part du bien intermédiaire dans les coûts de production est faible, les entreprises n'ont pas beaucoup de relations entre elles, les liaisons par les coûts et par la demande ne sont pas très importantes et les forces d'agglomération sont peu intenses. Les entreprises se regroupent tardivement dans un même pays au cours de l'expérience d'intégration économique et, dans certains secteurs, un nombre relativement élevé d'entreprises reste dans l'autre pays. Les effets d'une réduction de l'élasticité de substitution sont les contraires des précédents. Lorsque l'élasticité de substitution est basse, les entreprises privilégient fortement l'acquisition d'une gamme étendue de variétés de biens différenciés. Leur regroupement en un même pays, qui abaisse le coût de cette consommation intermédiaire, survient alors pour un haut niveau de coûts de transaction[15]. Pour la même raison, dans les secteurs 1 et 3, les parts des deux pays diffèrent largement en-dessous de la valeur critique des coûts de transaction.

Pour les valeurs des paramètres des colonnes I à III du tableau 2.1, seul le secteur 2 est totalement concentré lorsque les coûts de transaction sont faibles. Des valeurs des

[13] Voir par exemple PUGA (1999).
[14] Pour $\mu = 0,2$, la valeur critique est comprise entre $1,24$ et $1,28$.
[15] Pour $\sigma = 4$, la valeur critique est comprise entre $1,73$ et $1,79$.

paramètres de la colonne IV résulte une situation différente. Dans cette dernière colonne, la part des biens d'un secteur industriel dans la dépense du consommateur (γ) et la part de la terre dans les coûts de production agricoles (ν) sont moins grandes que dans la colonne I ; les valeurs des autres paramètres sont identiques dans les deux colonnes. Sur la figure 2-2, analogue de la figure 2-1, sont tracées les courbes correspondant à la colonne IV du tableau 2.1. Ces dernières peuvent y être comparées aux courbes dites de référence de la figure 2-1. Les courbes de la figure 2-2 réalisées grâce aux bas niveaux de γ et ν, comme celles de la figure 2-1, révèlent l'existence d'une valeur critique des coûts de transaction en-dessous de laquelle la part du pays 1 dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration économique n'est plus égale à celle du pays 2. Cette valeur critique semble ne pas différer de celle obtenue avec les niveaux élevés de γ et ν. Un aspect plus important de la figure 2-2 doit être souligné. Lorsque γ et ν sont bas, pour des coûts de transaction inférieurs à la valeur critique, la part du pays 1 est nulle dans le secteur 2, comme précédemment, mais elle est égale à 1 dans les secteurs 1 et 3. La concentration est alors totale dans tous les secteurs. Si la part des biens d'un secteur industriel dans la dépense du consommateur est petite, la quantité de ces biens produite dans l'ensemble de l'économie n'est pas très élevée et la production du secteur ne nécessite qu'un faible nombre de travailleurs. L'un ou l'autre pays suffit à fournir ces travailleurs et les entreprises du secteur peuvent se regrouper dans un seul pays. Quand elles le font, certains agents de l'autre pays passent de ce secteur au secteur agricole, la part du bien agricole dans la dépense du consommateur étant considérable. De plus, si la part de la terre dans les coûts de production agricoles n'est pas très grande, l'agriculture emploie en contrepartie de nombreux individus. En conséquence, à l'échelle de l'ensemble de l'économie, peu de travailleurs exercent leur activité dans les secteurs industriels. Appliqué à un secteur industriel particulier, ce mécanisme favorise comme ci-dessus l'agglomération des entreprises de ce secteur dans un seul pays.

La dépendance de l'équilibre à l'égard des conditions initiales

Pour certaines valeurs des paramètres, l'équilibre du modèle que nous développons diffère suivant la configuration spatiale et sectorielle qui fixe la localisation de toutes les entreprises industrielles au début du processus d'ajustement. La dépendance de l'équilibre à l'égard des conditions initiales (*path dependence*), dont ce résultat est un exemple, s'observe dans de nombreux modèles de la nouvelle économie géographique[16]. Pour mettre au jour une telle propriété, nous modifions les configurations spatiales et sectorielles des entreprises en $t = 0$ ayant servi précédemment. Ici, à l'instant $t = 0$ de la première étape de l'abaissement des coûts de transaction, les entreprises des secteurs 1 et 3 sont plus nombreuses dans le pays 1 que dans le pays 2 tandis que le nombre d'entreprises du secteur 2 est plus élevé dans le pays 2 que dans le pays 1, et l'écart entre les nombres d'entreprises des deux pays est plus petit dans le secteur 1 que dans les autres secteurs, plus grand dans le secteur 3 et d'un niveau intermédiaire dans le secteur 2. D'autre part, quelle soit l'étape, si à l'équilibre les entreprises d'un secteur sont réparties de manière égalitaire entre les pays, la perturbation qui éloigne l'économie de cet équilibre est telle qu'un pays qui possédait un avantage dans ce secteur à la première étape retrouve un

[16] Dans les modèles avec anticipations rationnelles, cette dépendance peut disparaître : sous certaines conditions, les croyances des agents affectent l'équilibre en renversant les conditions initiales (voir par exemple BALDWIN (2001) ou PERI (2002)).

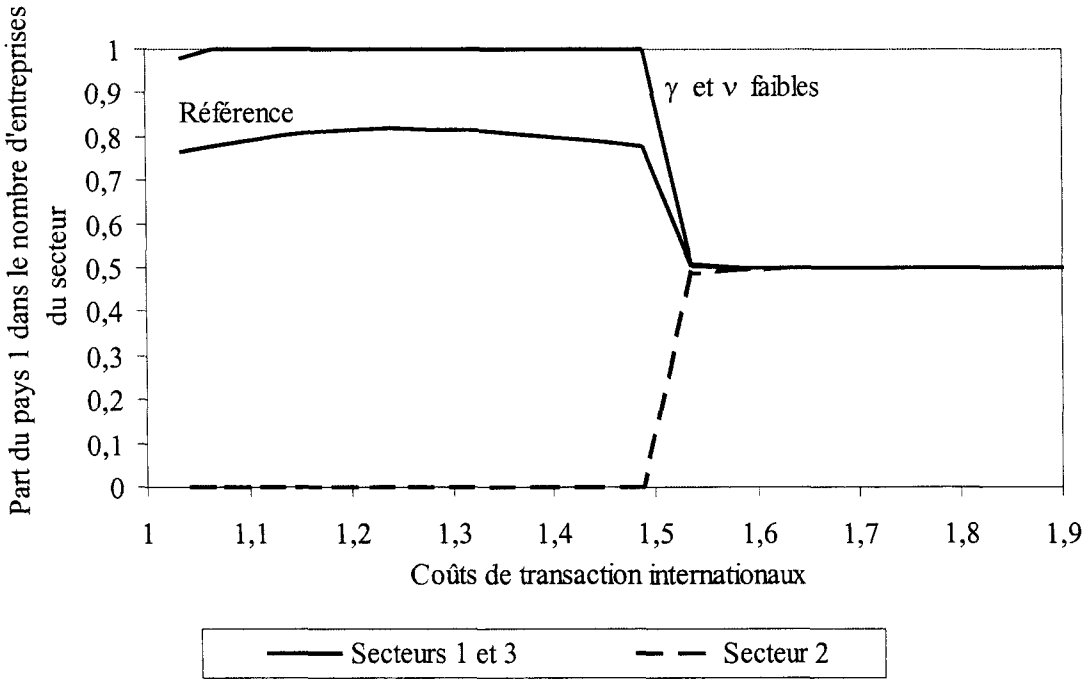

FIG. 2-2: Les structures spatiales des secteurs : valeurs de γ et ν modifiées

avantage de même ampleur. Si les entreprises d'un secteur sont regroupées dans un pays, la perturbation réduit l'inégalité de leur répartition, mais cette atténuation est moindre dans un secteur qui présentait à la première étape un grand écart entre les nombres d'entreprises des deux pays que dans un secteur où cet écart était plus faible.

La figure 2-3 témoigne des effets qu'a une diminution des coûts de transaction internationaux sur les parts du pays 1 dans les nombres d'entreprises de la zone d'intégration économique, simulés en faisant usage des configurations spatiales et sectorielles que nous venons de définir et en s'appuyant sur les valeurs des paramètres de la colonne I du tableau 2.1. Quel que soit le secteur, pour de forts coûts de transaction, la part du pays 1 et celle du pays 2 sont identiques. Pour des coûts de transaction peu élevés, la part du pays 1 est nulle dans le secteur 2, la part du pays 2 est nulle dans le secteur 3 et, dans le secteur 1, la part du pays 1 est la même que celle du pays 2. La concentration des entreprises du secteur 2 et celle des entreprises du secteur 3 sont totales. Au contraire, les entreprises du secteur 1, tout comme celles de l'ensemble des secteurs industriels, sont parfaitement dispersées dans l'économie. Comme précédemment, certaines entreprises s'agglomèrent complètement dans un pays, et par conséquent les autres ne peuvent pas faire de même. Mais ici, chacun des deux pays (et non un seul des deux) assure toute la production d'un des trois secteurs. Le secteur restant ne peut être tant soit peu concentré, sa répartition entre les deux pays doit être égalitaire. En outre, l'avantage qu'a l'un ou l'autre pays dans un secteur, à l'instant $t = 0$ de l'étape durant laquelle est franchie la valeur critique séparant le haut niveau des coûts de transaction du bas niveau de ces coûts, diffère selon le secteur. Le secteur 1 est celui dans lequel cet avantage est le plus petit. Les perturbations ultérieures de l'équilibre ne changent pas l'ordre des secteurs qui découle de leur

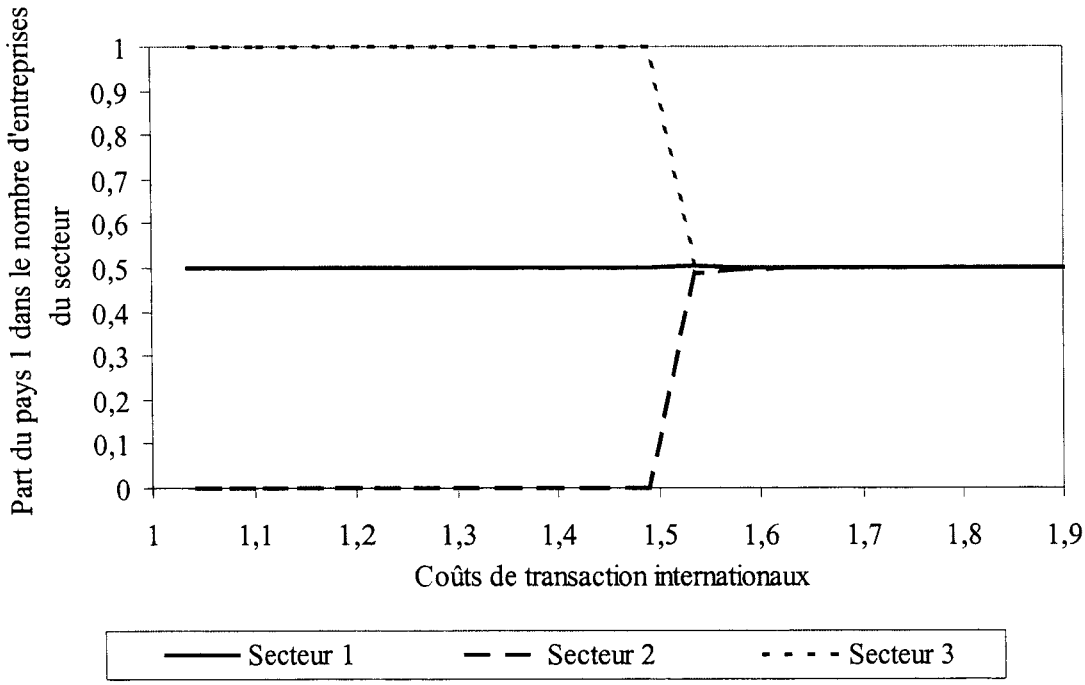

FIG. 2-3: Les structures spatiales des secteurs : conditions initiales modifiées

classement en fonction de l'avantage de l'un ou l'autre pays. Ce sont donc les entreprises du secteur 1 qui ne se regroupent pas.

Lorsque les coûts de transaction sont supérieurs à la valeur critique, les résultats auxquels conduisent les configurations spatiales et sectorielles modifiées sont identiques à ceux qu'amènent les configurations d'origine. En revanche, lorsque ces coûts sont inférieurs à la valeur critique, les deux séries d'équilibres s'opposent par certains aspects : dispersion parfaite au lieu de concentration partielle dans le secteur 1, concentration totale au lieu de concentration partielle dans le secteur 3. Ce n'est que pour ce niveau de coûts de transaction que l'équilibre du modèle dépend des conditions en vigueur au début du processus d'ajustement. Bien que l'on puisse concevoir d'autres configurations spatiales et sectorielles en $t = 0$, nous ne prolongeons pas davantage l'examen des différents équilibres que pourrait offrir le modèle.

2.3.2 Les structures sectorielles de l'économie

Dans un modèle de nouvelle économie géographique à plusieurs secteurs industriels, la localisation des entreprises de ces secteurs est à la base non seulement de la structure spatiale de chaque secteur (que nous avons abordée plus haut), mais aussi, en considérant les secteurs non plus isolément mais dans leur ensemble, de la structure sectorielle de l'activité à rendements d'échelle croissants propre à chaque pays ou à chaque région. Les modèles dans lesquels cette structure sectorielle est formalisée soit se limitent à une économie qui ne comprend que deux pays et deux secteurs symétriques (KRUGMAN et VENABLES 1996, PERI, 1998, 2002), soit se concentrent sur la similitude des structures

sectorielles de deux pays, déduite à partir d'une situation dans laquelle les deux pays ont, dans chaque secteur, la même part dans la production d'un ensemble de pays (PUGA et VENABLES, 1996). Ils n'appréhendent pas en elle-même la structure sectorielle d'un pays où sont actifs plus de deux secteurs industriels. Seuls PUGA et VENABLES (1999) et VENABLES (1999), dont les modèles n'appartiennent à aucune des deux catégories précédentes, suivent une démarche qui y conduit, mais aucune description synthétique de la structure sectorielle, en particulier une mesure de la spécialisation, n'est fournie. Les résultats des autres modèles, à l'exception de celui de PUGA et VENABLES (1996), sont présentés sur des graphiques qui exploitent le fait que la part d'un secteur dans la production ou l'emploi d'un pays, ou autre, contient toute l'information relative à la structure sectorielle du pays quand il n'y a que deux secteurs industriels dans l'économie[17]. Dès que le nombre de secteurs industriels est strictement supérieur à deux, d'autres types de graphiques doivent être conçus et, si on cherche à évaluer le degré de spécialisation, un indicateur synthétique doit être utilisé.

On note $SHRS'_m$ et $SHRS''_m$ les parts du secteur m dans les nombres d'entreprises industrielles du pays 1 et du pays 2 respectivement. On a

$$SHRS'_m = \frac{N'_m}{\sum_{m=1}^{M} N'_m} \text{ et } SHRS''_m = \frac{N''_m}{\sum_{m=1}^{M} N''_m}. \tag{2.38}$$

Afin de mettre en lumière l'évolution de la structure sectorielle d'un pays consécutive à une diminution des coûts de transaction internationaux, nous avons choisi de réunir sur un même graphique les valeurs de la part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises industrielles du pays et celles de la part cumulée des secteurs 1 et 2 (par exemple la somme des quantités $SHRS'_1$ et $SHRS'_2$), la part cumulée des trois secteurs étant bien sûr toujours égale à 1. Par la suite, nous déterminerons les valeurs d'une mesure synthétique de spécialisation et nous représenterons graphiquement la relation entre les coûts de transaction et cette mesure de spécialisation.

La figure 2-4 donne la part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises industrielles et la part cumulée des secteurs 1 et 2 pour le pays 1, et la figure 2-5 les mêmes quantités pour le pays 2. Les configurations spatiales et sectorielles en $t = 0$ qui sous-tendent la simulation nécessaire à la réalisation de ces figures sont celles du début du paragraphe 2.3.1. S'agissant des valeurs des paramètres, chacune des deux figures est organisée à l'exemple de la figure 2-1 : colonne I du tableau 2.1 pour les courbes dites de référence, colonne II ou colonne III pour les autres courbes. Certains résultats peuvent être énoncés sans faire référence à l'une ou l'autre colonne. Si les coûts de transaction sont élevés, les parts des trois secteurs dans le nombre d'entreprises industrielles sont égales entre elles, cela dans les deux pays. La valeur critique des coûts de transaction dégagée lors de l'examen des structures spatiales des secteurs apparaît également sur les figures 2-4 et 2-5, mais ici elle se définit par le niveau de ces coûts en-dessous duquel la structure sectorielle du pays 1 diffère de celle du pays 2. Lorsque les coûts de transaction sont inférieurs à la valeur

[17] Voir par exemple KRUGMAN et VENABLES (1996, figures 1 à 3), PERI (1998, figures 1 à 3 et figure 12) et PERI (2002, figures 7 à 13).

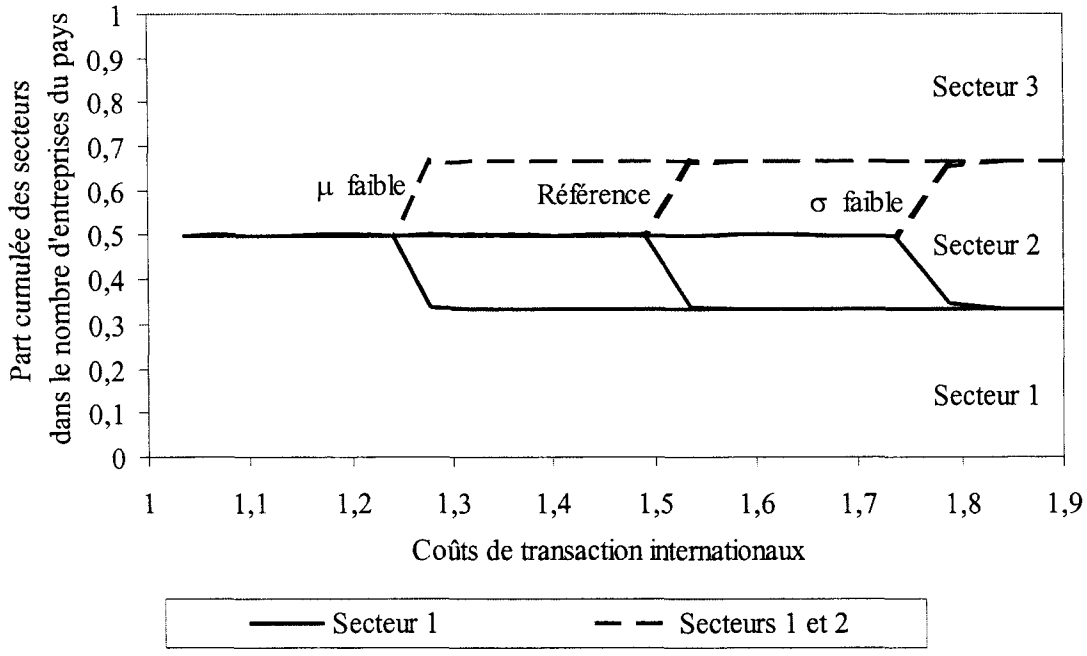

FIG. 2-4: La structure sectorielle du pays 1 : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires

critique, les secteurs 1 et 3, dans le pays 1, ont la même part, et la part du secteur 2 est nulle. Ce dernier secteur est prédominant dans le pays 2, mais les parts des secteurs 1 et 3, égales l'une à l'autre, ne sont pas nulles. La part du secteur 2 est maximale (et les parts des secteurs 1 et 3 minimales) pour des coûts de transaction ni très proches de la valeur critique, ni très faibles.

D'autres résultats se rapportent à la dépendance de la relation entre coûts de transaction et structure sectorielle à l'égard des paramètres du modèle. Pour des coûts plus bas que la valeur critique, la part du secteur 2 est plus petite et les parts des secteurs 1 et 3 sont plus grandes, dans le pays 2, lorsque le bien intermédiaire a une part peu élevée dans les coûts de production (colonne II du tableau 2.1) que lorsque sa part est forte (colonne I). En revanche, la part du secteur 2 paraît d'autant plus grande et les parts des secteurs 1 et 3 d'autant plus petites que l'élasticité de substitution est plus basse (ce que suggère la comparaison des courbes qui s'appuient sur la colonne III et des courbes de référence). On peut ajouter un résultat qui concerne la même partie de la relation et que la figure 2-5 ne met pas en évidence : dans le pays 2, si la part des biens d'un secteur industriel dans la dépense du consommateur et la part de la terre dans les coûts de production agricoles sont faibles, la part du secteur 2 est égale à 1 et les parts des autres secteurs sont nulles, ce qui signifie que la diversité sectorielle de ce pays est minimale.

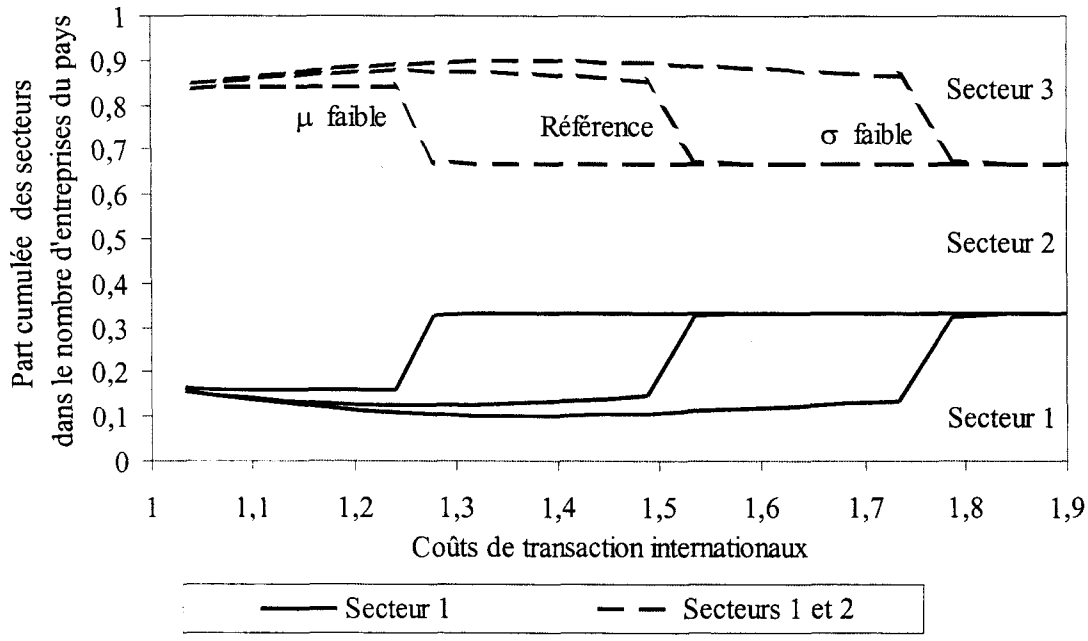

FIG. 2-5: La structure sectorielle du pays 2 : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires

2.3.3 La mesure de la concentration spatiale et du degré de spécialisation

La concentration spatiale

Bien que, dans cette section, l'usage d'une mesure synthétique de concentration spatiale ne puisse que confirmer les conclusions auxquelles nous sommes parvenu au moyen d'une mesure non synthétique (la quantité $SHRC'_m$), il est utile de préciser dès à présent les types d'indicateurs dont nous nous servirons quand nous nous pencherons sur la concentration des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration économique au niveau des régions. Les indicateurs synthétiques de concentration spatiale peuvent être classés en deux grandes familles : les uns permettent d'apprécier la concentration absolue d'un secteur, les autres sa concentration relative. La notion de concentration absolue repose sur la seule structure spatiale du secteur. La notion de concentration relative est fondée sur la comparaison de cette structure spatiale avec celle d'un élément de référence. Un secteur affiche un haut degré de concentration absolue s'il est réparti de manière très inégalitaire entre les pays ou les régions. Sa concentration relative est forte si sa répartition est telle que les unités spatiales qui ont une grande part dans une quantité reflétant l'activité du secteur ont une petite part dans l'élément de référence, et inversement.

Pour évaluer la concentration absolue d'un secteur, nous avons recours à un indicateur qui pourrait être nommé « indice de concentration spatiale de Herfindahl »[18]. Appliqué

[18]HOUDEBINE (1999) emploie une expression similaire, le terme « géographique » se substituant au

à la concentration absolue à l'intérieur de la zone d'intégration économique au niveau des pays, cet indice a pour expression, dans le secteur m,

$$HCP_m^* = \left(\frac{N'_m}{N_m}\right)^2 + \left(\frac{N''_m}{N_m}\right)^2. \tag{2.39}$$

L'indice de concentration spatiale de Herfindahl HCP_m^*, simple dans sa formulation, est fonction de quantités qui ne sont autres que celles que nous avons calculées ou évoquées ci-dessus, à savoir les parts des pays dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration. Ces parts sont élevées au carré et ajoutées les unes aux autres. Par cette somme, l'indice tient compte de la totalité de la structure spatiale. Il est compris entre C^{-1} et 1, où C est le nombre de pays (ici égal à deux). Il vaut 1 quand toutes les entreprises du secteur sont localisées dans le même pays. Il est minimal si la répartition de ces entreprises entre les pays est égalitaire ; dans cette situation, l'indice serait plus faible si les pays étaient plus nombreux.

La distinction entre concentration spatiale relative et concentration spatiale absolue n'est pertinente que si les unités spatiales ont des poids différents dans l'élément de référence. En effet, il est équivalent d'étudier le plus ou moins grand déséquilibre de la structure spatiale d'un secteur et de chercher à savoir à quel point cette structure s'éloigne d'une distribution de base parfaitement égalitaire. Compte tenu des hypothèses du modèle, la quantité de terre arable ne peut donc pas jouer le rôle d'élément de référence. Il reste alors l'emploi, la production et le nombre d'entreprises de l'ensemble des secteurs industriels. Nous avons retenu cette dernière variable. Nous mesurons la concentration relative d'un secteur à l'aide d'un indicateur que l'on pourrait appeler « indice de concentration spatiale d'Isard »[19]. Dans le cas de la concentration relative du secteur m à l'intérieur de la zone d'intégration économique au niveau des pays, il s'écrit

$$ICP_m^* = \frac{1}{2}\left(\left|\frac{N'_m}{N_m} - \frac{\sum_{m=1}^{M} N'_m}{\sum_{m=1}^{M} N_m}\right| + \left|\frac{N''_m}{N_m} - \frac{\sum_{m=1}^{M} N''_m}{\sum_{m=1}^{M} N_m}\right|\right). \tag{2.40}$$

La définition de l'indice de concentration spatiale d'Isard ICP_m^* peut être rapprochée de celle de l'indice HCP_m^*. Les valeurs absolues dans l'équation (2.40) remplacent les carrés formant l'équation (2.39). Les termes dont la valeur absolue est calculée sont les écarts entre la part de l'un ou l'autre pays dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration pour le secteur m et la part de ce pays dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration pour l'ensemble des secteurs industriels. Ce sont ces écarts qui confèrent à l'indice ICP_m^* son caractère relatif. L'équation (2.40) comporte une somme sur tous les pays et, de ce point de vue, présente le même intérêt que l'équation (2.39). Cette somme n'est multipliée par le facteur $\frac{1}{2}$ que pour aboutir à un indice qui n'excède jamais 1. L'indice ICP_m^* est nul (et minimal) si, dans chaque pays, les parts sont identiques pour le secteur m et

terme « spatiale ».

[19]Isard a défini une grandeur qui porte le nom de coefficient de localisation (voir VALEYRE (1993) pour ses propriétés). L'indicateur que nous appelons « indice de concentration spatiale d'Isard » est construit sur le modèle de ce coefficient.

pour l'ensemble des secteurs industriels, ce qui signifie que le secteur m, relativement à l'ensemble des secteurs industriels, n'est pas concentré. L'indice est infiniment proche de 1 quand les entreprises du secteur m ne sont localisées que dans certains pays et que, pour l'ensemble des secteurs industriels, les parts de ces pays sont infiniment petites ; le secteur m tend alors vers son état de concentration relative le plus extrême.

Même si elle n'est pas indispensable (des résultats identiques pouvant être déduits de la figure 2-1), la figure 2-6 rend explicites les variations des indices HCP_m^* accompagnant un abaissement des coûts de transaction internationaux. Sont utilisées pour la construction de cette figure les valeurs des paramètres de la colonne I du tableau 2.1 et les configurations spatiales et sectorielles en $t = 0$ du début du paragraphe 2.3.1. La figure 2-7 est l'analogue de la figure 2-6 pour les indices ICP_m^*. Si les coûts de transaction sont plus élevés que la valeur critique de la figure 2-1, la concentration absolue et la concentration relative à l'intérieur de la zone d'intégration économique à l'échelle des pays prennent les plus petites valeurs possibles, cela dans tous les secteurs. Pour des coûts plus faibles que la valeur critique, la concentration absolue revêt dans le secteur 2, mais pas dans les autres secteurs, le plus haut niveau auquel elle puisse s'élever, et la concentration relative du secteur 2 est plus grande que celle des autres secteurs. La concentration absolue de chacun des secteurs ainsi que sa concentration relative sont plus fortes lorsque les coûts de transaction sont inférieurs à la valeur critique que lorsqu'ils sont supérieurs à cette valeur. En-dessous de la valeur critique, les évolutions de la concentration absolue et de la concentration relative des secteurs 1 et 3 ne sont pas monotones ; pour une valeur de τ proche de $1,24$, la concentration absolue et la concentration relative, dans ces secteurs, atteignent des maximums. Il en est de même pour l'évolution de la concentration relative du secteur 2, bien que la concentration absolue de ce secteur conserve le même niveau. Les entreprises du secteur 2 sont toujours toutes localisées dans le pays 2. Cependant, les entreprises de l'ensemble des secteurs industriels implantées dans ce pays sont moins nombreuses lorsque τ avoisine $1,24$ que lorsque τ est éloigné de cette valeur et le contraire s'observe dans le pays 1. Le pays 2 a donc une plus petite part dans l'élément de référence, et la concentration relative du secteur 2 est plus forte.

La spécialisation

Le nombre d'entreprises industrielles de la zone d'intégration économique peut être décomposé simultanément suivant deux dimensions, l'une spatiale et l'autre sectorielle. L'indice de concentration spatiale d'Isard ICP_m^* est défini par l'intermédiaire de la distribution spatiale du nombre d'entreprises du secteur m et de la distribution spatiale marginale. L'indicateur synthétique que nous avons choisi pour apprécier le degré de spécialisation d'un pays ou d'une région est également fondé sur la double décomposition du nombre d'entreprises. Mais le rôle joué par le découpage territorial (par le découpage sectoriel) dans le cas de la concentration spatiale est tenu, dans le cas de la spécialisation, par le découpage sectoriel (par le découpage territorial). L'indicateur de spécialisation fait donc intervenir la distribution sectorielle du nombre d'entreprises du pays ou de la région et la distribution sectorielle marginale : les nombres N_m forment l'élément de référence. Par symétrie, nous le nommons « indice de spécialisation d'Isard ». La formule algébrique que nous en donnons est relative à la spécialisation du pays 1 par rapport à la

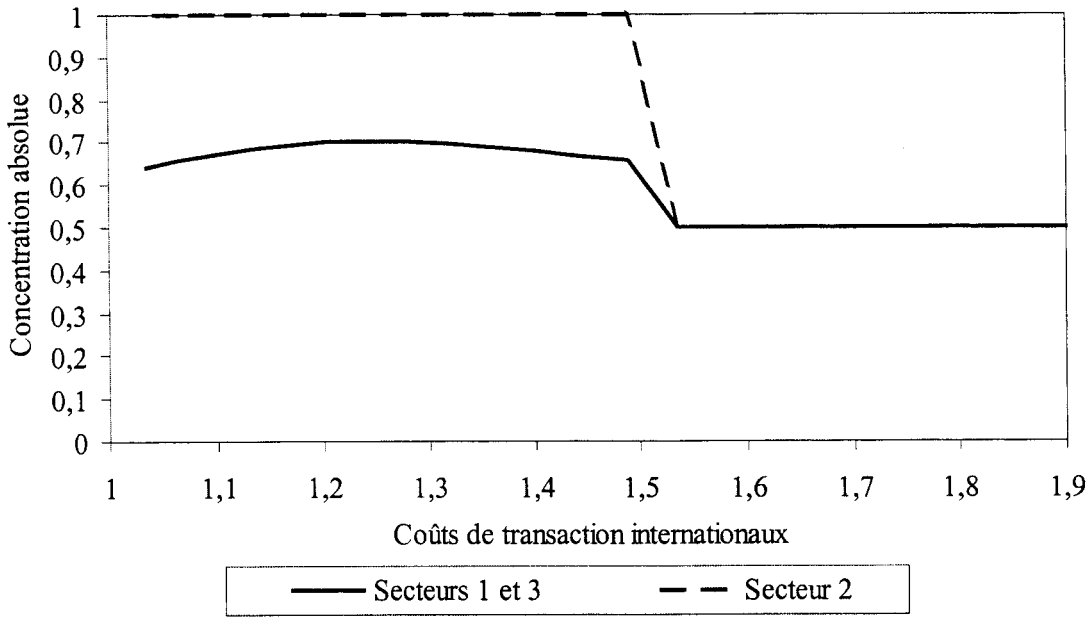

FIG. 2-6: La concentration absolue des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires

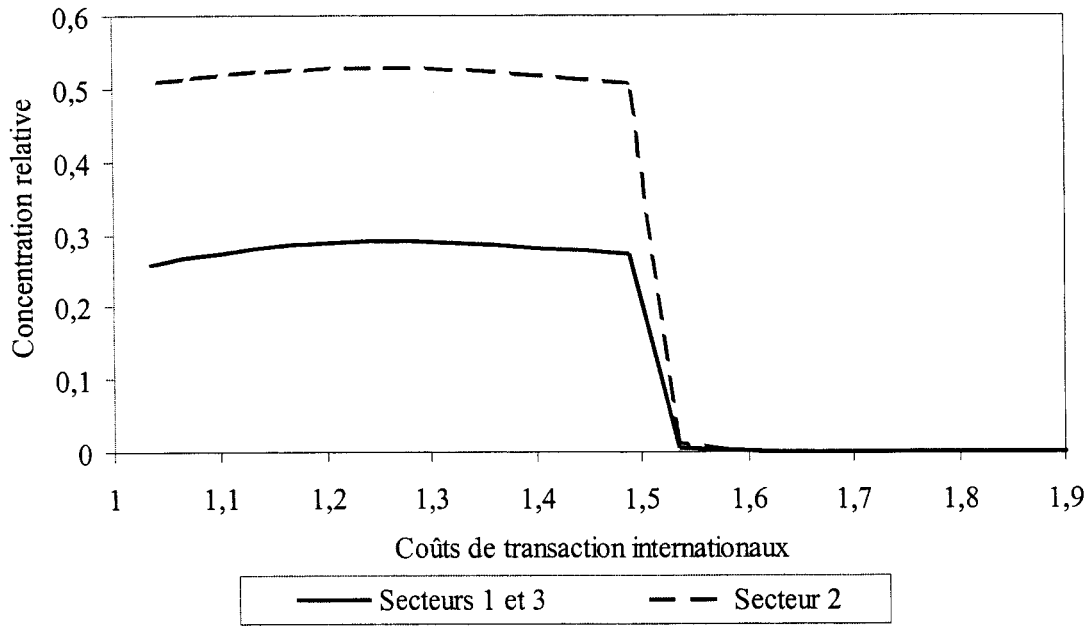

FIG. 2-7: La concentration relative des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires

zone d'intégration économique. Cette formule est constituée par l'équation

$$ISZ' = \frac{1}{2}\sum_{m=1}^{M}\left|\frac{N'_m}{\sum\limits_{m=1}^{M} N'_m} - \frac{N_m}{\sum\limits_{m=1}^{M} N_m}\right|. \tag{2.41}$$

L'indice ISZ' dépend de l'écart entre la part du secteur m dans le nombre d'entreprises industrielles du pays 1 et la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises industrielles de la zone d'intégration. Cet écart traduit formellement la nature relative de la spécialisation.

Les degrés de spécialisation des pays 1 et 2 (mesurés par l'indice ISZ' et son analogue pour le pays 2) auxquels conduisent les différents niveaux de coûts de transaction internationaux apparaissent sur la figure 2-8, les valeurs des paramètres et les configurations spatiales et sectorielles en $t = 0$ étant celles de la figure 2-6. Parmi les résultats que l'on peut dégager de la figure 2-8, deux pourraient également être exposés en associant les figures 2-4 et 2-5. Tant que l'expérience d'intégration économique affecte les coûts de transaction sans les rendre inférieurs à la valeur critique des figures 2-4 et 2-5, les degrés de spécialisation des pays 1 et 2, eu égard à la désagrégation sectorielle, sont nuls : la structure sectorielle du pays 1 est identique à celle du pays 2 et donc aussi à celle de la zone d'intégration. La spécialisation du pays 1 et celle du pays 2 sont plus fortes pour de faibles coûts de transaction que pour des coûts élevés, la valeur critique dissociant ces deux niveaux de coûts. À cela, la figure 2-8 ajoute, outre la relation non monotone entre coûts de transaction et spécialisation du pays 2, un autre résultat auquel les figures 2-4 et 2-5 ne peuvent mener en toute rigueur. Lorsque les coûts de transaction sont d'un niveau plus petit que la valeur critique, le pays 2 est plus spécialisé que le pays 1. La part d'un secteur, quel qu'il soit, dans le nombre d'entreprises industrielles du pays 2 diffère de la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises industrielles de la zone d'intégration davantage que ne le fait la part du secteur dans le nombre d'entreprises du pays 1. Bien que les trois secteurs soient actifs dans le pays 2, alors que seuls les secteurs 1 et 3 le sont dans le pays 1, le secteur 2 a une part trop grande, dans le pays 2, pour que le degré de spécialisation de ce pays soit plus bas que celui de l'autre pays.

Dans les sections suivantes, nous considérerons directement les variations des indicateurs synthétiques de concentration spatiale absolue, de concentration relative et de spécialisation, reportées sur des graphiques du même type que les figures 2-6, 2-7 et 2-8.

2.4 La concentration et la spécialisation dans une économie à un échelon spatial et M secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

Les hypothèses restrictives que nous avons faites à la section 2.3 nous ont permis de nous rapprocher des modèles traditionnels de la nouvelle économie géographique. Certains des résultats les plus connus ont été à nouveau établis. Nous abandonnons à présent deux

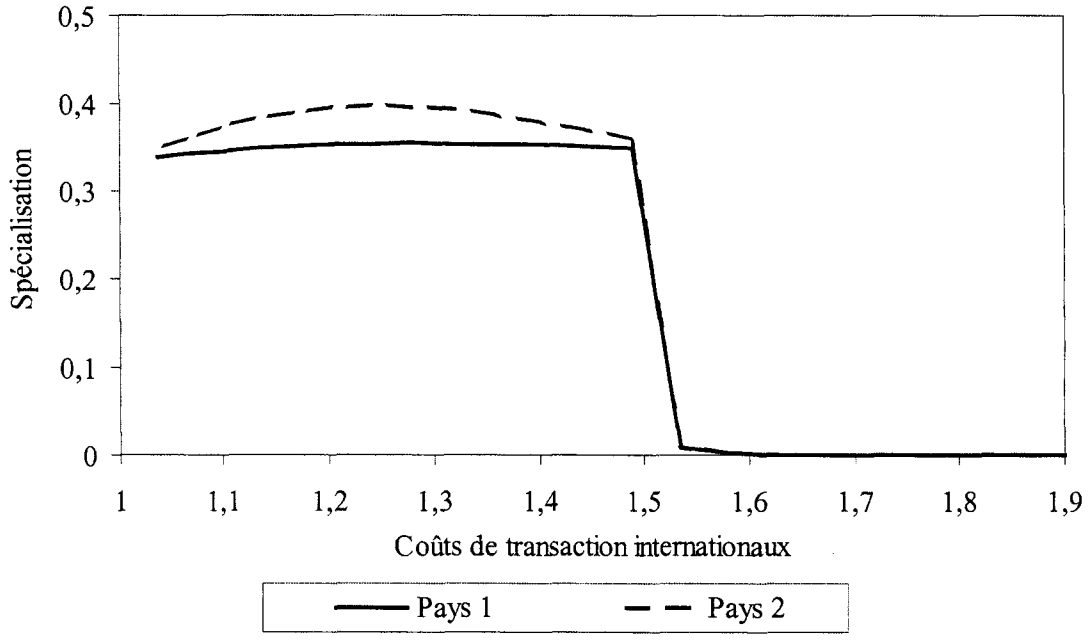

FIG. 2-8: La spécialisation des pays par rapport à la zone d'intégration : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels identiques non liés par l'échange de biens intermédiaires

de ces hypothèses, celle d'absence de liaisons d'input-output intersectorielles et celle de similitude des secteurs s'agissant des coûts de transaction internationaux, du poids du bien intermédiaire dans les coûts de production, et du poids dans la dépense du consommateur. La dernière hypothèse restrictive, celle de nullité des coûts de transaction intranationaux, sera levée à la section suivante.

L'abandon des hypothèses restrictives, même s'il ne crée pas de nouvelles catégories de paramètres, accroît sensiblement le nombre de ceux-ci. En particulier, puisque l'on suppose désormais que chaque secteur fournit un bien intermédiaire à toute entreprise (qu'elle appartienne au secteur 1, 2 ou 3) et que les secteurs sont différents les uns des autres, la catégorie des paramètres μ_{ml} englobe neuf éléments alors qu'elle n'en comportait qu'un seul auparavant. Les valeurs des paramètres μ_{ml}, ainsi que celles des autres paramètres (sauf τ_m), employées dans cette section sont données dans le tableau 2.2. Les trois secteurs n'étant pas identiques du point de vue des coûts de transaction internationaux, à chaque étape de la réduction de ces coûts est associée une combinaison de trois valeurs de τ_m, et non une seule valeur comme précédemment. Ces combinaisons sont définies dans le tableau 2.3. À chaque combinaison nous attribuons un numéro (deuxième ligne du tableau). Ce numéro est destiné à remplacer les trois niveaux de coûts de transaction sur l'axe des abscisses des graphiques de cette section et de la suivante. Les choix que nous avons faits pour les paramètres sont tels que l'on peut dégager des tableaux 2.2 et 2.3 deux différences essentielles entre les secteurs : la part du travail dans les coûts de production ainsi que les coûts de transaction sont relativement élevés dans le secteur 1, la première et les seconds sont relativement faibles dans les secteurs 2 et 3. Par cette double opposition,

Paramètre	Valeur
Parts des biens intermédiaires dans les coûts de production des entreprises industrielles	
μ_{11}	$0,15$
μ_{12}	$0,1$
μ_{13}	$0,05$
μ_{21}	$0,1$
μ_{22}	$0,35$
μ_{23}	$0,05$
μ_{31}	$0,35$
μ_{32}	$0,05$
μ_{33}	$0,1$
Parts des biens des secteurs industriels dans la dépense du consommateur	
γ_1	$0,25$
γ_2	$0,05$
γ_3	$0,1$
Élasticité de substitution entre les variétés de biens d'un secteur industriel	
σ	5
Part de la terre dans les coûts de production agricoles	
ν	$0,4$

TAB. 2.2: Les valeurs des paramètres : cas d'une économie à un échelon spatial et trois secteurs différents

Secteur	Numéro de la combinaison								
	18	**17**	**16**	**15**	**14**	**13**	**12**	**11**	**10**
Secteur 1	$1,90$	$1,84$	$1,79$	$1,73$	$1,68$	$1,63$	$1,58$	$1,54$	$1,49$
Secteur 2	$1,80$	$1,75$	$1,69$	$1,64$	$1,59$	$1,55$	$1,50$	$1,45$	$1,41$
Secteur 3	$1,70$	$1,65$	$1,59$	$1,55$	$1,50$	$1,46$	$1,42$	$1,37$	$1,33$
Secteur	**Numéro de la combinaison**								
	9	**8**	**7**	**6**	**5**	**4**	**3**	**2**	**1**
Secteur 1	$1,44$	$1,40$	$1,36$	$1,32$	$1,28$	$1,24$	$1,20$	$1,17$	$1,13$
Secteur 2	$1,37$	$1,33$	$1,29$	$1,25$	$1,21$	$1,18$	$1,14$	$1,11$	$1,07$
Secteur 3	$1,29$	$1,25$	$1,22$	$1,18$	$1,14$	$1,11$	$1,08$	$1,04$	$1,01$

TAB. 2.3: La définition des combinaisons de coûts de transaction internationaux

nous reproduisons certains aspects de la distinction traditionnelle entre les secteurs de service et les secteurs manufacturiers.

Le nombre d'entreprises du pays 1, à l'instant $t = 0$ de la première étape de la diminution des coûts de transaction, est supposé être plus élevé que celui du pays 2 dans les secteurs 1 et 3, et inversement dans le secteur 2. À cette date, du reste, l'écart entre les nombres d'entreprises des deux pays (à proportion du nombre total d'entreprises) n'est pas plus grand dans un secteur que dans les autres. Si, à l'issue d'un quelconque processus d'ajustement, les entreprises d'un secteur sont parfaitement dispersées dans l'économie, la perturbation grossit le nombre d'entreprises du pays où davantage de producteurs étaient localisés à l'instant $t = 0$ de l'étape antérieure (et restreint le nombre d'entreprises de l'autre pays), mais ne modifie pas l'écart entre les nombres d'entreprises des deux pays qui existait à cet instant. Dans le cas contraire, la perturbation rehausse, par rapport à l'équilibre, le nombre d'entreprises du pays où celles-ci sont les moins nombreuses, le nombre d'entreprises tous pays confondus restant constant.

2.4.1 La concentration spatiale absolue

Les évolutions des degrés de concentration absolue des trois secteurs sont représentées sur un unique graphique (figure 2-9). Si sur l'axe des abscisses de ce graphique étaient placés des niveaux de coûts de transaction, plutôt que les numéros des combinaisons de coûts, à chaque étape correspondraient trois points (un sur chaque courbe) qui ne seraient pas alignés verticalement. Compte tenu des valeurs de τ_m, le point se rapportant au secteur 3 serait situé du côté de l'origine, le point relatif au secteur 1 de l'autre côté et le point qui se rapporte au secteur 2 entre les deux précédents. Substituer, sur la figure 2-9, des valeurs des coûts de transaction aux numéros des combinaisons de coûts[20] aurait ainsi pour conséquence de décaler les courbes des secteurs 1 et 3 vers la droite et vers la gauche respectivement, cela par rapport à la courbe du secteur 2.

Si les coûts de transaction sont forts, la concentration absolue de chaque secteur à l'intérieur de la zone d'intégration économique à l'échelle des pays (indices HCP_m^*, voir le paragraphe 2.3.3) est minimale : les producteurs ne sont pas plus nombreux dans un pays que dans l'autre. Pour toute valeur des coûts de transaction suffisamment petite, la concentration absolue du secteur 2 atteint le plus haut degré possible. La concentration du secteur 3 est d'autant plus élevée que les coûts de transaction sont plus bas. Dans le secteur 1, la concentration est d'un niveau identique quelle que soit la combinaison de coûts.

Comme les secteurs sont, dans cette section, clients et fournisseurs les uns des autres, il existe des liaisons intersectorielles par les coûts et par la demande. Ces liaisons incitent les entreprises d'un secteur à se localiser là où les producteurs d'un autre secteur sont implantés. De cette façon, leur incidence est contraire à celle des effets intersectoriels de concurrence sur le marché du travail et sur le marché des produits, par lesquels les entreprises d'un secteur tendent à choisir le pays où les producteurs d'un autre secteur ne

[20] Cette substitution nécessite de modifier les écarts entre deux points successifs appartenant à une même courbe.

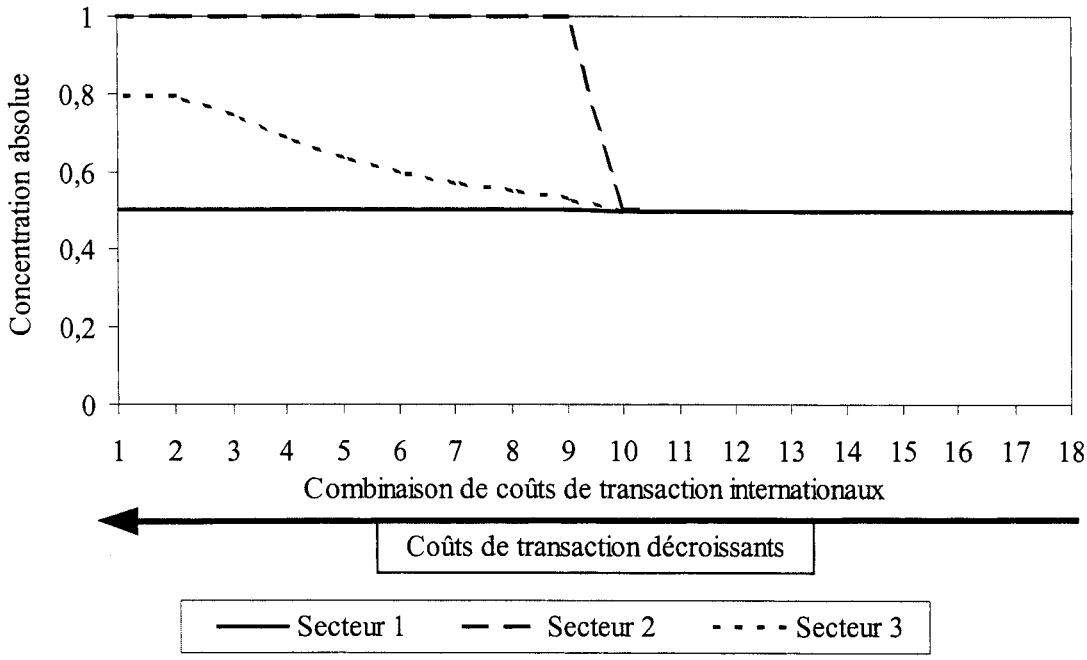

FIG. 2-9: La concentration absolue des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

sont pas localisés. Les liaisons par les coûts et par la demande entre un secteur m et un secteur l génèrent pour les entreprises du secteur m, selon le cas, ce que nous appelons des forces extrasectorielles d'agglomération ou des forces extrasectorielles de dispersion. Si les producteurs du secteur l sont concentrés, les liaisons intersectorielles par les coûts et par la demande favorisent le regroupement des entreprises du secteur m dans un même pays ; ce pays est celui dans lequel le secteur l est aggloméré. Si la répartition des entreprises du secteur l entre les pays est égalitaire, les liaisons intersectorielles peuvent amener les producteurs du secteur m à se disperser complètement dans l'économie. Rappelons que, sous la première hypothèse, les effets de concurrence sur le marché du travail et sur le marché des produits entre un secteur m et un secteur l sont, du point de vue des seules entreprises du secteur m, à l'origine de forces extrasectorielles d'agglomération. Pour échapper à la concurrence, les producteurs du secteur m préfèrent s'établir dans le pays où il y a peu d'entreprises du secteur l. Sous la seconde hypothèse, les effets intersectoriels de concurrence donnent naissance à des forces extrasectorielles de dispersion. Nous réunissons l'influence des effets intersectoriels de concurrence sur le marché du travail et sur le marché des produits à celle des liaisons intersectorielles par les coûts et par la demande, et nous nommons « force composite » la force qui en résulte.

Le degré de concentration absolue d'un secteur reflète l'action des liaisons intrasectorielles par les coûts et par la demande, forces d'agglomération[21], des effets intrasectoriels

[21] Voir la section 2.2 en substituant le terme « pays » au terme « région ».

de concurrence sur le marché du travail et sur le marché du produit, forces de dispersion, et des forces composites. Celles-ci, comme les forces intrasectorielles, dépendent des coûts de transaction internationaux. Lorsque ces coûts sont bas, la concentration du secteur 2 est totale. La force composite que créent les interactions de la localisation du secteur 2 d'une part et de celle du secteur 1 ou du secteur 3 d'autre part est, pour les entreprises du secteur 1 et du secteur 3, une force centripète. Pour ce niveau de coûts de transaction, dans le secteur 1, les effets intrasectoriels de concurrence dominent les liaisons intrasectorielles et la force composite, et ce secteur est parfaitement dispersé dans l'économie. Dans le secteur 3, les liaisons intrasectorielles et la force composite compensent les effets intrasectoriels de concurrence. De ce fait, la concentration de ce secteur est d'un niveau moyen. En outre, les effets intersectoriels de concurrence prévalent sur les liaisons intersectorielles, et le secteur 3 est principalement implanté dans le pays où le secteur 2 n'est pas actif. D'une manière plus générale, les liaisons qui existent à l'intérieur du secteur 2 et la force composite d'agglomération l'emportent sur les effets de concurrence entre les producteurs de ce secteur et la force composite de dispersion. Si les coûts de transaction sont considérables, les liaisons intrasectorielles sont dominées, dans chaque secteur, par les effets intrasectoriels de concurrence et les forces composites de dispersion.

La configuration spatiale et sectorielle au début du processus d'ajustement peut permettre d'expliquer pourquoi, à l'équilibre, un secteur est dispersé alors que les autres sont concentrés[22]. Une autre explication d'un tel phénomène fait intervenir les paramètres du modèle. Plus précisément, celle-ci repose sur le fait que les valeurs des paramètres ne sont pas les mêmes dans tous les secteurs. Les écarts entre les nombres d'entreprises des deux pays étant égaux dans tous les secteurs, la configuration en $t = 0$ que nous adoptons pour la première étape nous amène à la mettre en lumière.

Lorsque les coûts de transaction constituent une lourde charge pour l'économie, les trois secteurs affichent des degrés de concentration qui sont égaux les uns aux autres, cela malgré les différences entre secteurs portant sur les paramètres. L'effet de ces dernières se fait jour pour de faibles coûts de transaction : la concentration est alors plus grande dans le secteur 2 que dans le secteur 3, ce dernier étant lui-même plus concentré que le secteur 1.

De l'examen des caractéristiques fondamentales des secteurs ressort un contraste entre le secteur 1 et les autres secteurs. La part du travail dans les coûts de production des entreprises du secteur 1 est considérable, et donc la dépense de ces entreprises en biens intermédiaires n'équivaut qu'à une petite partie de leurs coûts. Chaque producteur du secteur 1 est peu dépendant de toute autre entreprise en ce qui concerne la fourniture de biens intermédiaires, et les liaisons par les coûts sont peu intenses. De surcroît, comme les consommateurs consacrent une bonne part de leur revenu aux biens du secteur 1, ces biens sont produits en grande quantité. La demande de travail émise par l'ensemble des entreprises de ce secteur est forte et, si ces entreprises se regroupaient dans un pays, la concurrence sur le marché local du travail serait vive. En conséquence de tout cela, lorsque les coûts de transaction sont bas, les entreprises du secteur 1 sont parfaitement dispersées tandis que celles des secteurs 2 et 3 sont concentrées. D'autre part, à certains

[22] Voir le paragraphe 2.3.1.

égards, les caractéristiques fondamentales du secteur 2 s'opposent à celles du secteur 3. Dans le secteur 2, les liaisons d'input-output intrasectorielles sont importantes : la part du bien intermédiaire provenant du secteur 2 dans les coûts de production des entreprises de ce secteur est élevée. Les forces d'agglomération fondées sur l'achat et la vente de ce bien intermédiaire sont donc puissantes. En outre, l'effet de concurrence sur le marché du travail généré par les entreprises du secteur 2 est faible, pour des raisons contraires aux précédentes : la part des biens de ce secteur dans la dépense du consommateur étant minime, ce secteur n'est que de petite taille. Il en résulte un niveau de concentration plus haut dans le secteur 2 que dans le secteur 3 quand les producteurs de ces secteurs ne sont pas répartis de manière égalitaire.

Remarquons par ailleurs que le regroupement des entreprises du secteur 3 se produit à la même étape de l'abaissement des coûts de transaction que celui des producteurs du secteur 2 (combinaison 9). Les niveaux de ces coûts, dans les secteurs 2 et 3, sont trop proches pour que ce ne soit pas le cas. Enfin, on peut préciser le rôle joué par l'écart en $t = 0$ entre les nombres d'entreprises des deux pays une fois cette étape dépassée au cours de la mise en œuvre de l'intégration économique. Malgré les perturbations de l'équilibre, cet écart reste plus large dans les secteurs plus concentrés à l'équilibre. Les écarts entre les nombres d'entreprises des deux pays, au début des processus d'ajustement, contribuent alors à la supériorité de la concentration absolue du secteur 2 par rapport à celle du secteur 3 et à la supériorité de la concentration du secteur 3 par rapport à celle du secteur 1, comme le font les valeurs des paramètres, qui diffèrent selon le secteur.

2.4.2 Les différences entre la concentration spatiale relative et la concentration spatiale absolue

Les variations de la concentration relative à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays (indices ICP_m^*) qui accompagnent la baisse des coûts de transaction se distinguent de celles de la concentration absolue dans les secteurs 1 et 2. Nous avons vu ci-dessus que les entreprises du secteur 2 s'agglomèrent lorsque les coûts de transaction sont inférieurs ou égaux à ceux de la combinaison 9. Pour des coûts prenant de telles valeurs, la concentration relative du secteur 2 est d'autant plus grande que les coûts de transaction sont plus faibles (voir la figure 2-10), alors que la concentration absolue de ce secteur est d'un même niveau quelle que soit la combinaison. La part du pays 2, où toutes les entreprises du secteur 2 sont localisées, dans le nombre d'entreprises de l'ensemble des secteurs industriels est moins proche de 1 pour des coûts de transaction strictement plus petits que ceux de la combinaison 9 que pour la combinaison 9 elle-même ; la structure spatiale du secteur 2 s'éloigne davantage de celle de l'ensemble des secteurs industriels, et la concentration relative du secteur 2 est plus élevée.

D'autre part, la relation entre les coûts de transaction et la concentration relative du secteur 1 n'est pas monotone, tandis que tous les niveaux de coûts conduisent à des degrés identiques de concentration absolue dans ce secteur. La structure spatiale de l'ensemble des secteurs industriels est équilibrée quand les coûts de transaction sont considérables ; elle présente un net déséquilibre pour les coûts de la combinaison 9 et un léger déséquilibre quand les coûts de transaction sont bas. En revanche, la répartition des entreprises du secteur 1 est toujours égalitaire. La concentration relative de ce secteur est donc nulle dans

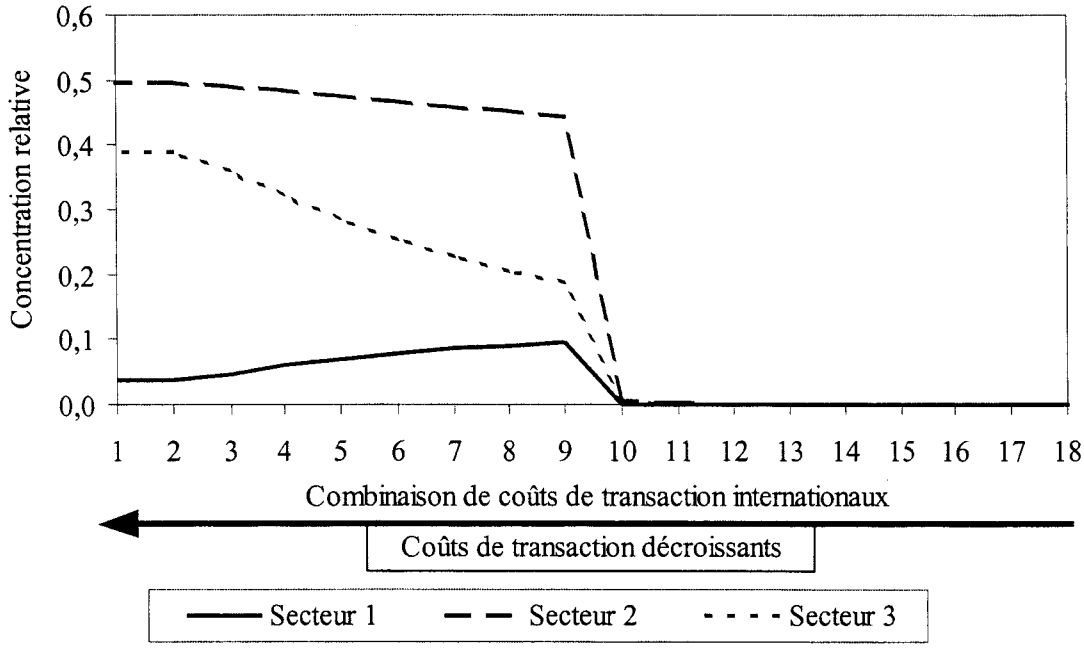

FIG. 2-10: La concentration relative des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

le premier cas (les écarts entre les parts de l'un ou l'autre pays dans le nombre d'entreprises du secteur 1 et dans le nombre d'entreprises de l'ensemble des secteurs industriels étant égaux à zéro), plus forte dans le deuxième et d'un niveau intermédiaire dans le troisième.

2.4.3 Les degrés de spécialisation

Puisque l'expérience d'intégration économique est supposée abaisser les coûts de transaction sans interruption, les numéros des combinaisons de coûts, si leur ordre est renversé, peuvent être interprétés comme des repères temporels. De tels nombres, sur l'axe des abscisses des figures 2-9 et 2-10, pourraient par exemple indiquer les années. Le graphique qui montre les évolutions des degrés de spécialisation des deux pays (figure 2-11) doit être envisagé en privilégiant cette interprétation, car aucune des trois séries de coûts du tableau 2.3 ne peut être attachée à l'une ou l'autre courbe.

Lors de l'entrée en vigueur de l'intégration économique, l'indice ISZ', qui mesure le degré de spécialisation du pays 1, et son analogue pour le pays 2 sont nuls. Cette situation persiste pendant un certain temps. Ni le pays 1 ni le pays 2 ne sont alors spécialisés, du moins quand l'activité industrielle est décomposée en trois secteurs comme nous l'avons fait. Durant cette période, la structure sectorielle du pays 1 et celle du pays 2 restent exactement semblables à celle de la zone d'intégration. Pour chaque pays et pour chaque secteur, l'écart entre la part du secteur dans le nombre d'entreprises du pays et la part du secteur dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration ne change pas.

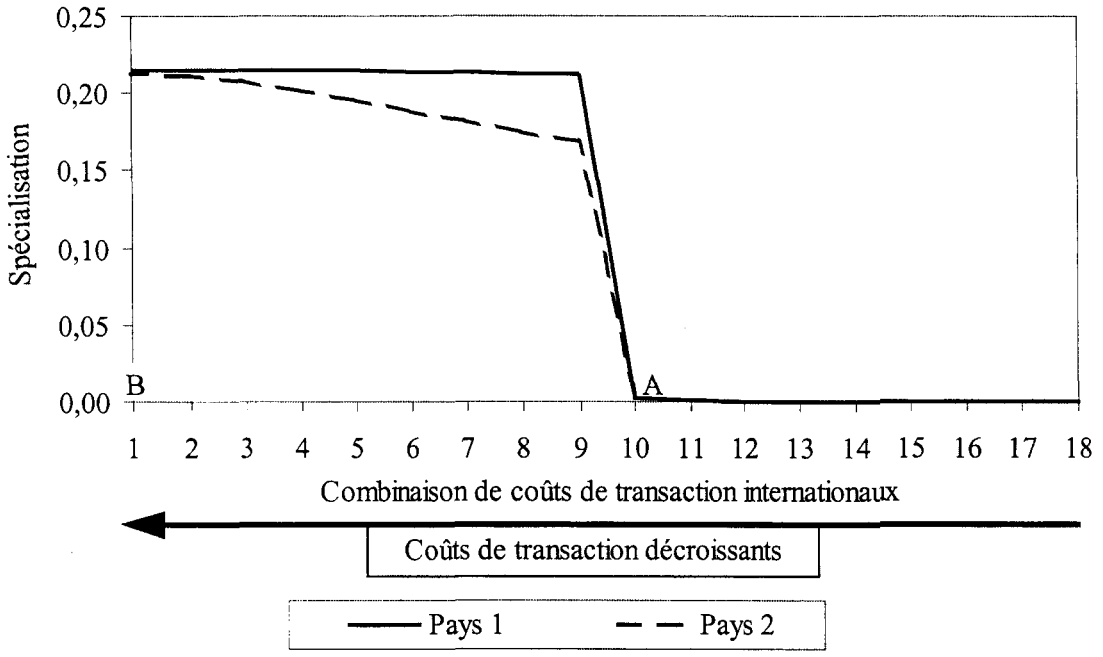

FIG. 2-11: La spécialisation des pays par rapport à la zone d'intégration : économie à un échelon spatial et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

À cette période en succède une autre, au long de laquelle les degrés de spécialisation des deux pays sont strictement positifs et celui du pays 1 est supérieur à celui du pays 2. Tous les secteurs sont actifs dans le pays 2. Seuls les secteurs 1 et 3 le sont dans le pays 1. Le pays 2 est plus spécialisé au moment où prend fin la diminution des coûts de transaction (point B sur la figure 2-11) que lorsque débute la deuxième période (point A). Les degrés de spécialisation du pays 1, en revanche, sont à peine différents. L'écart entre la part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises industrielles du pays 2 et la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises industrielles de la zone d'intégration est plus faible au point B qu'au point A. Mais les écarts dans les autres secteurs sont plus grands, d'où le niveau plus élevé de la spécialisation du pays 2. La part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises du pays 1 et la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration diffèrent moins au point B qu'au point A. Les écarts dans les autres secteurs sont plus larges. Bien que les écarts ne soient pas identiques en B et en A, les degrés de spécialisation du pays 1 sont similaires. L'égalité des degrés de spécialisation durant toute une période n'a donc pas la même origine dans le cas de la première période et dans le cas de la deuxième.

2.4.4 Une limite de l'usage des indicateurs de concentration absolue et relative

L'équilibre du modèle dépend, pour certaines valeurs des coûts de transaction, de la configuration spatiale et sectorielle des entreprises sous laquelle commence le processus

d'ajustement[23]. Cependant, certains des indicateurs synthétiques que nous avons retenus pour évaluer la concentration absolue, la concentration relative et le degré de spécialisation peuvent masquer cette dépendance à l'égard des conditions initiales. Nous mettons en évidence une telle implication de l'usage des indicateurs synthétiques en modifiant les configurations en $t = 0$ qui précèdent. La modification consiste simplement à intervertir les configurations spatiales des secteurs 1 et 2 à l'instant $t = 0$ de la première étape de la diminution des coûts de transaction. Le pays 1 possède alors à cette date des avantages dans les secteurs 2 et 3, et non plus dans les secteurs 1 et 3. La nature des perturbations des équilibres reste inchangée.

Pour des coûts de transaction inférieurs ou égaux à ceux de la combinaison 9, les entreprises du secteur 2 sont complètement agglomérées dans le pays 1 et celles du secteur 3 sont partiellement regroupées dans le pays 2. La part du bien intermédiaire issu du secteur 3 (du secteur 2) dans les coûts de production des entreprises du secteur 2 (du secteur 3) est trop petite, et les liaisons par les coûts et par la demande sont trop peu intenses, pour que les entreprises des secteurs 2 et 3 s'agglomèrent dans le même pays. La simulation que sous-tendent les configurations spatiales et sectorielles modifiées fait apparaître un phénomène original. Lorsque les entreprises se regroupent (combinaison 9), le pays 1 conserve l'avantage qu'il avait dans le secteur 2 au début du processus d'ajustement, mais perd l'avantage qu'il détenait dans le secteur 3. On observe ainsi un retournement (partiel) des conditions initiales. À notre connaissance, aucun des modèles traditionnels de la nouvelle économie géographique, sauf ceux avec anticipations rationnelles, n'engendre un tel renversement.

Toujours pour des coûts de transaction suffisamment bas, si les configurations spatiales et sectorielles en $t = 0$ sont celles décrites au début de la section 2.4, les producteurs du secteur 2 sont tous localisés dans le pays 2 et ceux du secteur 3 sont implantés en majorité dans le pays 1. La configuration spatiale et sectorielle en $t = 0$ affecte donc les nombres d'entreprises des deux pays à l'équilibre. Pourtant, les résultats en termes d'évolution de la concentration absolue et de la concentration relative auxquels mènent les configurations modifiées sont pareils aux résultats ci-dessus. Les graphiques qui seraient construits à partir d'eux ne se distingueraient pas des figures 2-9 et 2-10. Si on ne considère que la valeur de l'indicateur de concentration absolue, que le secteur 2, par exemple, soit actif dans le pays 2 uniquement ou qu'il le soit seulement dans le pays 1 n'a pas d'importance. En revanche, passer des configurations du début de la section 2.4 aux configurations modifiées oblige à reformuler les résultats qui portent sur l'évolution de la spécialisation. Les degrés de spécialisation du pays 1 deviennent ceux du pays 2 et les degrés de spécialisation du pays 1 sont remplacés par ceux du pays 2. Sur la figure 2-11, les courbes des pays 1 et 2 doivent être interverties. L'indicateur de spécialisation, contrairement aux indicateurs de concentration absolue et relative, reflète donc l'influence des conditions initiales.

[23]Voir le paragraphe 2.3.1.

2.5 Concentration spatiale et spécialisation : une analyse à deux échelons spatiaux emboîtés

Pour pouvoir aborder d'un point de vue économique la question de la localisation régionale des entreprises dans le cas d'une économie à deux échelons spatiaux emboîtés formalisée à l'aide des hypothèses que nous avons adoptées, il faut recourir à une version du modèle dans laquelle les coûts de transaction intranationaux sont strictement positifs, ce que nous faisons dans cette section. C'est sous l'angle de la concentration des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration d'une part, des pays d'autre part, à l'échelle des régions, et sous l'angle de la spécialisation des régions que nous envisageons cette question. Dans le modèle, en effet, la localisation régionale des entreprises des secteurs à rendements d'échelle croissants est le fondement à la fois de la structure spatiale de chaque secteur au niveau des régions et de la structure sectorielle de chaque région. Précisons dès à présent que nous nous pencherons sur la spécialisation des régions par rapport au pays auquel elles appartiennent et sur leur spécialisation par rapport à la zone d'intégration. Dans ce qui suit, nous examinerons les évolutions de toutes ces grandeurs et de celles auxquelles nous nous sommes intéressé à la section 2.4.

On suppose que, dans un secteur à rendements d'échelle croissants où les coûts de transaction internationaux sont relativement forts, les coûts de transaction intranationaux le sont aussi, cela en raison de la nature des biens. On peut penser que, s'il est plus onéreux d'échanger des services que des biens manufacturés, cela doit s'observer que l'échange se fasse entre les pays ou qu'il se fasse entre les régions d'un même pays. Comme $\tau_1 > \tau_2 > \tau_3$, on a $\theta_1 > \theta_2 > \theta_3$. Sauf indication contraire, les valeurs que nous avons choisies pour les paramètres qui reflètent les coûts de transaction intranationaux sont $\theta_1 = 1,2$, $\theta_2 = 1,15$ et $\theta_3 = 1,1$. Les valeurs des autres paramètres, ainsi que les combinaisons de coûts de transaction internationaux, sont identiques à celles employées à la section 2.4 (tableaux 2.2 et 2.3), sauf indication contraire.

La présentation des configurations spatiales et sectorielles des entreprises qu'il est nécessaire de postuler est moins aisée quand les pays sont économiquement subdivisés en régions que quand il n'existe qu'un échelon spatial comme précédemment. Deux facteurs y concourent : d'une part le nombre plus élevé d'unités spatiales, d'autre part le fait que les types d'équilibre soient plus nombreux (un secteur pouvant ici être actif dans une, deux, trois ou quatre régions). Le tableau 2.4 permet de condenser partiellement cette description. Celui-ci fournit, pour chaque secteur, le classement des régions selon le nombre d'entreprises à l'instant $t = 0$ de la première étape de l'abaissement des coûts de transaction. Le chiffre 1 correspond à la région dans laquelle ce nombre est le plus grand et le chiffre 4 à la région où il est le plus petit. La nature de la perturbation de l'équilibre, qui modifie les nombres d'entreprises de chaque secteur, diffère suivant que les entreprises du secteur considéré sont implantées à l'équilibre dans toutes les régions (cas I), dans trois régions (cas II), dans deux régions (cas III) ou dans une seule (cas IV). Lorsque le cas I se fait jour au cours d'une étape, quelle qu'elle soit, la perturbation rehausse les nombres d'entreprises des régions figurant aux première et deuxième places du classement du tableau 2.4 relatif au secteur en question, et restreint le nombre de producteurs dans les autres régions, par rapport à l'équilibre. Dans les cas II et III, les nombres d'entreprises des régions où aucun producteur n'est localisé (une région dans le

Secteur	Région			
	Région $1N$	Région $1S$	Région $2N$	Région $2N$
Secteur 1	1	2	3	4
Secteur 2	3	1	2	4
Secteur 3	2	3	1	4

TAB. 2.4: Le classement des régions selon le nombre d'entreprises de chaque secteur au début de l'ajustement (première étape), par ordre décroissant

cas II, deux régions dans le cas III) ne sont pas affectés par la perturbation. Parmi les autres régions, celle qui est la mieux classée à l'instant $t = 0$ de la première étape voit le nombre de ses producteurs augmenter du fait de la perturbation. En revanche, cette dernière diminue le nombre d'entreprises dans les régions restantes (respectivement deux régions et une région). Au cas IV est attachée une perturbation qui réduit le nombre d'entreprises de la seule région où les producteurs sont implantés et accroît le nombre d'entreprises de la région dépourvue de producteurs qui a le rang le plus haut dans le classement du tableau 2.4. La perturbation n'influe pas sur les nombres d'entreprises des deux autres régions. Nous nous servons de la configuration spatiale et sectorielle sous-jacente au tableau 2.4 et des configurations qui sont les corollaires de ces perturbations pour procéder à toutes les simulations dont les résultats sont exposés dans cette section.

2.5.1 La concentration spatiale absolue

La concentration à l'intérieur de la zone d'intégration économique au niveau des pays

Deux oppositions peuvent être formulées en comparant les degrés de concentration absolue à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays (indices HCP_m^*) obtenus sous l'hypothèse de stricte positivité des coûts de transaction intranationaux et sous l'hypothèse contraire[24]. En premier lieu, la combinaison formée des coûts de transaction internationaux en-dessous desquels les entreprises du secteur 2 s'agglomèrent porte ici le numéro 11 et non le numéro 9 (paragraphe 2.4.1). Les coûts de transaction de la combinaison 11 sont plus élevés que les coûts de la combinaison 9. L'expérience d'intégration économique est donc à l'origine d'un regroupement des entreprises dans un des deux pays qui survient plus tôt quand les coûts de transaction intranationaux sont strictement positifs que quand ces coûts sont égaux à zéro.

En second lieu, pour des coûts de transaction intranationaux prenant les valeurs précisées plus haut, la relation entre les coûts de transaction internationaux et la concentration absolue du secteur 3, lorsque ces coûts sont inférieurs ou égaux à ceux de la combinaison 11, n'est pas monotone, et ce secteur n'est pas concentré lorsque les coûts de transaction internationaux sont très bas (voir la figure 2-12). Rappelons que, si les coûts de transaction intranationaux ne sont pas différents de zéro, la relation équivalente, limitée aux combinaisons 1 à 9, est monotone et que la concentration absolue du secteur 3 revêt

[24]Pour les autres aspects des relations entre les coûts de transaction internationaux et la concentration absolue à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays, voir le paragraphe 2.4.1.

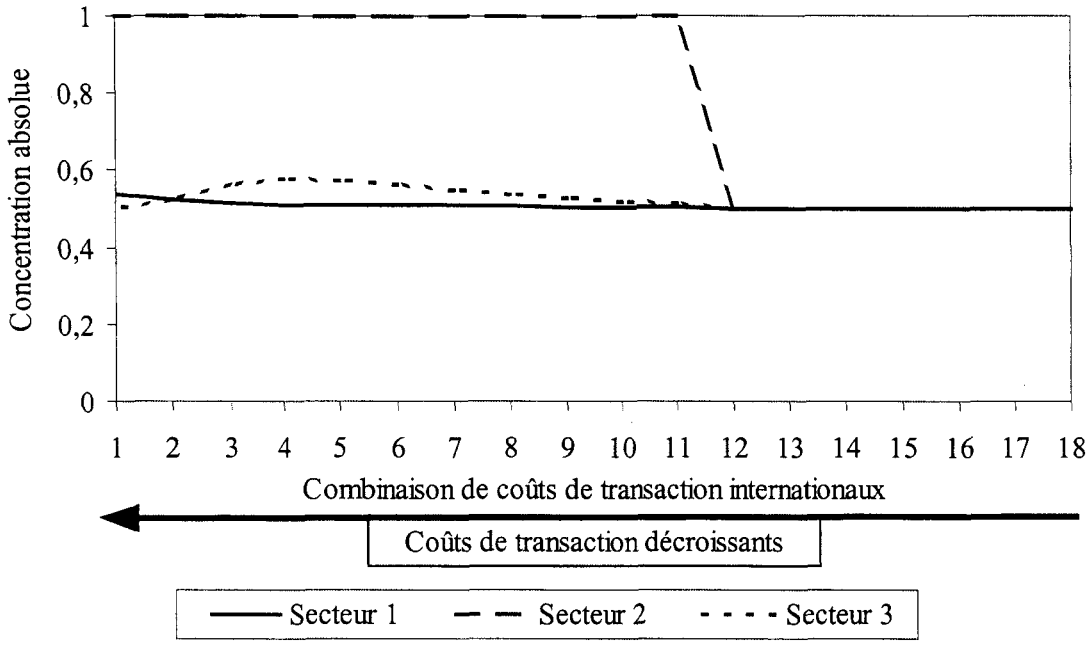

FIG. 2-12: La concentration absolue des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

une valeur moyenne pour de très faibles coûts de transaction internationaux. Les coûts de transaction intranationaux ont donc un effet sur le niveau de la concentration absolue à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays. La répartition internationale des entreprises est moins inégalitaire quand ces coûts ne sont pas nuls que quand ils le sont.

La concentration à l'intérieur de la zone d'intégration économique au niveau des régions

Puisque dans le modèle existent deux échelons spatiaux, on peut étudier la concentration non seulement au niveau des pays mais aussi au niveau des régions. Pour apprécier la concentration absolue d'un secteur à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions, nous utilisons un indicateur de la même famille que les indices HCP_m^*. Dans le secteur m, cet indicateur a pour expression

$$HCR_m^* = \left(\frac{n_m}{N_m}\right)^2 + \left(\frac{\widehat{n_m}}{N_m}\right)^2 + \left(\frac{\widetilde{n_m}}{N_m}\right)^2 + \left(\frac{\widetilde{\widetilde{n_m}}}{N_m}\right)^2 . \tag{2.42}$$

Lorsque les coûts de transaction internationaux sont ceux des combinaisons destinées à représenter les débuts de l'expérience d'intégration économique, la concentration du secteur 1, mesurée par HCR_1^*, est minimale. La concentration du secteur 2 et celle du secteur 3, mesurées par les indices HCR_2^* et HCR_3^*, ne le sont pas (figure 2-13). La

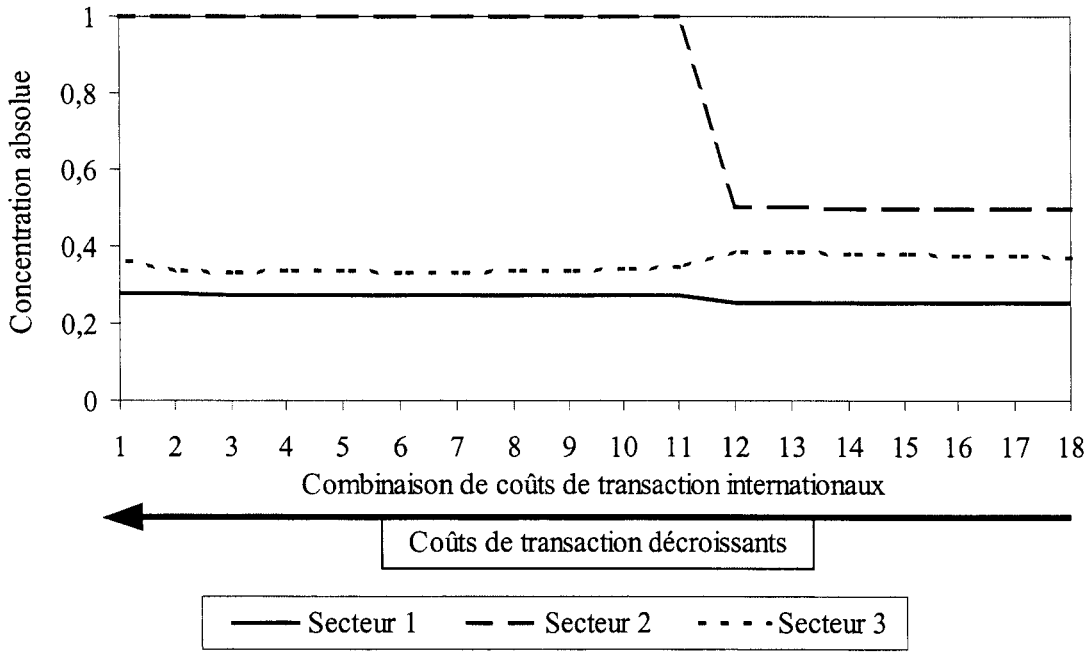

FIG. 2-13: La concentration absolue des secteurs à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des régions : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

répartition des entreprises du secteur 3 entre les régions est inégalitaire, à l'inverse de celle des producteurs du secteur 1. La répartition des entreprises du secteur 2 l'est encore plus. Les producteurs du secteur 1 sont un peu plus concentrés pour de faibles coûts de transaction internationaux que pour de forts coûts de transaction. Bien que les entreprises du secteur 3 ne soient localisées que dans trois régions quand ces coûts sont bas alors qu'elles sont implantées dans toutes les régions quand ils sont considérables, leur concentration est moins grande dans le premier cas que dans le deuxième. Si les valeurs prises par les coûts de transaction sont petites, la concentration absolue du secteur 2 à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions est maximale : les entreprises de ce secteur sont regroupées dans une seule région. Ces entreprises sont ainsi plus concentrées que lorsque les coûts de transaction sont élevés.

La concentration à l'intérieur des pays

Les relations entre les coûts de transaction et la concentration

En associant le degré de concentration absolue à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays et le degré de concentration absolue à l'échelle des régions, des déductions peuvent être faites quant à la répartition des entreprises à l'intérieur des pays. Dans le secteur 1, si les coûts de transaction internationaux sont forts, la concentration au niveau des pays *et* la concentration au niveau des régions sont minimales[25]. Les entreprises du

[25]Le nombre d'entreprises du secteur 1 est le même dans les deux pays.

secteur 1 doivent donc être parfaitement dispersées à l'intérieur de chaque pays. Toujours pour ces valeurs des coûts de transaction, les niveaux de la concentration des secteurs 2 et 3 à l'échelle des pays, à la différence des niveaux de leur concentration à l'échelle des régions, sont les plus bas possible. De ce fait, on peut affirmer que les producteurs de ces secteurs sont au moins partiellement concentrés à l'intérieur d'un des pays ou de chacun d'eux. Dans le secteur 2, lorsque les coûts de transaction sont faibles, la concentration à l'échelle des pays *et* la concentration à l'échelle des régions sont maximales[26]. Les entreprises du secteur 2 sont donc nécessairement complètement concentrées à l'intérieur du pays qui est le seul à les accueillir.

Les résultats se rapportant à la répartition des producteurs d'un secteur entre les régions d'un même pays ne peuvent être déduits des niveaux de la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays et de la concentration à l'échelle des régions que pour des valeurs extrêmes des indices HCP_m^* et HCR_m^*. Dans les autres cas, des mesures de la concentration du secteur à l'intérieur des pays sont indispensables. S'agissant de la concentration absolue du secteur m à l'intérieur du pays 1, nous faisons usage d'un indicateur qui s'écrit

$$HCR'_m = \left(\frac{n_m}{N'_m}\right)^2 + \left(\frac{\widehat{n_m}}{N'_m}\right)^2. \tag{2.43}$$

Remplacer n_m par $\widetilde{n_m}$, $\widehat{n_m}$ par $\widetilde{\widetilde{n_m}}$ et N'_m par N''_m dans l'équation (2.43) conduirait à la quantité mesurant la concentration absolue du secteur m à l'intérieur du pays 2.

Les valeurs des indices HCR'_m et celles de leurs analogues pour le pays 2 complètent les aspects déjà évoqués de la répartition des entreprises à l'intérieur des pays. Lorsque les coûts de transaction internationaux sont considérables, supérieurs à ceux de la combinaison 11, la concentration absolue à l'intérieur du pays 1 et la concentration à l'intérieur du pays 2, dans le secteur 3, sont d'un niveau moyen (figures 2-14 et 2-15). Pour ce niveau de coûts de transaction, le secteur 2 affiche le plus haut degré de concentration qui puisse être atteint, à l'intérieur du pays 1 comme à l'intérieur du pays 2. Lorsque les coûts de transaction sont inférieurs ou égaux aux coûts de la combinaison 11, le secteur 2 n'est actif que dans le pays 1, l'indice pour l'autre pays n'étant pas défini. De plus, des résultats n'ayant en aucune façon été énoncés ci-dessus se dégagent des figures construites au moyen des valeurs des indices HCR'_m et de leurs analogues pour le pays 2. Si les coûts de transaction sont bas, les entreprises du secteur 1 sont quelque peu concentrées à l'intérieur du pays 1, et la concentration du secteur 3 à l'intérieur de ce pays est la plus grande possible. Pour des coûts de transaction de ce niveau, la concentration du secteur 1 et celle du secteur 3 à l'intérieur du pays 2 sont minimales : les producteurs de chacun de ces secteurs sont aussi nombreux dans l'une des régions de ce pays que dans l'autre.

Dans un modèle à deux échelons spatiaux emboîtés, la décision de localisation d'une entreprise porte sur le pays et aussi sur la région du pays qui l'accueille. Les facteurs qui guident l'entreprise dans le choix d'une région sont similaires à ceux qui affectent le choix d'un pays : il existe à l'intérieur de chaque pays des liaisons par les coûts et par la demande

[26] Le nombre d'entreprises du secteur 2 est nul dans un des pays.

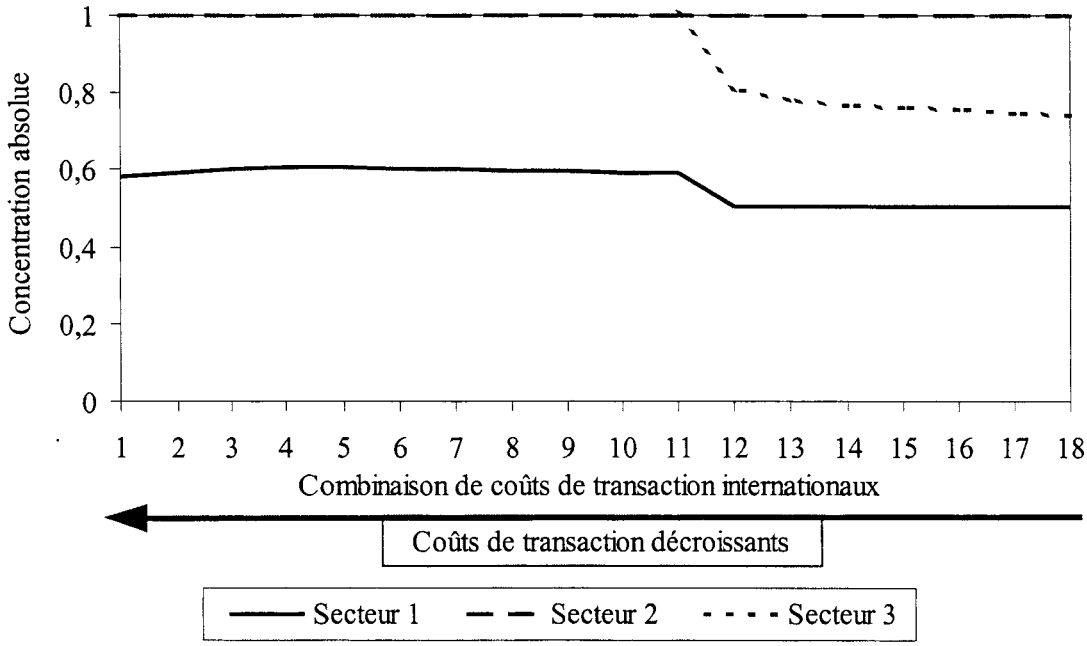

FIG. 2-14: La concentration absolue des secteurs à l'intérieur du pays 1 : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

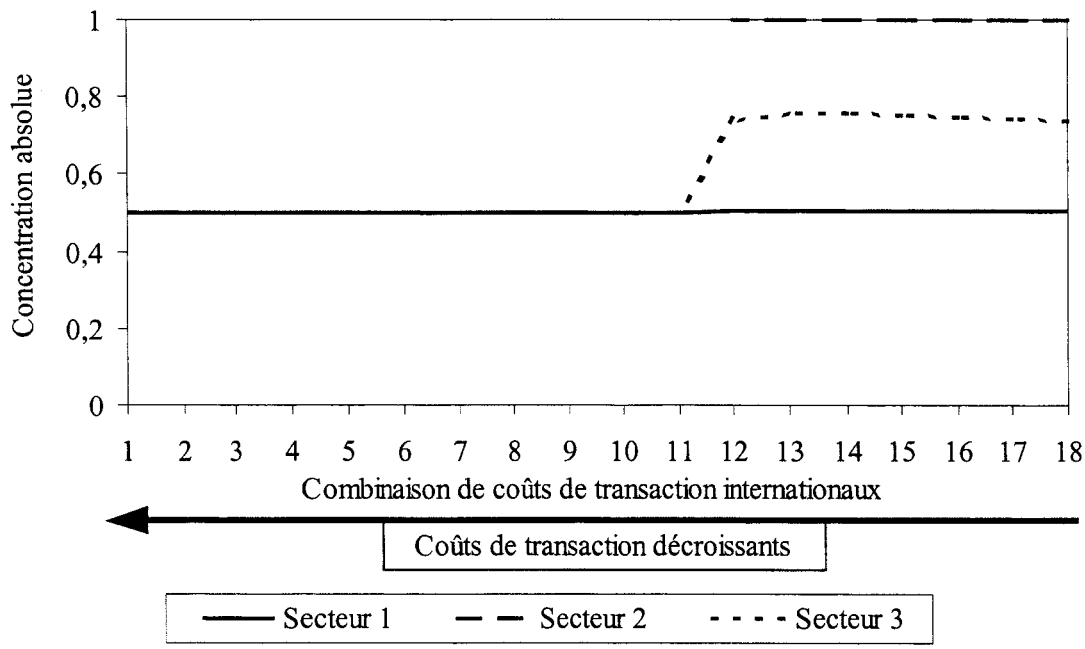

FIG. 2-15: La concentration absolue des secteurs à l'intérieur du pays 2 : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

et des effets de concurrence sur le marché du travail et sur le marché des produits. Les unes et les autres peuvent être intrasectoriels ou intersectoriels. Les liaisons intranationales par les coûts et par la demande et les effets intranationaux de concurrence sur le marché du travail et sur le marché des produits expliquent la répartition des producteurs d'un secteur entre les régions d'un pays. Les liaisons intrasectorielles incitent les entreprises du secteur à s'agglomérer dans une des régions du pays ; les effets intrasectoriels de concurrence favorisent leur dispersion dans le pays. L'influence des liaisons intersectorielles, jointe à celle des effets intersectoriels de concurrence, constitue une force composite qui, à l'intérieur du pays, est soit une force centripète soit une force centrifuge[27].

Les forces composites et les forces intrasectorielles sont fonctions des coûts de transaction intranationaux. Les valeurs de θ_1, θ_2, et θ_3 que nous avons retenues sont petites. Pour de tels coûts de transaction intranationaux et des coûts de transaction internationaux élevés, la répartition des entreprises entre les régions de chaque pays est analogue à la répartition des producteurs entre les pays mise en évidence au paragraphe 2.4.1 lorsque les coûts de transaction internationaux sont faibles. À l'intérieur de chaque pays, dans le secteur 1, les effets intrasectoriels de concurrence l'emportent sur les liaisons intrasectorielles et les forces composites d'agglomération. La répartition du secteur 2 est la conséquence de la prédominance des liaisons intrasectorielles et de la force composite d'agglomération par rapport aux effets intrasectoriels de concurrence et à la force composite de dispersion. Dans le secteur 3, les liaisons intrasectorielles et la force composite centripète contrebalancent les effets intrasectoriels de concurrence et la force composite centrifuge.

Quand les coûts de transaction internationaux sont inférieurs ou égaux à ceux de la combinaison 11, les entreprises du secteur 2 se regroupent toutes dans une des régions du pays 1. Les forces composites produites par l'interdépendance des localisations des secteurs 1 et 2 ou des secteurs 2 et 3 sont, à l'intérieur du pays 1, plus intenses que lorsque les coûts de transaction internationaux sont forts ; elles disparaissent s'agissant du pays 2. Pour cette raison, les situations auxquelles aboutit le jeu des forces d'agglomération et des forces de dispersion diffèrent des précédentes. À l'intérieur du pays 1, dans le secteur 1, les effets intrasectoriels de concurrence sont compensés par les liaisons intrasectorielles et les forces composites centripètes. Le secteur 3 voit les liaisons intrasectorielles et les forces composites d'agglomération prévaloir sur les effets intrasectoriels de concurrence. À l'intérieur du pays 2, les effets intrasectoriels de concurrence et la force composite centrifuge dominent, dans les secteurs 1 et 3, les liaisons intrasectorielles. Les deux pays ne sont plus symétriques du point de vue de la répartition intranationale des secteurs.

La répartition des entreprises du secteur 1 à l'intérieur du pays 1 étant inégalitaire pour les petites valeurs des coûts de transaction internationaux alors qu'elle ne l'est pas pour des coûts élevés, la concentration de ce secteur à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions est moins basse pour le premier niveau de coûts que pour le deuxième. Les producteurs du secteur 3 sont moins concentrés à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions si les coûts de transaction sont faibles que s'ils sont forts car le degré de concentration de ce secteur à l'intérieur du pays 2 est moins haut sous la première

[27] Voir le paragraphe 2.4.1 en substituant le terme « région » au terme « pays ».

hypothèse que sous la deuxième. Enfin, lorsque les coûts de transaction sont presque négligeables, la concentration du secteur 2 à l'intérieur du seul pays où celui-ci est présent est totale tandis que ce secteur est actif dans deux régions lorsque ces coûts sont considérables ; de ce fait, la concentration du secteur 2 à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des régions est plus grande quand s'achève la diminution des coûts de transaction que quand elle commence.

Les effets de la modification des valeurs des paramètres

La simulation des effets de la réduction des coûts de transaction internationaux a été refaite en prenant pour valeurs de θ_1, θ_2 et θ_3, qui sont fonctions des coûts de transaction intranationaux, les nombres $1,35$, $1,3$ et $1,25$ respectivement. Les coûts de transaction intranationaux sont donc plus forts que précédemment. Les valeurs des indicateurs de la concentration absolue à l'intérieur des pays ont été recalculées. Quelques uns des résultats auxquels nous sommes parvenu diffèrent des résultats présentés ci-dessus.

Pour les valeurs élevées des coûts de transaction intranationaux comme pour les petites valeurs, les producteurs du secteur 3 (du secteur 1) implantés dans le pays 1 s'agglomèrent complètement (partiellement) dans une des régions de ce pays lorsque les coûts de transaction internationaux sont faibles. Mais ces regroupements se produisent pour les coûts de la combinaison 12 ou pour des coûts inférieurs si les coûts de transaction intranationaux sont d'un haut niveau, alors qu'ils surviennent pour les coûts de la combinaison 11 ou pour de moindres coûts si les coûts de transaction intranationaux sont bas.

Quand les coûts de transaction intranationaux sont faibles, pour des coûts de transaction internationaux inférieurs ou égaux à ceux de la combinaison 11, toutes les entreprises du secteur 2 sont établies dans une des régions du pays 1. L'indice qui mesure la concentration absolue de ce secteur à l'intérieur du pays 2 n'est donc pas défini pour les coûts des combinaisons 1 à 11. Quand les coûts de transaction intranationaux sont forts, le secteur 2 n'est actif que dans une des régions du pays 1 non seulement pour ces valeurs des coûts de transaction internationaux, mais aussi pour les coûts de la combinaison 12, et l'indice n'est pas défini pour les coûts des combinaisons 1 à 12. L'ensemble des valeurs des coûts de transaction internationaux telles que le secteur 2 est localisé uniquement dans une des régions du pays 1 est plus étendu lorsque les valeurs des coûts de transaction intranationaux sont les valeurs modifiées que lorsque ces coûts revêtent les valeurs initiales. Nous venons de voir que, pour la combinaison 12, les producteurs du secteur 2 sont regroupés en totalité dans une des régions du pays 1 si les coûts de transaction intranationaux sont d'un haut niveau, mais qu'ils ne le sont pas tous si le niveau de ces coûts est bas. Or, dans les secteurs 1 et 3, l'intensité des forces d'agglomération, à l'intérieur du pays 1, est plus grande quand le secteur 2 est implanté exclusivement dans une des régions de ce pays que quand il est moins concentré[28]. Ces forces sont donc plus puissantes lorsque les valeurs des coûts de transaction intranationaux sont élevées que lorsqu'elles sont petites. C'est pourquoi, pour la combinaison 12, les producteurs du secteur 3 (du secteur 1) sont complètement (partiellement) agglomérés dans une des régions du pays 1 dans le premier cas tandis qu'ils ne le sont pas dans le deuxième.

[28] Voir ci-dessus.

Par ailleurs, si $\theta_1 = 1,35$, $\theta_2 = 1,3$ et $\theta_3 = 1,25$, les entreprises du secteur 3 sont réparties de manière égalitaire entre les régions du pays 1 et aussi entre les régions du pays 2 lorsque les coûts de transaction internationaux sont considérables. La concentration absolue de ce secteur à l'intérieur du pays 1 et sa concentration absolue à l'intérieur du pays 2 sont minimales, alors qu'elles ne le sont pas quand $\theta_1 = 1,2$, $\theta_2 = 1,15$ et $\theta_3 = 1,1$. La concentration du secteur 3 à l'intérieur du pays 1 et la concentration de ce secteur à l'intérieur de l'autre pays sont donc plus basses pour de forts coûts de transaction intranationaux que pour de faibles coûts de transaction intranationaux.

De tous ces points de vue, l'influence des coûts de transaction intranationaux sur la concentration absolue à l'intérieur des pays est de même nature que celle qu'ils ont sur la concentration absolue à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays.

Que les coûts de transaction intranationaux prennent les petites valeurs ou qu'ils revêtent les valeurs élevées, les équilibres qu'engendrent les valeurs des paramètres contenues dans le tableau 2.2 sont des situations dans lesquelles les entreprises du secteur 1 établies dans l'un ou l'autre pays ne sont jamais complètement agglomérées dans une des régions de ce pays et dans lesquelles la concentration des entreprises du secteur 3 à l'intérieur d'un pays n'est totale que pour le pays 1 et pour des coûts de transaction internationaux d'un bas niveau. Il existe cependant des valeurs des paramètres pour lesquelles les producteurs du secteur 1 ne sont localisés que dans une région de chaque pays, à la condition que les coûts de transaction soient d'un certain niveau, et pour lesquelles le secteur 3 n'est actif que dans une région de chaque pays quelle que soit la combinaison de coûts de transaction. Nous reprenons ci-après les valeurs initiales des paramètres θ_m, mais nous adoptons, jusqu'à la fin de cet exercice de statique comparative, des valeurs qui ne sont pas celles du tableau 2.2 pour la part des biens du secteur 1 dans la dépense du consommateur et la part de la terre dans les coûts de production agricoles. Ces paramètres ont ici pour valeurs $\gamma_1 = 0,15$ et $\nu = 0,2$. Celles-ci sont moins grandes que précédemment.

Lorsque les coûts de transaction internationaux sont plus forts que ceux de la combinaison 12, la concentration de chaque secteur à l'intérieur du pays 2 est totale. Les entreprises de ce pays, qu'il s'agisse de celles du secteur 1, 2 ou 3, sont toutes implantées dans la même région. Pour des coûts de transaction inférieurs ou égaux aux coûts de la combinaison 12, un tel degré de concentration absolue à l'intérieur du pays 2 ne se fait jour que dans le secteur 3. Les producteurs du secteur 1 ne sont que partiellement concentrés à l'intérieur de ce pays. Leur répartition est d'autant plus égalitaire que les coûts de transaction sont plus faibles. Ni la région $2N$ ni la région $2S$ n'accueillent d'entreprises du secteur 2.

Les producteurs du secteur 1 sont complètement concentrés à l'intérieur du pays 1 si les coûts de transaction sont strictement supérieurs aux coûts de la combinaison 7. Les entreprises des secteurs 2 et 3 le sont pour toute combinaison. Lorsque les coûts de transaction sont moins élevés que ceux de la combinaison 7, la concentration du secteur 1 à l'intérieur du pays 1 est partielle. La concentration absolue de ce secteur à l'intérieur de ce pays est d'un moins haut niveau pour des coûts plus petits que les coûts de la combinaison 7 que pour les coûts de cette dernière combinaison. Quand la concentration à l'intérieur du pays 1 est totale dans les trois secteurs, aucun d'entre eux n'est localisé dans la région où il n'y a pas d'entreprises des autres secteurs.

Si les valeurs des paramètres γ_1 et ν sont les valeurs initiales, les relations entre les coûts de transaction internationaux et la concentration absolue du secteur 1 à l'intérieur d'un pays, comme les relations entre ces coûts et la concentration du secteur 3, ont des formes différentes dans les pays 1 et 2. Quand les valeurs de ces paramètres sont les valeurs modifiées, les formes des relations entre les coûts de transaction et la concentration absolue des secteurs 1 et 3 à l'intérieur du pays 1 sont semblables à celles des relations entre ces coûts et la concentration de ces secteurs à l'intérieur du pays 2. Mais, pour que les entreprises du secteur 1 ne soient pas complètement agglomérées dans une des régions du pays 1, il faut diminuer les coûts de transaction internationaux davantage qu'il ne faut le faire pour que les producteurs de ce secteur, dans l'autre pays, se dispersent.

2.5.2 Les différences entre la concentration spatiale relative et la concentration spatiale absolue

La concentration à l'intérieur de la zone d'intégration économique au niveau des pays

Les relations entre les coûts de transaction internationaux et la concentration relative à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays (indices ICP_m^*) font contraste, sous certains aspects, avec les relations entre ces coûts et la concentration absolue. Ces différences ont été mises au jour au paragraphe 2.4.2 pour des coûts de transaction intranationaux égaux à zéro. Elles sont de même nature lorsque ces coûts sont strictement positifs, malgré l'influence qu'ont les coûts de transaction intranationaux sur les niveaux de la concentration absolue. La concentration relative du secteur 2 à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays est plus grande pour des coûts de transaction internationaux quasi nuls que pour des coûts juste inférieurs à ceux de la combinaison 11 (en-dessous desquels les producteurs s'agglomèrent dans le pays 1). Dans ce secteur, la concentration absolue est exactement semblable que les coûts de transaction revêtent les unes ou les autres valeurs ; dans un cas comme dans l'autre, les entreprises ne peuvent être réparties entre les pays de manière plus inégalitaire. La concentration relative du secteur 1 est nulle lorsque les coûts de transaction sont forts, en raison de la similitude de la structure spatiale de ce secteur et de celle de l'ensemble des secteurs industriels à l'échelle qui nous intéresse ici. Elle est faible, mais l'indice ICP_1^* n'est pas égal à zéro, lorsque ces coûts sont bas, et passe par un maximum pour les coûts de la combinaison 11. Dans le secteur 1, le degré de concentration absolue est identique et le moins élevé possible pour toute combinaison de coûts de transaction[29].

La concentration relative du secteur 3 à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays est nulle si les coûts de transaction internationaux sont considérables. Elle ne l'est pas quand ces coûts sont plus petits que les coûts de la combinaison 11, mais elle n'est pas d'un très haut niveau pour les coûts des combinaisons 1 ou 11 : elle est plus forte pour les coûts de la combinaison 4 que pour toute autre combinaison. La part du pays 2, où est localisée la majorité des producteurs du secteur 3 en cas de regroupement, dans le nombre d'entreprises de ce secteur est plus grande lorsque les coûts de transaction prennent les valeurs de la combinaison 4 que lorsque leurs valeurs sont données par

[29]Pour plus de détails, voir le paragraphe 2.4.2 en remplaçant la combinaison 9 par la combinaison 11.

les combinaisons 1 ou 11, d'où le niveau plus élevé de la concentration absolue dans ce secteur. Certes la part du pays 2 dans le nombre d'entreprises de l'ensemble des secteurs industriels l'est aussi, mais l'écart entre la part de ce pays dans le nombre d'entreprises du secteur 3 et sa part dans le nombre d'entreprises de l'ensemble des secteurs industriels est plus large. En conséquence, la concentration relative du secteur 3 est moins basse. La forme de la relation entre les coûts de transaction et la concentration relative du secteur 3 est pareille à celle de la relation entre ces coûts et la concentration absolue de ce secteur, mais les variations de la concentration relative sont bien plus sensibles que celles de la concentration absolue.

La concentration à l'intérieur de la zone d'intégration économique au niveau des régions

La concentration absolue au niveau des pays et la concentration absolue au niveau des régions ont été évaluées par l'intermédiaire d'indicateurs qui sont des applications d'un même indice, en l'occurrence l'indice de Herfindahl. Il en est de même en ce qui concerne la concentration relative : c'est alors le coefficient de localisation d'Isard qui est appliqué. Ainsi l'indicateur dont nous avons calculé les valeurs pour connaître le niveau de la concentration relative d'un secteur à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions est-il similaire aux indices ICP_m^*. Il est défini, dans le secteur m, par

$$ICR_m^* = \frac{1}{2}\left(\left|\frac{n_m}{N_m} - \frac{\sum_{m=1}^{M} n_m}{\sum_{m=1}^{M} N_m}\right| + \left|\frac{\widehat{n_m}}{N_m} - \frac{\sum_{m=1}^{M} \widehat{n_m}}{\sum_{m=1}^{M} N_m}\right| + \left|\frac{\widetilde{n_m}}{N_m} - \frac{\sum_{m=1}^{M} \widetilde{n_m}}{\sum_{m=1}^{M} N_m}\right| + \left|\frac{\widetilde{\widetilde{n_m}}}{N_m} - \frac{\sum_{m=1}^{M} \widetilde{\widetilde{n_m}}}{\sum_{m=1}^{M} N_m}\right|\right). \quad (2.44)$$

Comparer les degrés de concentration relative à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions et les degrés de concentration absolue, correspondant à une étape de l'abaissement des coûts de transaction, puis les évolutions des indices ICR_m^* et celles des indices HCR_m^* au long de l'expérience d'intégration, fait apparaître au total trois différences. Pour des coûts de transaction internationaux d'un haut niveau, bien que les producteurs du secteur 1 soient répartis de manière égalitaire entre les régions et donc que la concentration absolue de ce secteur soit minimale, sa concentration relative n'est pas nulle[30]. L'écart entre la part d'une région dans le nombre d'entreprises du secteur 1 et la part de cette région dans le nombre d'entreprises de l'ensemble des secteurs industriels n'est égal à zéro pour aucune région. Les régions $1N$ et $2S$ ont une part moins grande dans le nombre d'entreprises de l'ensemble des secteurs industriels que dans le nombre d'entreprises du secteur 1. Le contraire s'observe dans les régions $1S$ et $2N$: une petite

[30]Cela signifie qu'à l'échelle régionale, la structure spatiale du secteur 1 et celle de l'ensemble des secteurs industriels ne sont pas identiques.

partie seulement des producteurs du secteur 3 y est localisée, mais tous les producteurs du secteur 2 y sont agglomérés. Par ailleurs, lorsque les niveaux de la concentration relative et de la concentration absolue à l'équilibre se modifient, c'est-à-dire lorsque les coûts de transaction sont réduits des valeurs de la combinaison 12 aux valeurs de la combinaison 11, la variation de la concentration relative est un peu plus large que celle de la concentration absolue dans les secteurs 1 et 3. En revanche, la variation de la concentration relative du secteur 2 est d'une ampleur plus faible que celle de la variation de la concentration absolue de ce secteur.

La concentration à l'intérieur des pays

Les degrés de concentration relative qu'il reste à examiner sont ceux qui découlent de la structure spatiale interne de chaque pays. L'indicateur qui nous permet d'appréhender la concentration relative d'un secteur à l'intérieur du pays 1 est noté ICR'. On a, dans le secteur m,

$$ICR'_m = \frac{1}{2}\left(\left|\frac{n_m}{N'_m} - \frac{\sum_{m=1}^{M} n_m}{\sum_{m=1}^{M} N'_m}\right| + \left|\frac{\widehat{n_m}}{N'_m} - \frac{\sum_{m=1}^{M} \widehat{n_m}}{\sum_{m=1}^{M} N'_m}\right|\right). \tag{2.45}$$

On passe de l'indice ICR'_m à son analogue pour l'autre pays en effectuant les mêmes substitutions que celles qui sont nécessaires pour transformer l'indice HCR'_m en son analogue pour le pays 2.

Parmi les éléments qui distinguent les degrés de concentration relative à l'intérieur du pays 1 des degrés de concentration absolue à l'intérieur de ce pays, un premier se rapporte à la forme de la relation entre les coûts de transaction internationaux et la concentration d'un secteur, et un deuxième à l'écart entre les niveaux de la concentration de deux secteurs. Le premier a un équivalent dans le pays 2. Alors que la concentration absolue du secteur 2 à l'intérieur du pays 1 est d'un niveau identique et maximal pour toutes les combinaisons de coûts de transaction internationaux (tous les producteurs de ce secteur étant toujours agglomérés dans la région $1S$), la concentration relative de ce secteur à l'intérieur de ce pays est moins forte si les coûts de transaction sont bas que s'ils sont considérables. La part de la région $1S$ dans le nombre d'entreprises du pays 1 pour l'ensemble des secteurs industriels s'écarte moins de la part de cette région dans le nombre d'entreprises du pays 1 pour le secteur 2 (égale à 1) sous la première hypothèse que sous le seconde. La structure spatiale du secteur 2, à l'intérieur du pays 1, est plus proche de celle de l'ensemble des secteurs industriels, d'où le niveau moins élevé de la concentration relative de ce secteur.

Par ailleurs, quand les coûts de transaction sont plus petits que ceux de la combinaison 11, la concentration relative du secteur 3 à l'intérieur du pays 1 est supérieure à celle du secteur 2, tandis que les degrés de concentration absolue des secteurs 2 et 3 sont les mêmes. Pour de tels coûts de transaction, les producteurs du secteur 3 localisés dans le pays 1 sont tous regroupés dans la région $1N$, dont la part dans le nombre d'entreprises du pays 1 pour l'ensemble des secteurs industriels est plus faible que la part de la région $1S$

(bien que les entreprises du secteur 1 y soient établies en majorité). Les producteurs du secteur 2 sont tous implantés dans la région $1S$. L'écart entre la part de la région $1N$ dans le nombre d'entreprises du pays 1 pour le secteur 3 et sa part dans le nombre d'entreprises de ce pays pour l'ensemble des secteurs industriels est plus grand que l'écart entre la part de la région $1S$ dans le nombre d'entreprises du pays 1 pour le secteur 2 et sa part dans le nombre d'entreprises du pays auquel elle appartient pour l'ensemble des secteurs industriels. De ce fait, la concentration relative du secteur 3 est d'un plus haut niveau que celle du secteur 2.

La concentration relative du secteur 1 à l'intérieur du pays 2 est nulle lorsque les coûts de transaction sont inférieurs ou égaux aux coûts de la combinaison 11, mais elle est strictement positive lorsque ces coûts prennent les valeurs associées aux débuts de l'expérience d'intégration. En revanche, le niveau de la concentration absolue de ce secteur dans le premier cas est le niveau que celle-ci revêt dans le deuxième ; la concentration absolue du secteur 1 est toujours la plus basse possible. Pour des coûts de transaction peu élevés, chacune des régions $2N$ et $2S$ a une part dans le nombre d'entreprises du pays 2 pour le secteur 1 qui ne diffère pas de sa part dans le nombre d'entreprises de ce pays pour l'ensemble des secteurs industriels. La structure spatiale du secteur 1 est exactement semblable à celle de l'ensemble des secteurs industriels. Pour des coûts de transaction considérables, la part de la région $2N$ dans le nombre d'entreprises du pays 2 pour le secteur 1 est plus petite que la part de cette région dans le nombre d'entreprises du pays 2 pour l'ensemble des secteurs industriels, et inversement en ce qui concerne la région $2S$. Le secteur 1 et l'ensemble des secteurs industriels ont des structures spatiales qui divergent. Les producteurs du secteur 1 ne sont donc pas concentrés en termes relatifs à l'intérieur du pays 2 quand les coûts de transaction sont faibles alors qu'ils le sont quand ces coûts sont forts.

2.5.3 Les degrés de spécialisation

Les évolutions de la spécialisation durant l'expérience d'intégration économique, sous l'hypothèse de coûts de transaction intranationaux strictement positifs, seront étudiées en interprétant les numéros des combinaisons de coûts de transaction internationaux comme des repères temporels. Nous reprenons ainsi l'interprétation sur laquelle nous nous sommes appuyé au paragraphe 2.4.3. Il faut d'autant plus de temps pour que l'économie parvienne à une combinaison donnée, à partir du commencement de l'expérience d'intégration, que le numéro de cette combinaison est plus petit.

La spécialisation des pays par rapport à la zone d'intégration économique

Les degrés de spécialisation des pays 1 et 2 par rapport à la zone d'intégration économique (indice ISZ' et son analogue pour le pays 2) peuvent être présentés en divisant en trois périodes la mise en œuvre de l'intégration économique. Sur la figure 2-16, qui rend apparents ces degrés de spécialisation, les trois périodes sont délimitées par les points A, B, C et D. Le début de la première période (qui elle-même s'étend du point A au point B) coïncide avec la première étape de la diminution des coûts de transaction. La troisième période (du point C au point D) prend fin au moment où s'achève la réduction de ces

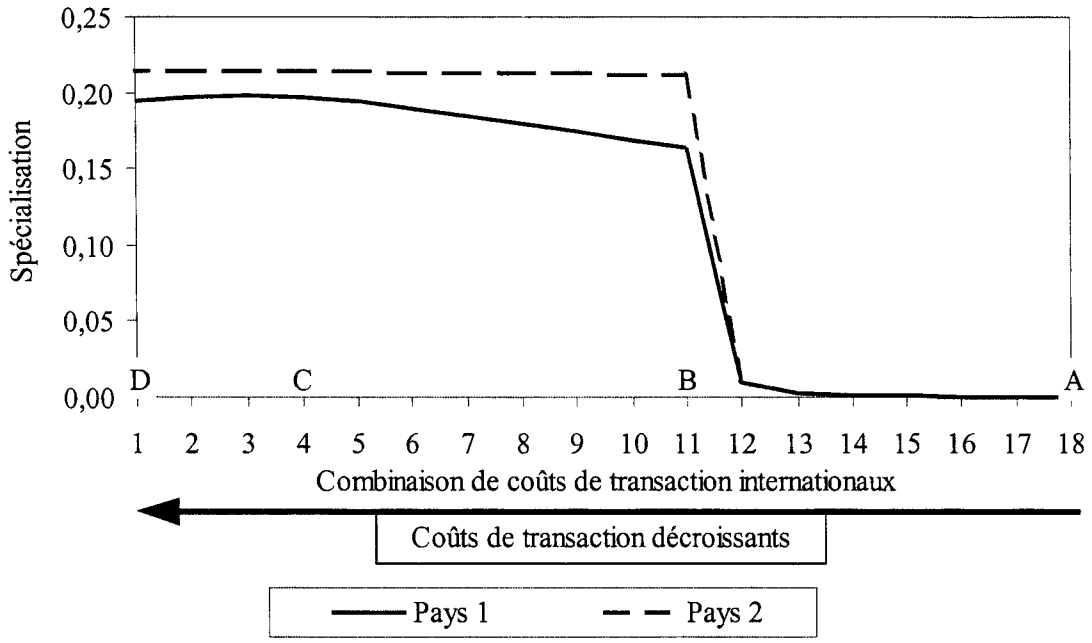

FIG. 2-16: La spécialisation des pays par rapport à la zone d'intégration : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

coûts. La deuxième période (du point B au point C) est une période intermédiaire entre les deux autres.

Tout au long de la première période, le pays 1 et le pays 2 ne sont pas spécialisés : pour chaque pays, la part d'un secteur, que ce soit le secteur 1, 2 ou 3, dans le nombre d'entreprises industrielles du pays est égale à la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises industrielles de la zone d'intégration. Les deuxième et troisième périodes, au contraire, se caractérisent par des degrés de spécialisation des pays 1 et 2 qui ne sont pas nuls. Pendant toute la durée de ces périodes, le degré de spécialisation du pays 2 est plus haut que celui du pays 1. Ce dernier pays produit des biens de tous les secteurs. Dans le pays 2 ne sont élaborés que des biens des secteurs 1 et 3. Le pays 1 est plus spécialisé à la fin de la deuxième période qu'au début[31]. La spécialisation du pays 2 est d'un niveau presque identique au point C et au point B.

La troisième période, à l'inverse des deux premières, ne peut être distinguée que pour des coûts de transaction intranationaux strictement positifs. La part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises industrielles du pays 1 s'écarte plus de la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises industrielles de la zone d'intégration au point D qu'au point C. Mais chacun des autres secteurs, en particulier le secteur 3, a une part dans le nombre d'entreprises du pays 1 qui s'éloigne moins de sa part dans le nombre d'entreprises de

[31]Pour plus de détails sur ce résultat et le suivant, voir le paragraphe 2.4.3 en intervertissant les pays 1 et 2.

la zone d'intégration, et le degré de spécialisation du pays 1 est plus bas en D qu'en C. L'écart entre la part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises industrielles du pays 2 et la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises industrielles de la zone d'intégration est plus grand au point D qu'au point C. En revanche, les écarts dans les autres secteurs sont plus faibles. Au total, le pays 2 n'est ni plus ni moins spécialisé lorsque la troisième période se termine que lorsqu'elle commence.

La spécialisation des régions par rapport à la zone d'intégration économique

Dans le modèle que nous développons, les régions sont des subdivisions territoriales de pays qui eux-mêmes forment une zone d'intégration économique. Le nombre d'entreprises industrielles de la zone d'intégration ou le nombre d'entreprises industrielles du pays dont fait partie une région peuvent donc être l'un ou l'autre l'élément de référence quand est envisagée la spécialisation de cette région. Le premier sert à définir la spécialisation de la région par rapport à la zone d'intégration et le deuxième sa spécialisation par rapport au pays. L'indicateur auquel nous avons recours pour apprécier le degré de spécialisation de la région $1N$ par rapport à la zone d'intégration est

$$ISZ = \frac{1}{2}\sum_{m=1}^{M}\left|\frac{n_m}{\sum\limits_{m=1}^{M} n_m} - \frac{N_m}{\sum\limits_{m=1}^{M} N_m}\right|. \tag{2.46}$$

Pour chacune des autres régions, l'indicateur de spécialisation par rapport à la zone d'intégration s'obtient en remplaçant dans l'équation (2.46) les nombres d'entreprises de la région $1N$ par les nombres d'entreprises de la région considérée.

La figure 2-17 met en évidence les degrés de spécialisation des régions par rapport à la zone d'intégration. Les points E et G sur cette figure marquent les limites de la mise en œuvre de l'intégration économique. Le point F la partage en deux périodes. La première de ces périodes et la période dont les extrémités sont les points A et B sur la figure 2-16 se confondent. La période qui va du point F au point G sur la figure 2-17 recouvre les périodes s'étendant sur la figure 2-16 du point B au point C et du point C au point D.

Au début de l'expérience d'intégration (entre les points E et F), les régions, à l'inverse des pays, sont spécialisées par rapport à la zone d'intégration. La région $2S$ a la même structure sectorielle que la région $1N$. Les structures sectorielles des régions $1S$ et $2N$ sont identiques l'une à l'autre, mais se différencient des deux autres. Dans les régions $1S$ et $2N$, certains individus travaillent pour les entreprises du secteur 1, d'autres pour celles du secteur 2, d'autres encore pour celles du secteur 3. Les travailleurs des régions $1N$ et $2S$ sont employés par les entreprises des secteurs 1 et 3, mais ne peuvent l'être dans le secteur 2. Malgré cela, les degrés de spécialisation de toutes les régions sont semblables. Les parts des secteurs 1 et 3 dans les nombres d'entreprises industrielles des régions $1S$ et $2N$ sont inférieures, respectivement, aux parts des secteurs 1 et 3 dans le nombre d'entreprises industrielles de la zone d'intégration ; le secteur 2 a des parts dans les nombres d'entreprises des régions $1S$ et $2N$ plus grandes que celle qu'il a dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration. Une situation inverse s'observe dans les régions $1N$ et $2S$. Mais les

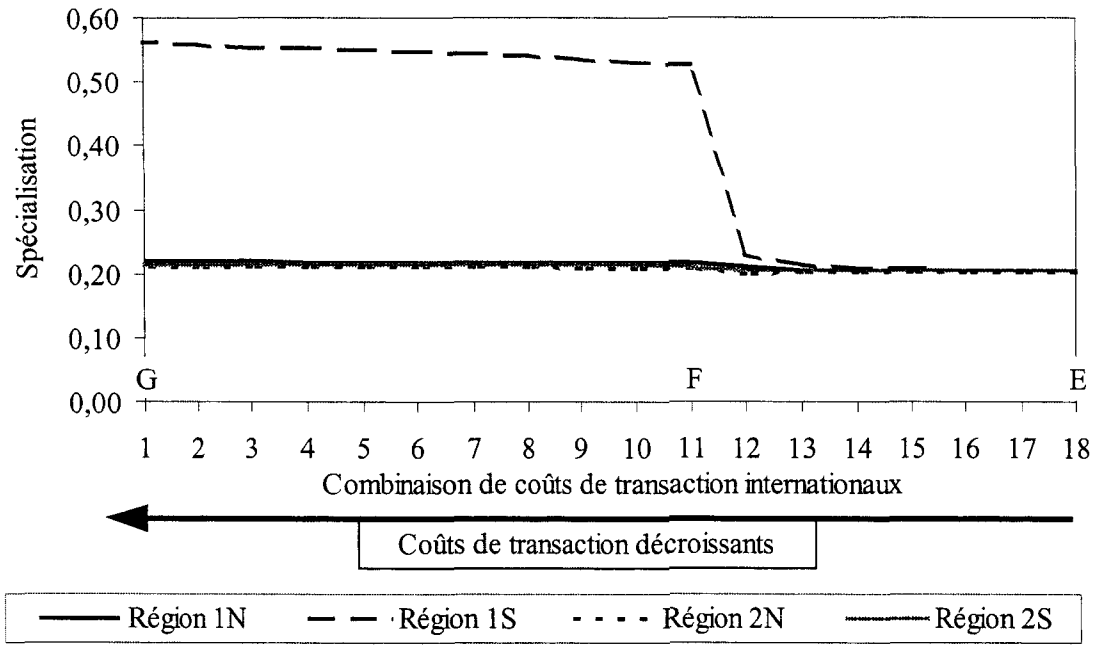

FIG. 2-17: La spécialisation des régions par rapport à la zone d'intégration : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

parts d'un secteur, quel qu'il soit, dans les nombres d'entreprises des régions $1S$ et $2N$ s'écartent à peu près autant de la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration que ne le font les parts du secteur dans les nombres d'entreprises des autres régions.

Les régions restent spécialisées tout au long de l'expérience d'intégration. Durant la deuxième période (entre les points F et G), la région $1S$ affiche un degré de spécialisation plus haut que ceux des autres régions. Les degrés de spécialisation des régions $1N$, $2N$ et $2S$ sont égaux entre eux. Dans chacune des régions $1N$, $2N$ et $2S$, les seuls secteurs actifs sont les secteurs 1 et 3. Les entreprises de la région $1S$ se consacrent exclusivement à la production des biens des secteurs 1 et 2. Le secteur 2 disparaît donc de la région $2N$ et le secteur 3 de la région $1S$. Pour chaque secteur, l'écart entre la part du secteur dans le nombre d'entreprises de la région $1S$ et sa part dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration est plus large que l'écart entre la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises de toute autre région et la part du secteur dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration. De ce fait, la région $1S$ est plus spécialisée que les régions $1N$, $2N$ ou $2S$. Les structures sectorielles des régions du pays 2 sont les mêmes, d'où l'égalité des valeurs de leurs indices de spécialisation. La région $1N$ a une structure sectorielle qui n'est pas pareille à celles des régions $2N$ et $2S$. La part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises de la région $1N$ est plus proche de la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration que ne le sont les parts du secteur 1 dans les nombres d'entreprises des régions du pays 2. En revanche, la part du secteur 3 dans le nombre d'entreprises de la

région $1N$ est plus éloignée de sa part dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration que ne le sont les parts de ce secteur dans les nombres d'entreprises des régions $2N$ et $2S$. Ces différences se compensent, et la spécialisation de la région du pays 1 est d'un niveau identique à celui de la spécialisation des régions de l'autre pays.

La région $1S$, comme les autres régions, conserve le même degré de spécialisation par rapport à la zone d'intégration pendant toute la durée de la première période. Le niveau de sa spécialisation est par la suite plus élevé. Cette région est en outre plus spécialisée lorsque la deuxième période prend fin que lorsqu'elle commence. Chaque secteur a une part dans le nombre d'entreprises de la région $1S$ qui s'écarte davantage de sa part dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration au point F qu'au point E et au point G qu'au point F. Les degrés de spécialisation des régions $1N$, $2N$ et $2S$ au point F ne sont que très peu supérieurs à leurs degrés de spécialisation au point E. Les degrés de spécialisation de ces régions sont à peine moins bas en G qu'en F. La part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises de la région $1N$ diffère plus de la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration au point F qu'au point E, et inversement dans le secteur 3. L'écart entre la part du secteur 2 dans le nombre d'entreprises de cette région et sa part dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration est plus grand en F qu'en E et en G qu'en F. La part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises de la région $1N$ s'éloigne moins de la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration en G qu'en F, et inversement dans le secteur 3. Par ailleurs, l'écart entre la part d'un secteur dans le nombre d'entreprises de la région $2N$ et la part du secteur dans le nombre d'entreprises de la zone d'intégration est plus large au point F qu'au point E et au point G qu'au point F pour les secteurs 1 et 2, et plus petit en F qu'en E et en G qu'en F pour le secteur 3. Il en est de même s'agissant de la région $2S$. Malgré les variations des écarts entre les trois points, le degré de spécialisation de chacune des régions $1N$, $2N$ et $2S$ reste presque inchangé quand on passe de la première à la deuxième période de l'expérience d'intégration, et d'une extrémité à l'autre de la deuxième période.

La spécialisation des régions par rapport au pays

Les résultats exposés jusqu'ici portent uniquement sur la spécialisation des régions par rapport à la zone d'intégration. D'autres sont fournis par la comparaison des structures sectorielles régionales et nationales : sur elles repose la spécialisation des régions par rapport au pays auquel elles appartiennent. Nous évaluons le degré de spécialisation de la région $1N$ par rapport au pays 1 à l'aide d'un indicateur qui s'écrit

$$ISP = \frac{1}{2}\sum_{m=1}^{M}\left|\frac{n_m}{\sum\limits_{m=1}^{M} n_m} - \frac{N'_m}{\sum\limits_{m=1}^{M} N'_m}\right|, \tag{2.47}$$

et le degré de spécialisation de la région $2N$ par rapport au pays 2 grâce à un indicateur qui a pour expression

$$\widetilde{ISP} = \frac{1}{2}\sum_{m=1}^{M}\left|\frac{\widetilde{n_m}}{\sum\limits_{m=1}^{M}\widetilde{n_m}} - \frac{N''_m}{\sum\limits_{m=1}^{M}N''_m}\right|. \tag{2.48}$$

Les indicateurs relatifs aux régions $1S$ et $2S$ sont analogues aux indices ISP et $\widetilde{ISP}$ respectivement[32]. Dans le cas de l'examen de la spécialisation des régions par rapport au pays, la mise en œuvre de l'intégration économique est divisée en trois périodes. Ces périodes sont celles de la figure 2-16.

Les évolutions de la spécialisation durant l'expérience d'intégration

Pendant toute la durée de la première période, les structures sectorielles des pays 1 et 2 ne se distinguent pas de celle de la zone d'intégration. D'autre part, les degrés de spécialisation des régions par rapport à la zone d'intégration ne sont pas nuls et sont très proches les uns des autres. On peut donc affirmer sans calcul que les régions $1N$ et $1S$ sont spécialisées par rapport au pays 1 et que les régions $2N$ et $2S$ sont spécialisées par rapport au pays 2. Le degré de spécialisation de la région $1S$ par rapport au pays 1 est presque identique à celui de la région $1N$. Le degré de spécialisation de la région $2S$ par rapport au pays 2 est très voisin de celui de la région $2N$. Les observations concernant la spécialisation des régions faites ci-dessus pour la période allant du point E au point F de la figure 2-17 doivent être reformulées en remplaçant l'expression « zone d'intégration » par le terme « pays ».

Tout au long des deuxième et troisième périodes, la région $1S$ est moins spécialisée que la région $1N$. L'écart entre la part d'un secteur, qu'il s'agisse du secteur 1, 2 ou 3, dans le nombre d'entreprises industrielles de la région $1S$ et la part du secteur dans le nombre d'entreprises industrielles du pays 1 est plus petit que l'écart entre la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises de la région $1N$ et la part du secteur dans le nombre d'entreprises du pays 1. Par ailleurs, au niveau de désagrégation sectorielle auquel est appliqué le modèle, les degrés de spécialisation des régions $2N$ et $2S$ sont nuls.

La spécialisation des régions $1N$ et $1S$ est plus forte durant les deuxième et troisième périodes qu'antérieurement. En outre, la région $1N$ est plus spécialisée à la fin de la deuxième période qu'au début, tandis que la région $1S$ l'est moins (voir la figure 2-18). Le degré de spécialisation de la région $1N$ est plus bas lorsque la troisième période s'achève que lorsqu'elle commence, et inversement pour le degré de spécialisation de la région $1S$. Chacun des secteurs 1 et 2 a une part dans le nombre d'entreprises de la région $1N$ qui diffère plus de sa part dans le nombre d'entreprises du pays 1 au point C qu'au point B, et moins au point D qu'au point C. L'écart entre la part du secteur 3 dans le nombre d'entreprises de la région $1N$ et la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises du pays 1 est plus faible en C qu'en B, et l'est moins en D qu'en C. Cependant, ces variations sont

[32]Les substitutions qu'il faut effectuer sont du type de celle évoquée sous l'équation (2.46).

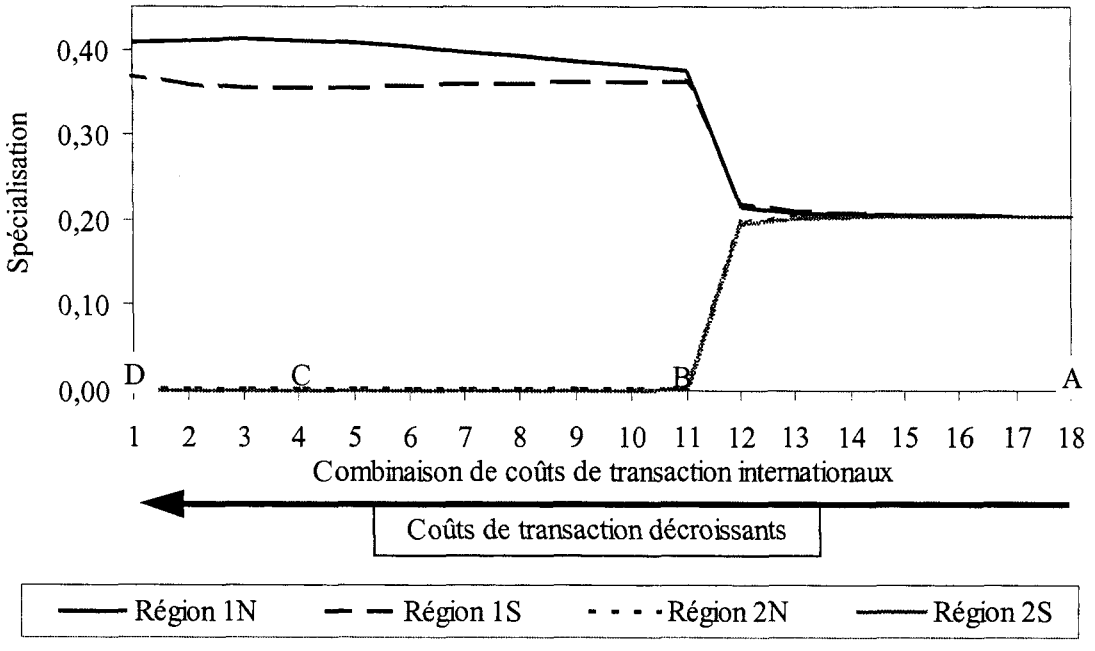

FIG. 2-18: La spécialisation des régions par rapport au pays : économie à deux échelons spatiaux emboîtés et trois secteurs industriels différents liés par l'échange de biens intermédiaires

moins importantes que les premières. L'écart entre la part du secteur 1 dans le nombre d'entreprises de la région $1S$ et la part de ce secteur dans le nombre d'entreprises du pays 1 est plus large au point C qu'au point B, et l'est moins au point D qu'au point C. Mais, pour les secteurs 2 et 3, la part du secteur dans le nombre d'entreprises de la région $1S$ s'éloigne moins de la part du secteur dans le nombre d'entreprises du pays 1 en C qu'en B, et davantage en D qu'en C. Les variations dans ces secteurs l'emportent sur les variations dans le secteur 1. D'une manière générale, les évolutions de la spécialisation des régions du pays 1 au cours de l'expérience d'intégration, une fois que les premières étapes sont franchies, sont différentes des évolutions de la spécialisation des régions de l'autre pays.

Les conséquences de la modification des valeurs des paramètres

La simulation générant les résultats qui précèdent a été réalisée en faisant usage de petites valeurs (dites valeurs initiales) pour les paramètres θ_m, par l'intermédiaire desquels les coûts de transaction intranationaux sont introduits dans le modèle. Nous mettons au jour l'influence qu'ont ces coûts de transaction sur la spécialisation des régions par rapport au pays en rehaussant ces valeurs. Le second ensemble de valeurs (dites valeurs rehaussées) que nous utilisons est le suivant : $\theta_1 = 1,35$, $\theta_2 = 1,3$, $\theta_3 = 1,25$.

La première période de la mise en œuvre de l'intégration économique (entre les points A et B sur la figure 2-18) est plus courte pour les valeurs rehaussées de θ_m que pour les valeurs initiales. Accroître les coûts de transaction intranationaux a une incidence sur la localisation des entreprises du secteur 3 quand les coûts de transaction internationaux sont

considérables : dans ce secteur, les entreprises des régions $1S$ et $2N$ sont plus nombreuses, et les entreprises des régions $1N$ et $2S$ moins nombreuses, lorsque les coûts de transaction intranationaux sont forts que lorsqu'ils sont faibles[33]. Cela est susceptible d'affecter les degrés de spécialisation des régions par rapport au pays. Durant la première période, les régions $1S$ et $2N$ sont moins spécialisées par rapport aux pays 1 et 2 respectivement pour des coûts de transaction intranationaux élevés que pour des coûts d'un bas niveau. En revanche, le degré de spécialisation qu'affiche chacune des régions $1N$ et $2S$ quand les valeurs de θ_m sont les valeurs rehaussées est semblable au degré de spécialisation qui est le sien quand ces paramètres prennent les valeurs initiales, bien que sa structure sectorielle ne soit pas la même dans les deux cas. Les degrés de spécialisation des régions $1S$ et $2N$ sont plus bas que ceux des régions $1N$ et $2S$ si les coûts de transaction intranationaux sont forts, tandis que les premiers sont très proches des deuxièmes si ces coûts sont faibles. Les autres résultats relatifs à la spécialisation auxquels conduisent les valeurs élevées des coûts de transaction intranationaux sont identiques à ceux qui s'appuient sur les petites valeurs de ces coûts.

Dans le modèle de PUGA et VENABLES (1996), qui formalise une économie à trois pays mais à un seul échelon spatial et comprenant, outre l'agriculture, plusieurs secteurs industriels, deux des trois pays sont des pays exclusivement agricoles pour certaines valeurs des paramètres. Une situation similaire peut apparaître dans le modèle a deux échelons spatiaux emboîtés dont les hypothèses sont détaillées à la section 2.2 : ce sont alors certaines régions, et non certains pays, qui sont dépourvues d'entreprises industrielles. Il est impossible de mesurer la spécialisation de ces régions à l'intérieur de l'activité à rendements d'échelle croissants. Cette situation ne se maintient pas pendant toute la durée de la mise en œuvre de l'intégration économique. Une fois que des entreprises industrielles sont localisées dans les régions sans industrie à l'origine, ces dernières sont plus spécialisées que les autres régions. Les valeurs des coûts de transaction intranationaux qui sous-tendent la simulation aboutissant à ces résultats sont les valeurs initiales. Les valeurs des autres paramètres, à l'exception de celles de la part des biens du secteur 1 dans la dépense du consommateur et de la part de la terre dans les coûts de production agricoles, sont les valeurs du tableau 2.2. Les paramètres γ_1 et ν ont ici pour valeurs les nombres $0,15$ et $0,2$ respectivement.

Pour de telles valeurs des paramètres, la composition sectorielle des régions évolue, au long de l'expérience d'intégration, de la façon décrite ci-après. Au début de l'expérience, aucun des travailleurs des régions $1N$ et $2S$ n'exerce son activité dans un secteur industriel. Les indices de spécialisation de ces régions ne sont pas définis. Les régions $1S$ et $2N$, au contraire, produisent des biens de tous les secteurs industriels. Par la suite, les entreprises de la région $2N$ sont toutes des entreprises du secteur 1 ou du secteur 3. La région $2S$ élabore des biens industriels, mais il s'agit uniquement de biens du secteur 1. Le degré de spécialisation de cette région par rapport au pays 2 est plus élevé que les degrés de spécialisation des régions $1S$ et $2N$ par rapport aux pays 1 et 2 respectivement. À la fin de la mise en œuvre de l'intégration économique, la région $1N$ est en mesure de satisfaire une partie de la demande en biens du secteur 1, mais pas la demande en biens des autres secteurs industriels. La spécialisation de cette région par rapport au pays 1 est d'un plus

[33]Voir le paragraphe 2.5.1.

haut niveau que la spécialisation de toute autre région par rapport au pays dont elle fait partie. Au cours de l'expérience d'intégration économique, les régions $1N$ et $2S$ deviennent toutes les deux des régions industrielles, mais elles ne le font pas simultanément.

2.6 Conclusion

Le modèle de nouvelle économie géographique que nous avons développé suppose l'existence de plusieurs secteurs à rendements d'échelle croissants et, selon la version, d'un échelon spatial, l'échelon national, ou deux échelons spatiaux emboîtés, l'échelon national et l'échelon régional infranational. Nous avons mis en évidence les effets qu'une expérience d'intégration économique menée par les gouvernements nationaux a, dans ce modèle, sur la concentration spatiale de chaque secteur et sur le degré de spécialisation de chaque pays ou de chaque région, du moins les effets qui ressortent des simulations auxquelles nous avons procédé. Le degré d'intégration économique a été formalisé par l'intermédiaire des coûts que fait naître l'échange des biens entre les pays. Nous avons envisagé la concentration absolue et la concentration relative à l'intérieur de la zone d'intégration économique, au niveau des pays et des régions, et à l'intérieur des pays, ainsi que la spécialisation des pays par rapport à la zone d'intégration et la spécialisation des régions par rapport à cette zone et par rapport au pays auquel elles appartiennent.

Trois versions du modèle ont été employées. Celles-ci se distinguent par les restrictions qui sont faites ou non sur les valeurs des paramètres. La première version représente une économie à un échelon spatial comprenant des secteurs industriels non liés par l'achat et la vente de biens intermédiaires et identiques quant à leurs caractéristiques fondamentales, et la deuxième une économie à un échelon spatial dans laquelle les secteurs industriels sont interdépendants du fait de liaisons d'input-output et dans laquelle ces secteurs diffèrent les uns des autres. La troisième version reprend les caractéristiques sectorielles de la deuxième version, mais considère une économie à deux échelons spatiaux emboîtés.

La simulation de référence réalisée sous les hypothèses de la première version du modèle a permis d'établir deux résultats principaux que nous rappelons dans ce qui suit[34]. La concentration absolue de chaque secteur industriel à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays est plus grande pour les petites valeurs des coûts de transaction internationaux que pour les valeurs élevées de ces coûts. D'autre part, le degré de spécialisation de chaque pays par rapport à la zone d'intégration est plus haut lorsque les coûts de transaction internationaux sont bas que lorsqu'ils sont forts.

Dans la deuxième version du modèle, l'évolution de la concentration spatiale n'est pas la même pour tous les secteurs tandis que l'évolution du degré de spécialisation est identique pour les deux pays. Un des secteurs industriels a une grande part dans la dépense du consommateur ; en outre, la part des biens intermédiaires dans les coûts de production de ce secteur est faible. Le niveau de la concentration absolue de ce secteur à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays est identique quels que soient les coûts de transaction internationaux. Dans les secteurs ayant les caractéristiques contraires, la

[34]Nous nous limitons aux résultats en termes de concentration spatiale absolue et de spécialisation.

concentration est plus forte si les coûts de transaction sont bas que s'ils sont considérables. D'autre part, chacun des pays a un degré de spécialisation par rapport à la zone d'intégration qui est plus élevé au moment où se termine la mise en œuvre de l'intégration économique que lorsqu'elle débute.

Dans la troisième version du modèle, la relation entre les coûts de transaction internationaux et la concentration spatiale n'est pas la même pour tous les groupes d'unités spatiales, cela quel que soit le secteur. Dans le secteur bénéficiant largement des préférences des consommateurs et recourant peu aux biens intermédiaires, la concentration absolue à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays et la concentration à l'intérieur d'un des pays ont chacune le même niveau quand les coûts de transaction internationaux sont faibles et quand ils sont élevés. La concentration de ce secteur à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions et sa concentration à l'intérieur de l'autre pays sont d'un plus haut niveau dans le premier cas que dans le deuxième. Un autre secteur a recours à des biens intermédiaires qui proviennent pour une bonne partie des entreprises de ce secteur ; la dépense que font les consommateurs en biens du secteur en question n'équivaut qu'à une fraction limitée de leur revenu. La concentration de ce secteur à l'intérieur de la zone d'intégration, à l'échelle des pays et à l'échelle des régions, est plus forte pour les petites valeurs des coûts de transaction que pour les grandes valeurs de ces coûts. Le niveau de sa concentration à l'intérieur d'un des pays est identique pour toute valeur des coûts de transaction. Ce secteur n'est actif dans l'autre pays que lorsque ces coûts sont forts. Dans un dernier secteur, la relation entre les coûts de transaction et la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays est non monotone. La concentration de ce secteur à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions et sa concentration à l'intérieur d'un des pays sont plus basses si les coûts de transaction sont faibles que s'ils sont considérables. Le contraire s'observe s'agissant de la concentration de ce secteur à l'intérieur de l'autre pays.

En outre, la relation entre les coûts de transaction internationaux et le degré de spécialisation est identique pour les deux pays mais n'est pas la même pour toutes les régions. Le degré de spécialisation de chaque pays par rapport à la zone d'intégration ainsi que le degré de spécialisation d'une des régions par rapport à cette zone sont plus hauts quand s'achève l'abaissement des coûts de transaction internationaux que quand il commence. Les autres régions ont chacune un degré de spécialisation par rapport à la zone d'intégration qui est presque identique à ces deux dates. Le degré de spécialisation par rapport au pays est plus élevé à la fin de la mise en œuvre de l'intégration économique qu'au début pour les régions d'un des pays, mais il est plus bas pour les régions de l'autre pays.

Le réalisme du modèle pourrait être accru en formalisant la dynamique de façon plus complexe. Dans le modèle, seul le nombre d'entreprises s'ajuste progressivement. FAN, TREYZ et TREYZ (2000) ont proposé un processus d'ajustement au long duquel cinq variables et non une seule atteignent graduellement leur valeur d'équilibre. Sans aller aussi loin, il nous paraît possible de définir la dynamique du modèle à l'aide non seulement du nombre d'entreprises mais aussi du nombre de travailleurs. Ainsi la migration des travailleurs entre les régions d'un même pays ne serait-elle plus instantanée. L'équilibre pourrait dépendre des vitesses d'ajustement.

Les limites du modèle sont celles des modèles les plus connus de la nouvelle économie géographique. Ces dernières ont été soulignées notamment par OTTAVIANO, TABUCHI et THISSE (2002). Nous en retiendrons deux. Nous nous sommes servi d'une fonction d'utilité CES et avons fait l'hypothèse de coûts de transaction en forme d'iceberg de Samuelson. Il serait préférable d'employer une fonction d'utilité quadratique et de modéliser l'échange comme une activité utilisant d'autres ressources que le bien échangé lui-même. Cependant, ces modifications ne devraient pas faire disparaître la diversité des effets que l'intégration économique a sur la concentration spatiale et sur la spécialisation.

Chapitre 3

La pertinence empirique de la nouvelle économie géographique

3.1 Introduction

La nouvelle économie géographique contribue à la compréhension des phénomènes d'agglomération et de dispersion des agents économiques en suivant une approche théorique. Les modèles rattachés à ce courant de recherche ouvrent la voie à d'autres travaux : ceux-ci confrontent la nouvelle économie géographique aux données réelles ou, en d'autres termes, apprécient sa pertinence empirique[1].

Deux voies peuvent être empruntées pour examiner la pertinence empirique d'une théorie. On peut chercher à savoir, d'une part, si les hypothèses des modèles sont empiriquement vérifiées et, d'autre part, si leurs résultats et les phénomènes observés coïncident. En ce qui concerne la pertinence empirique de la nouvelle économie géographique, l'une et l'autre approches ont été suivies : il existe des études qui fournissent une réponse à la première question et d'autres études qui répondent à la seconde.

Les modèles de la nouvelle économie géographique font les hypothèses de rendements d'échelle croissants et de coûts de transaction non nuls. À elles s'ajoutent des hypothèses qui rendent la demande endogène. Il s'agit, dans certains modèles, de l'hypothèse de mobilité des facteurs de production (voir, en particulier, KRUGMAN (1991)) et, dans d'autres modèles, de l'hypothèse de liaisons d'input-output (voir, notamment, VENABLES (1996) ou KRUGMAN et VENABLES (1995)).

Les travaux existants dans lesquels les hypothèses des modèles de la nouvelle économie géographique sont confrontées aux données réelles peuvent être groupés en trois catégories. Les études de la première catégorie déterminent la nature des rendements d'échelle. Les études de la deuxième catégorie s'intéressent au niveau des coûts de transaction. Les études de la troisième catégorie s'interrogent sur l'existence d'externalités.

Les contributions qui forment les première et deuxième catégories apprécient la pertinence empirique des hypothèses de la nouvelle économie géographique de façon directe.

[1]Nous appelons « pertinence » ce que les économistes de langue anglaise nomment « *relevance* ».

Celles qui composent la troisième catégorie le font de manière indirecte. Il nous faut donc expliciter le lien entre les hypothèses de la nouvelle économie géographique et les externalités. Des rendements d'échelle croissants joints à des coûts de transaction non nuls incitent une entreprise à se localiser là où la demande est forte, comme le montre la nouvelle théorie du commerce international. Un des apports de la nouvelle économie géographique est d'ajouter à ce résultat une causalité en sens inverse, ce que permet l'hypothèse de mobilité des travailleurs ou celle de liaisons d'input-output : les lieux où la demande est élevée sont ceux où les entreprises sont nombreuses. En s'implantant là où il y a beaucoup d'entreprises, une entreprise tire avantage d'externalités.

D'autre part, les travaux existants dans lesquels les résultats des modèles de la nouvelle économie géographique sont confrontés aux données réelles portent sur la concentration spatiale des secteurs d'activité et sur la spécialisation des pays ou des régions infranationales. Le plus souvent, les résultats des modèles, dans lesquels est déterminée la localisation des agents économiques, sont formulés en termes de concentration spatiale. Cela explique pourquoi les études empiriques évaluent la concentration spatiale des secteurs d'activité. En outre, puisque les modèles formalisent une économie comprenant plusieurs secteurs, des résultats formulés en termes de spécialisation peuvent être déduits de la localisation des agents. Pour cette raison, les études empiriques mesurent également la spécialisation des pays ou celle des régions.

Dans ce qui suit, nous présentons les travaux qui se penchent sur la pertinence empirique de la nouvelle économie géographique[2]. À la section 3.2, nous considérons les études dans lesquelles les hypothèses des modèles de la nouvelle économie géographique sont confrontées aux données réelles. À la section 3.3, nous envisageons les études dans lesquelles le sont les résultats des modèles. Précisons que, à la section 3.3, nous ne traitons que des travaux qui sont relatifs à l'Union européenne.

3.2 La confrontation des hypothèses de la nouvelle économie géographique aux données réelles

Trois catégories d'études cherchant à savoir si les hypothèses de la nouvelle économie géographique sont empiriquement vérifiées peuvent être définies. Les études de la première catégorie se rapportent aux rendements d'échelle, celles de la deuxième aux coûts de transaction et celles de la troisième aux externalités. Nous nous intéressons d'abord aux travaux qui forment la première catégorie, puis à ceux qui composent la deuxième, et enfin à ceux qui constituent la troisième.

3.2.1 La nature des rendements d'échelle

La nouvelle économie géographique s'appuie sur deux hypothèses, rendements d'échelle croissants et coûts de transaction strictement positifs, qui conduisent une entreprise à se localiser uniquement dans le pays ou la région infranationale qui constitue son plus grand

[2]Pour une synthèse plus large que celle que nous proposons, voir OVERMAN, REDDING et VENABLES (2001).

marché, même si le bien qu'elle produit est demandé dans un autre pays ou une autre région. En localisant sa production en un seul lieu, l'entreprise tire avantage des économies d'échelle et, en choisissant comme localisation son plus grand marché, elle minimise les coûts de transaction. En conséquence, sous ces hypothèses, un pays ou une région dans lequel la demande d'un bien est relativement forte exporte ce bien vers les autres pays ou régions. Cette propriété, commune à la nouvelle économie géographique et à la nouvelle théorie du commerce international, est appelée « effet de marché domestique » (*home market effect*). En revanche, sous l'hypothèse de rendements d'échelle non croissants, un pays ou une région dans lequel un bien fait l'objet d'une demande relativement forte importe ce bien.

Si une demande élevée conduit à l'exportation d'un bien, la production de ce bien doit être encore plus forte que la demande. L'effet de marché domestique doit se traduire par un impact amplifié de la demande sur la production. Il doit exister un effet nommé « effet d'amplification » (*magnification effect*).

L'effet de marché domestique et l'effet d'amplification fournisent donc des critères permettant de spécifier la nature des rendements d'échelle : les secteurs dans lesquels se font jour un effet de marché domestique ou un effet d'amplification sont des secteurs à rendements d'échelle croissants, alors que les secteurs dans lesquels l'effet de marché domestique ou l'effet d'amplification n'apparaissent pas sont des secteurs à rendements d'échelle constants ou décroissants.

La nature des rendements d'échelle peut être déterminée grâce à d'autres méthodes que nous nous contenterons d'évoquer. Certains travaux empiriques, dans le champ de l'organisation industrielle, estiment directement une fonction de production, au niveau des établissements. Par ailleurs, des études mettent en évidence un volume considérable de commerce intra-branche et y voient la prépondérance des rendements d'échelle croissants. Enfin, une estimation de l'équation de gravité (liant les échanges entre deux pays, le revenu de chacun des pays et la distance entre les deux pays) avec un ajustement de bonne qualité sert parfois à valider l'hypothèse de rendements d'échelle de ce type.

Des rendements d'échelle croissants révélés par le lien entre demande et production

Davis et Weinstein (1999), dans une étude concernant le Japon, montrent que certaines activités ont des rendements d'échelle croissants. Ils envisagent la relation entre la demande émise par les consommateurs d'une région et la production de cette région et établissent l'existence d'un effet d'amplification.

Davis et Weinstein (1999) estiment une équation qui s'écrit

$$X^i_{m,l} = \alpha_0 + \alpha_1 SHARE^i_{m,l} + \alpha_2 IDIODEM^i_{m,l} + \Omega \mathbf{V^i} + \varepsilon^i_{m,l}$$
$$\text{avec } SHARE^i_{m,l} = \frac{XROJ^i_{m,l}}{XROJ^i_l} X^i_l \text{ et } IDIODEM^i_{m,l} = \left(\frac{DC^i_{m,l}}{DC^i_l} - \frac{DCROJ^i_{m,l}}{DCROJ^i_l} \right) X^i_l, \tag{3.1}$$

où m désigne le sous-secteur (*good*) et l le secteur (*industry*) auquel appartient le sous-secteur m, et où X^i est la production de la région i, $XROJ^i$ la production de l'ensemble du Japon sans la région i, DC^i la demande émise par les consommateurs de la région i, $DCROJ^i$ la demande émise par les consommateurs de l'ensemble du Japon sans la région i et $\mathbf{V^i}$ un vecteur de dotations factorielles de la région i. La quantité $IDIODEM^i_{m,l}$ est la demande spécifique (*idiosyncratic demand*) du bien du sous-secteur m faisant partie du secteur l émise par les consommateurs de la région i. Pour que les données révèlent un effet d'amplification, et donc des rendements d'échelle croissants, il faut que la variation de X soit plus que proportionnelle à la variation de $IDIODEM$, c'est-à-dire que $\alpha_2 > 1$.

La production des biens non marchands, la production des biens agricoles et l'extraction des produits miniers étant exclues, 19 sous-secteurs sont retenus. Ceux-ci sont classés selon leur intensité factorielle afin de créer six secteurs tels que les sous-secteurs dont les intensités factorielles sont proches appartiennent au même secteur. Dans chaque sous-secteur, les observations sont relatives aux préfectures ou aux villes du Japon. Certaines préfectures ou certaines villes sont agrégées pour tenir compte des migrations journalières. Un ensemble de 40 unités spatiales est ainsi formé. La production est mesurée par les expéditions de marchandises en 1985. La demande est composée de la consommation finale en 1984 ou 1987, de la consommation intermédiaire en 1985 et des investissements en 1985.

Lorsque les observations de tous les sous-secteurs sont groupées (ce qui oblige à supposer que les rendements d'échelle sont de même nature dans tous les sous-secteurs), le coefficient de la variable $IDIODEM$ n'est pas significativement supérieur à 1. Il n'y a pas, en moyenne, d'effet d'amplification et les rendements d'échelle ne sont pas croissants. Mais lorsque l'équation (3.1) est estimée séparément pour chaque secteur, en groupant par secteur les observations des sous-secteurs, les résultats témoignent de rendements d'échelle croissants, en moyenne, dans deux des six secteurs. Dans ces deux secteurs, l'intensité en travail qualifié est d'un niveau intermédiaire ou élevé. Enfin, les coefficients de la variable $IDIODEM$ obtenus sans grouper les observations des sous-secteurs conduisent à identifier huit sous-secteurs à rendements d'échelle croissants parmi les 19 sous-secteurs. Les biens concernés sont les articles textiles, le bois et le papier, le fer et l'acier, les produits chimiques, le matériel de transport, les instruments de précision, les métaux non ferreux et les appareils électriques.

Les auteurs de la contribution que nous venons de présenter examinent également au niveau international, dans le cas d'un ensemble de pays de l'OCDE (DAVIS et WEINSTEIN, 1998), les questions qu'ils traitent au niveau national, dans le cas du Japon (DAVIS et WEINSTEIN, 1999). Les deux études de DAVIS et WEINSTEIN (1998, 1999) se distinguent l'une de l'autre par la source de la demande. Dans les travaux concernant le Japon, la demande est celle qu'émettent les consommateurs d'une unique région. Dans les travaux relatifs aux pays de l'OCDE, la demande est celle à laquelle font face les producteurs d'un pays et provient de tous les pays ; elle reflète l'accès au marché.

DAVIS et WEINSTEIN (1998) estiment une équation qui a la même forme que l'équation (3.1). Mais, dans l'étude de DAVIS et WEINSTEIN (1998), la quantité $IDIODEM^i_{m,l}$ est la demande spécifique du bien du sous-secteur m faisant partie du secteur l adressée

aux producteurs du pays i. Comme précédemment, le coefficient de la variable $IDIODEM$ permet de se prononcer sur la nature des rendements d'échelle.

Les sous-secteurs et les secteurs sont des activités manufacturières et sont définis soit à un niveau détaillé de nomenclature, soit à un niveau peu détaillé. Dans le premier cas, les sous-secteurs sont au nombre de 50 et les secteurs au nombre de 13. L'ensemble de données comprend des observations faites pour 13 pays. Dans le deuxième cas, les nombres de sous-secteurs et de secteurs sont 26 et 8 respectivement. Les observations concernent 22 pays. Les données se rapportant à la variable $IDIODEM$ sont construites à partir de la demande moyenne au cours de la période 1970-1975. Les autres données sont relatives à l'année 1985.

L'estimation de l'analogue de l'équation (3.1) réalisée en groupant les observations de tous les sous-secteurs, au niveau détaillé de nomenclature, fait apparaître un coefficient de la variable $IDIODEM$ significativement supérieur à 1, et les rendements d'échelle sont, en moyenne, croissants. Ce résultat est l'opposé de celui obtenu au niveau national. Lorsque l'analogue de l'équation (3.1) est estimé sous-secteur par sous-secteur, les coefficients de la variable $IDIODEM$ révèlent des rendements d'échelle croissants dans 11 sous-secteurs sur 50. L'estimation faite pour chaque secteur en groupant les observations des sous-secteurs qui font partie du même secteur génère des coefficients qui indiquent que les rendements d'échelle sont croissants, en moyenne, dans quatre des treize secteurs. Au niveau peu détaillé de nomenclature, l'analogue de l'équation (3.1) n'est estimé que sous-secteur par sous-secteur. Les rendements d'échelle ne peuvent alors être qualifiés de croissants que dans un seul des 26 sous-secteurs, à savoir l'industrie textile[3].

Comme DAVIS et WEINSTEIN (1998, 1999), HEAD et RIES (2001) déterminent la nature des rendements d'échelle. Leur étude est relative à un ensemble formé du Canada et des États-Unis. HEAD et RIES (2001) emploient le critère qui repose sur l'effet d'amplification : ils s'efforcent de mettre en évidence un effet d'amplification en considérant la relation entre la part d'un pays dans la demande et la part de ce pays dans la production. En outre, HEAD et RIES (2001) se servent d'un autre critère. Ils montrent que l'incidence d'une variation des coûts de transaction sur la relation entre la part d'un pays dans la demande et la part de ce pays dans la production n'est pas la même dans un modèle avec rendements d'échelle croissants que dans un modèle avec rendements d'échelle constants. Sur cette propriété peut être établi le critère qui s'ajoute au critère fondé sur l'effet d'amplification.

La relation entre la part d'un pays dans la demande et la part de ce pays dans la production ainsi que l'effet de la variation des coûts de transaction sont obtenus dans deux modèles théoriques. Les deux modèles partagent les hypothèses d'une préférence commune de tous les consommateurs (où qu'ils vivent) à l'égard des biens produits dans un des pays et d'un biais domestique par lequel les consommateurs préfèrent les biens élaborés dans le pays où ils habitent. L'un des modèles suppose que les rendements d'échelle sont constants dans un seul secteur et qu'ils sont croissants dans les autres secteurs. Les biens produits dans ces autres secteurs sont différenciés au niveau de l'entreprise et la production se fait

[3]Voir aussi DAVIS et WEINSTEIN (2003).

dans un environnement de concurrence monopolistique et de libre entrée. L'autre modèle suppose la constance des rendements d'échelle dans tous les secteurs et la différenciation nationale du produit (hypothèse d'Armington). La concurrence parfaite est une autre caractéristique de ce modèle mais il existe des barrières à l'entrée.

La relation entre la part d'un des deux pays dans la demande de biens d'un secteur et la part de ce pays dans la production de ce secteur est linéaire quel que soit le modèle. Mais, dans le modèle avec rendements d'échelle croissants, la pente de la droite liant la part d'un pays dans la demande à la part de ce pays dans la production est supérieure à 1, alors qu'elle est inférieure à 1 dans le modèle avec rendements d'échelle constants. De plus, la baisse des coûts de transaction renforce la pente de la droite dans le modèle avec rendements d'échelle croissants, alors qu'elle l'affaiblit dans le modèle avec rendements d'échelle constants. Dans les secteurs à rendements d'échelle croissants, la taille de l'effet d'amplification augmente lorsque les coûts de transaction diminuent.

Du critère qui repose sur la première des deux propriétés précédentes découle une équation qu'estiment HEAD et RIES (2001). Cette équation est

$$SHRX_{m,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SHRD_{m,t} + \varepsilon_{m,t}, \tag{3.2}$$

où m représente le secteur et t l'année, et où $SHRX$ est la part du Canada dans la production cumulée du Canada et des États-Unis et $SHRD$ la part du Canada dans la demande des deux pays. Les observations ont une dimension sectorielle et une dimension temporelle. La méthode du panel à effets fixes est employée. La variation inter se rapporte à la dimension sectorielle et la variation intra à la dimension temporelle. Les secteurs pris en considération sont des secteurs manufacturiers, au nombre de 106. Les données couvrent les six années de la période 1990-1995. Ainsi réalisée, l'estimation ne permet pas de qualifier les rendements d'échelle de chacun des 106 secteurs, mais ceux de l'industrie manufacturière dans son ensemble. Les données doivent être limitées aux quantités produites en Amérique du Nord (Canada et États-Unis) et consommées en Amérique du Nord. Pour cela, la production du Canada est mesurée par la différence entre les expéditions de ce pays et les exportations du Canada à destination des pays autres que les États-Unis[4]. La demande émise par le Canada est évaluée en soustrayant aux expéditions totales de ce pays ses exportations tous pays destinataires confondus et en y ajoutant ses importations en provenance des États-Unis. La production des États-Unis et la demande émise par ce pays sont mesurées de manière similaire.

L'estimation inter conduit à un coefficient α_1 significativement supérieur à 1 (au seuil de 10 %). Cette estimation indique donc l'existence d'un effet d'amplification et, selon ce critère, les rendements d'échelle de l'industrie manufacturière sont croissants. En revanche, le coefficient α_1 obtenu au moyen de l'estimation intra est significativement inférieur à 1. La part du Canada dans la production de l'Amérique du Nord augmente moins que proportionnellement lorsque la part de ce pays dans la demande s'accroît. L'estimation intra conclut donc à la constance des rendements d'échelle de l'industrie manufacturière et infirme le résultat précédent.

[4]Les estimations ne tiennent pas compte des observations pour lesquelles les exportations sont supérieures aux expéditions.

Le deuxième critère qui résulte des propriétés des deux modèles est mis en œuvre en déterminant l'effet d'une diminution des coûts de transaction sur la pente de la droite qui lie la part du Canada dans la demande à la part de ce pays dans la production.

HEAD et RIES (2001) appliquent le deuxième critère d'abord en divisant l'ensemble des observations en deux groupes : le premier contient les secteurs soumis à un tarif élevé et le deuxième les secteurs assujettis à un faible tarif. Ils estiment l'équation (3.2) pour chacun de ces deux groupes. L'estimation inter s'oppose une nouvelle fois à l'estimation intra. Dans le premier cas, le coefficient α_1 est plus grand pour le groupe de secteurs à faible tarif que pour le groupe de secteurs à tarif élevé. Dans le deuxième cas, la pente de la droite liant $SHRD$ à $SHRX$ est plus faible pour le groupe dans lequel le tarif est bas que pour celui dans lequel le tarif est fort.

HEAD et RIES (2001) appliquent ensuite le deuxième critère en estimant l'équation

$$SHRX_{m,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SHRD_{m,t} + \alpha_2 TAR_{m,t} + \alpha_3 SHRD_{m,t} TAR_{m,t} + \varepsilon_{m,t}, \qquad (3.3)$$

où TAR est le tarif. HEAD et RIES (2001) disposent des données de tarif de chaque secteur et leur confèrent une dimension temporelle en s'appuyant sur l'Accord de libre-échange entre le Canada et les États-Unis. Le coefficient de la variable d'interaction ($SHRD * TAR$) reflète l'effet du tarif sur la relation entre la part du Canada dans la demande et la part de ce pays dans la production. Dans le cas de l'estimation inter, le coefficient α_3 est significativement négatif (au seuil de 10 %). Ce coefficient est significativement positif dans le cas de l'estimation intra. Ces résultats confirment les conclusions obtenues en séparant en deux groupes l'ensemble des observations. Quand l'examen des données s'appuie sur le deuxième critère, comme quand il repose sur le premier, l'estimation inter témoigne de rendements d'échelle croissants dans l'industrie manufacturière, tandis que l'estimation intra est compatible avec un modèle supposant la constance des rendements d'échelle. HEAD et RIES (2001) proposent d'expliquer les résultats contradictoires des estimations inter et intra en assimilant la première à l'équilibre d'un modèle avec rendements d'échelle croissants et la deuxième à ce même modèle mais avant ajustements, le nombre d'entreprises restant fixé. La méthode employée par HEAD et RIES (2001) pourrait être étendue de manière à prendre en considération un plus grand nombre de pays. La variation inter se rapporterait alors à la dimension nationale et les estimations seraient réalisées secteur par secteur. Une telle extension pourrait également faire disparaître la contradiction.

Les remises en cause du critère fondé sur le lien entre demande et production

La méthode qui consiste à utiliser le critère fondé sur l'effet d'amplification pour distinguer les secteurs à rendements d'échelle croissants des secteurs à rendements d'échelle constants voit sa pertinence remise en cause par BRÜLHART et TRIONFETTI (2000) : ceux-ci démontrent qu'elle ne convient pas quand les préférences présentent un biais domestique. Rappelons que cette dernière expression traduit le fait que les agents retirent une plus grande satisfaction de la consommation des biens élaborés dans le pays où ils habitent que de la consommation des biens des autres pays. La démonstration que proposent BRÜLHART et TRIONFETTI (2000) fait intervenir le ratio de la demande émise par

un pays 1 à la demande émise par un pays 2, noté RD, et le ratio de la production du pays 1 à la production du pays 2, noté RP. S'il existe un biais domestique des préférences, un accroissement du ratio de demande RD dans un secteur à rendements d'échelle croissants entraîne une augmentation du ratio de production RP dans ce secteur qui n'est pas en général plus que proportionnelle.

BRÜLHART et TRIONFETTI (2000) montrent aussi qu'un biais domestique des préférences influe sur la répartition internationale de la production d'un secteur à rendements d'échelle croissants, mais n'a pas d'effet sur la répartition internationale d'un secteur à rendements d'échelle constants. Le ratio de production RP dans un secteur à rendements d'échelle croissants s'élève lorsque le biais domestique du pays 1 augmente et que le biais domestique du pays 2 diminue d'autant. Dans un secteur à rendements d'échelle constants, en revanche, le biais domestique du pays 1 n'est pas lié au ratio de production RP. Cette propriété sous-tend un critère permettant de spécifier la nature des rendements d'échelle.

BRÜLHART et TRIONFETTI (2000) établissent que les rendements d'échelle de certains secteurs sont croissants. Ils le font en appliquant le critère qui repose sur le lien entre le biais domestique des préférences et la production. Leur étude se rapporte à un ensemble de pays de l'OCDE.

Pour tester empiriquement la relation entre biais domestique des préférences et production, il faut au préalable calculer la valeur de ce biais. À cette fin, BRÜLHART et TRIONFETTI (2000) estiment, pour chaque pays et pour chaque secteur, une forme augmentée de l'équation de gravité. L'équation qu'ils estiment a pour variable expliquée les échanges du pays qui portent sur le bien du secteur. Ces échanges sont ceux que le pays réalise avec un pays partenaire ou ceux qu'il réalise avec lui-même. Quand les échanges sont des échanges internationaux, ceux-ci ont pour valeur la somme des importations et des exportations du pays en provenance et à destination du partenaire. Quand les échanges sont ceux qui s'opèrent à l'intérieur du pays, ils ont pour valeur le double de la différence entre la production du pays et ses exportations[5]. Parmi les variables explicatives figurent une variable de revenu et une variable de distance. Dans le cas des échanges internationaux, le revenu est le produit du PIB du pays par le PIB du partenaire et la distance est la distance géographique entre le pays et son partenaire. Dans le cas des échanges à l'intérieur du pays, le revenu est le carré du PIB du pays et la distance est une fraction du rayon d'un cercle de même aire que celle du pays. Les autres variables explicatives sont les variables de contrôle habituelles et une variable muette qui prend la valeur 1 si les échanges s'effectuent à l'intérieur du pays et 0 dans le cas contraire. Le coefficient de cette variable muette constitue dans l'étude de BRÜLHART et TRIONFETTI (2000) une approximation empirique du biais domestique des préférences. Ce coefficient reflète la probabilité qu'a un agent de vendre ou d'acheter un bien à un agent du même pays quand il se trouve face à deux clients ou fournisseurs potentiels, l'un du pays domestique, l'autre du pays partenaire : si le coefficient est suffisamment élevé, cette probabilité est plus grande que la probabilité de vendre ou d'acheter le bien à un agent du pays partenaire.

Le biais domestique des préférences est évalué pour 22 pays de l'OCDE et 29 secteurs

[5] Cela oblige à retirer les observations pour lesquelles les exportations sont supérieures à la production.

d'activité. Dans le secteur considéré, les observations sont relatives aux 21 partenaires du pays étudié ou à ce pays lui-même et aux années de la période 1970-1985.

BRÜLHART et TRIONFETTI (2000) estiment une équation dans laquelle ils incorporent le biais domestique des préférences. Cette équation est

$$X^i_{m,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SHARE^i_{m,t} + \alpha_2 IDIODEM^i_{m,t} + \alpha_3 IDIOBIAS^i_{m,t} + \varepsilon^i_{m,t}, \text{ avec}$$

$$SHARE^i_{m,t} = \frac{\sum_i X^i_{m,t}}{\sum_m \sum_i X^i_{m,t}} \sum_m X^i_{m,t},\ IDIODEM^i_{m,t} = \left(\frac{D^i_{m,t}}{\sum_m D^i_{m,t}} - \frac{\sum_i D^i_{m,t}}{\sum_m \sum_i D^i_{m,t}} \right) \sum_m X^i_{m,t}$$

$$\text{et } IDIOBIAS^i_{m,t} = \left(BIAS^i_m - \frac{\sum_{j \neq i} BIAS^j_m}{C-1} \right) \sum_m X^i_{m,t}, \tag{3.4}$$

où i, m et t désignent le pays, le secteur et l'année respectivement, et où X est la production, D la demande, C le nombre de pays et $BIAS$ le biais domestique des préférences déterminé au préalable. Le coefficient α_3 mesure l'influence d'un biais spécifique (*idiosyncratic bias*) puisque la variable à laquelle il se rapporte est la différence entre le biais du pays pour lequel est faite l'observation et la moyenne des biais des autres pays. Les secteurs dans lesquels α_3 est positif sont des secteurs à rendements d'échelle croissants, alors que les secteurs dans lesquels α_3 est nul sont des secteurs à rendements d'échelle constants. Comme dans les études de DAVIS et WEINSTEIN (1998, 1999), le coefficient α_2 est susceptible de rendre apparent un effet d'amplification de la demande sur la production.

Dans chacun des secteurs, les observations ont deux dimensions, l'une nationale, l'autre temporelle. La première étape ayant fourni des résultats irréalistes s'agissant du biais domestique moyen de la Nouvelle-Zélande et de l'Australie, ces deux pays sont exclus à la deuxième étape. Il reste donc 20 pays et seize années.

Les observations de tous les secteurs sont d'abord groupées. Le coefficient de la variable $IDIOBIAS$ est alors significatif et positif. L'activité économique présente donc, en moyenne, des rendements d'échelle croissants, ce qui s'oppose au résultat de DAVIS et WEINSTEIN (1999) mais corrobore celui de DAVIS et WEINSTEIN (1998) ainsi que celui de l'estimation inter réalisée par HEAD et RIES (2001). Néanmoins, comme dans l'étude de DAVIS et WEINSTEIN (1999), le coefficient de la variable $IDIODEM$ n'est pas significativement supérieur à 1 et il n'y a pas, en moyenne, d'effet d'amplification. L'équation (3.4) est ensuite estimée secteur par secteur. Parmi les 29 secteurs, 17 peuvent être qualifiés de secteurs à rendements d'échelle croissants, tandis que les secteurs à rendements d'échelle constants sont au nombre de onze. Un seul secteur ne peut être classé dans l'une ou l'autre catégorie en se référant au modèle théorique : il s'agit de l'industrie du meuble, pour laquelle α_3 est significatif et négatif. Les secteurs à rendements d'échelle croissants représentent 64 % de la production totale en 1985 et les secteurs à rendements d'échelle constants 35 %. Certaines activités, la production de fer et d'acier, la fabrication de matériel de transport ou d'appareils électriques par exemple, appartiennent au premier type de secteurs à la fois dans les travaux de DAVIS et WEINSTEIN (1999) et dans ceux de

BRÜLHART et TRIONFETTI (2000), bien que les nomenclatures auxquelles ils ont recours ne soient pas les mêmes. Cependant, les estimations de BRÜLHART et TRIONFETTI (2000) ne font apparaître un effet d'amplification dans aucun secteur, ce qui, en raison du biais domestique des préférences, ne signifie pas que les rendements d'échelle soient constants dans tous les secteurs.

L'étude de BRÜLHART et TRIONFETTI (2000) suggère que l'usage d'un critère fondé sur l'effet d'amplification minore le poids des secteurs à rendements d'échelle croissants. S'il existe un biais domestique des préférences, les rendements d'échelle d'un secteur peuvent être croissants en l'absence d'effet d'amplification. Une telle suggestion se dégage aussi des travaux de FEENSTRA, MARKUSEN et ROSE (2001). Ces derniers montrent que, s'il existe des barrières à l'entrée, il n'y a pas d'effet de marché domestique dans un secteur à rendements d'échelle croissants[6].

Dans la contribution de FEENSTRA, MARKUSEN et ROSE (2001), l'effet de marché domestique apparaît quand un pays ayant un revenu relativement élevé exporte une quantité d'un bien plus grande que la quantité qu'il importe. Quatre modèles théoriques sont examinés. Un seul des quatre modèles fait l'hypothèse de rendements d'échelle constants dans tous les secteurs. Ce modèle est aussi caractérisé par la concurrence parfaite, la différenciation nationale du produit et des barrières à l'entrée. Les autres modèles supposent que les rendements d'échelle sont croissants dans un secteur. À cela s'ajoutent pour l'un d'entre eux la concurrence monopolistique dans ce secteur, la différenciation du produit au niveau de l'entreprise et la libre entrée. Les deux modèles restants font les hypothèses de biens homogènes, de concurrence imparfaite à la Cournot et de marchés segmentés (modèles de dumping réciproque). Dans un de ces deux modèles, l'entrée est libre ; dans l'autre il existe des barrières à l'entrée. Il n'y a pas d'effet de marché domestique dans le modèle avec concurrence parfaite, modèle dans lequel les rendements d'échelle sont constants. Un effet de marché domestique se fait jour dans le modèle avec concurrence monopolistique et dans le modèle de dumping réciproque avec libre entrée, qui sont deux modèles avec rendements d'échelle croissants. En revanche, dans le modèle de dumping réciproque avec barrières à l'entrée, qui est également un modèle avec rendements d'échelle croissants, un tel effet n'apparaît pas.

FEENSTRA, MARKUSEN et ROSE (2001) sont en mesure de déterminer la nature des rendements d'échelle de la production de biens différenciés. Pour cela, ils établissent que l'effet de marché domestique se traduit par une élasticité des exportations du pays exportateur net par rapport au revenu de ce pays plus grande que l'élasticité des exportations de ce pays par rapport au revenu du pays importateur. Les exportations d'un pays sont plus sensibles au revenu de ce pays qu'au revenu du pays partenaire. En revanche, l'absence d'effet de marché domestique se traduit par une élasticité des exportations du pays importateur net par rapport au revenu de ce pays inférieure à l'élasticité des exportations de ce pays par rapport au revenu du pays exportateur. Les exportations d'un pays sont plus sensibles au revenu du pays partenaire qu'à son propre revenu.

[6] D'autre part, dans un modèle de nouvelle économie géographique, l'hypothèse de coûts de transaction non nuls sur le bien du secteur à rendements d'échelle constants fait disparaître l'effet de marché domestique. Il suffit pour cela que les coûts de transaction sur les biens du secteur à rendements d'échelle croissants ne soient pas trop élevés par rapport aux coûts sur le bien de l'autre secteur (DAVIS, 1998).

L'élasticité-revenu des exportations peut être évaluée grâce à une équation de gravité. De ce fait, FEENSTRA, MARKUSEN et ROSE (2001) estiment une équation qui s'écrit

$$\ln EXP_t^{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_t^i + \alpha_2 \ln Y_t^j + \alpha_3 \ln DIST^{ij} + \Omega \mathbf{CONT^{ij}} + \varepsilon_t^{ij}, \qquad (3.5)$$

où t désigne l'année, où EXP_t^{ij} représente les exportations de biens différenciés, du pays i vers le pays j, où Y_t^i est le PIB du pays i, où $DIST^{ij}$ est la distance entre les pays i et j, et où $\mathbf{CONT^{ij}}$ représente sous forme matricielle des variables de contrôle relatives au couple de pays. Le coefficient α_1 mesure l'élasticité des exportations par rapport au revenu du pays domestique et le coefficient α_2 l'élasticité des exportations par rapport au revenu du pays partenaire.

Sont utilisées des données d'exportations et de PIB recueillies pour cinq années, 1970, 1975, 1980, 1985 et 1990. Pour chacune de ces cinq années, les observations sont relatives aux couples qui réunissent le pays exportateur et le pays importateur[7]. Plus de 100 pays sont pris en considération.

Le coefficient α_1 est significativement supérieur au coefficient α_2 quelle que soit l'année considérée. L'élasticité des exportations par rapport au revenu du pays domestique est plus forte que l'élasticité par rapport au revenu du pays partenaire. Ce résultat signale la présence d'un effet de marché domestique. On en déduit, en se référant aux modèles théoriques avec biens différenciés, que les rendements d'échelle de la production de ce type de biens sont croissants.

Les conclusions des études dans lesquelles est déterminée la nature des rendements d'échelle et que nous avons mentionnées ci-dessus sont reprises dans le tableau 3.1. Y sont également précisées les zones géographiques, les activités et les périodes auxquelles se rapportent ces travaux. L'hypothèse de rendements d'échelle croissants, que fait la nouvelle économie géographique, n'est empiriquement vérifiée que dans certains secteurs. Cependant, le nombre de secteurs à rendements d'échelle croissants varie considérablement d'une étude à l'autre.

3.2.2 Le niveau des coûts de transaction

Les modèles de la nouvelle économie géographique lient le niveau des coûts de transaction et la concentration spatiale. Comme toute relation entre deux grandeurs, la relation entre les coûts de transaction et la concentration spatiale est représentée par une courbe. On peut mettre au jour le niveau réel des coûts de transaction en faisant apparaître le point de la courbe auquel se situe l'économie. Pour isoler ce point, il faut au préalable construire la courbe à partir de données réelles.

Les coûts de transaction en Europe

FORSLID, HAALAND et MIDELFART KNARVIK (2002) développent un modèle complet d'équilibre général calculable, le calibrent en employant des données relatives à l'année 1992 et déterminent par simulation la forme de la relation entre les coûts de transaction

[7] Le couple (i, j) diffère du couple (j, i) du point de vue des exportations.

	Référence	Critère	Période	Zone géographique
1	Davis et Weinstein (1999)	EA	Milieu des années 1980	Japon, 40 « régions »
2	Davis et Weinstein (1999)	EA	Milieu des années 1980	Japon, 40 « régions »
3	Davis et Weinstein (1999)	EA	Milieu des années 1980	Japon, 40 « régions »
4	Davis et Weinstein (1998)	EA	1985	OCDE, 22 pays
5	Davis et Weinstein (1998)	EA	1985	OCDE, 22 pays
6	Davis et Weinstein (1998)	EA	1985	OCDE, 22 pays
7	Davis et Weinstein (1998)	EA	1985	OCDE, 22 pays
8	Head et Ries (2001)	EA	1990-1995	Canada et États-Unis
9	Head et Ries (2001)	VCT	1990-1995	Canada et États-Unis
10	Brülhart et Trionfetti (2000)	BDP	1970-1985	OCDE, 20 pays
11	Brülhart et Trionfetti (2000)	BDP	1970-1985	OCDE, 20 pays
12	Feenstra *et al.* (2001)	EMD	1970-1990	Monde, plus de 110 pays
	Référence	Activité	Équation estimée	Résultats
1	Davis et Weinstein (1999)	Ensemble	(3.1)	RENC
2	Davis et Weinstein (1999)	6 secteurs	(3.1)	REC : 2 secteurs
3	Davis et Weinstein (1999)	19 sous-secteurs	(3.1)	REC : 8 sous-secteurs
4	Davis et Weinstein (1998)	Ensemble	Même forme que (3.1)	REC
5	Davis et Weinstein (1998)	13 secteurs	Même forme que (3.1)	REC : 4 secteurs
6	Davis et Weinstein (1998)	50 sous-secteurs	Même forme que (3.1)	REC : 11 sous-secteurs
7	Davis et Weinstein (1998)	26 sous-secteurs	Même forme que (3.1)	REC : 1 sous-secteur
8	Head et Ries (2001)	Industrie manufacturière	(3.2)	Estimation inter : REC, estimation intra : RENC
9	Head et Ries (2001)	Industrie manufacturière	(3.3)	Estimation inter : REC, estimation intra : RENC
10	Brülhart et Trionfetti (2000)	Ensemble	(3.4)	REC
11	Brülhart et Trionfetti (2000)	29 secteurs	(3.4)	REC : 17 secteurs
12	Feenstra *et al.* (2001)	Biens différenciés	(3.5)	REC
EA : effet d'amplification (*magnification effect*), lien entre demande et production				
EMD : effet de marché domestique (*home market effect*), lien entre demande et exportations				
VCT : effet d'une variation des coûts de transaction sur le lien entre demande et production				
BDP : lien entre biais domestique des préférences et production				
REC : rendements d'échelle croissants				
RENC : rendements d'échelle non croissants				

Les numéros dans la première colonne assurent la continuité du tableau.

TAB. 3.1: La nature des rendements d'échelle

Région d'Europe de l'ouest	Composition
Région centrale	Autriche, Danemark, Allemagne, Suisse
Région septentrionale	Finlande, Islande, Norvège, Suède
Région méridionale	Grèce, Italie, Portugal, Espagne
Région occidentale	Benelux, Irlande, France, Royaume-Uni

TAB. 3.2: La composition des régions plurinationales de l'Europe de l'ouest

internationaux et la concentration à l'intérieur de l'Europe de l'ouest pour les valeurs des paramètres obtenues grâce au calibrage.

Le modèle auquel FORSLID, HAALAND et MIDELFART KNARVIK (2002) ont recours pour simuler l'impact d'une variation des coûts de transaction sur la concentration spatiale comprend dix régions plurinationales et quatorze secteurs d'activité. Parmi les dix régions, quatre sont des régions d'Europe de l'ouest. Dans le tableau 3.2 figurent les pays composant chacune de ces quatre régions. Deux des secteurs (l'agriculture et le secteur de l'énergie) sont supposés vendre leur production sur un marché parfaitement concurrentiel. Les rendements d'échelle de ces secteurs sont décroissants. Les biens qu'ils élaborent sont échangés entre les pays sans coûts de transaction. Les douze autres secteurs produisent des biens différenciés dans un environnement de concurrence monopolistique. La production de deux de ces secteurs (le secteur des services publics et celui des services privés) est non échangée. L'échange international des biens des dix secteurs restants, qui sont tous des secteurs manufacturiers, génère des coûts de transaction. Ces coûts incluent des coûts de transport en forme d'iceberg de Samuelson, des tarifs équivalents aux barrières à l'importation et des taxes à l'exportation, les deux derniers éléments étant des transferts au bénéfice des consommateurs. Chaque secteur utilise à la fois sa propre production et la production de chacun des autres secteurs comme bien intermédiaire. Il existe donc des liaisons intra- et intersectorielles sur lesquelles reposent des forces d'agglomération. Les dix secteurs manufacturiers présentent certains caractères du secteur que les modèles de la nouvelle économie géographique nomment « industrie ». C'est dans ces secteurs qu'est étudiée la relation entre les coûts de transaction et la concentration spatiale.

Une fois le calibrage du modèle effectué, les valeurs des variables peuvent être recalculées pour des valeurs données des coûts de transaction (sans distinction du type de coûts). Plusieurs valeurs sont considérées : celles-ci décroissent par intervalle de 10 % jusqu'à un point représentant 20 % du niveau initial. Ce niveau initial est celui fourni par les données de l'année 1992. Des valeurs croissantes, toujours par intervalle de 10 %, sont également employées ; la valeur maximale s'élève à 130 % du niveau initial.

Pour déterminer la relation entre les coûts de transaction et la concentration spatiale de la production, FORSLID, HAALAND et MIDELFART KNARVIK (2002) se servent d'un indicateur synthétique de concentration qui a pour définition

$$\sigma_m = \sqrt{\frac{\sum_i \left(SHR_m^i - \overline{SHR_m^i}\right)^2}{RC}} \text{ avec } SHR_m^i = \frac{X_m^i}{\sum_i X_m^i}, \tag{3.6}$$

où m désigne le secteur et i la région, et où X est la production et RC le nombre de régions. La quantité SHR_m^i est la part de la région i dans la production du secteur m et l'indice de concentration est l'écart type de la distribution de SHR_m^i.

Les résultats de la simulation indiquent que, dans certains secteurs, en particulier la métallurgie, la chimie, le secteur du matériel de transport et la mécanique, la baisse des coûts de transaction entraîne d'abord la hausse de la concentration spatiale de la production, puis sa diminution. La relation entre les coûts de transaction et la concentration spatiale a donc dans ces secteurs la forme d'un U inversé. Les coûts de transaction en 1992 sont proches, pour la plupart des secteurs, de la valeur pour laquelle la concentration spatiale est maximale ; ils sont un peu supérieurs à cette valeur. La concentration spatiale ne devrait plus augmenter très fortement par la suite et pourrait s'affaiblir. Dans les quatre secteurs mentionnés précédemment, les économies d'échelle sont fortes. De plus, les secteurs de la métallurgie et de la chimie ont recours à des inputs issus en grande partie de leur propre secteur (les liaisons intrasectorielles étant même plus intenses que les liaisons intersectorielles dans le secteur de la métallurgie). Ces deux facteurs expliquent la tendance à l'agglomération de ces secteurs.

Dans le secteur textile et ceux des articles en cuir, des produits en bois et des produits alimentaires, la concentration spatiale de la production se renforce de façon monotone lorsque les coûts de transaction sont réduits. Le niveau des coûts de transaction en 1992 ne peut donc pas être caractérisé précisément. La concentration spatiale devrait encore s'accroître après 1992. Une large part des inputs du secteur des produits en bois provient de la propre production de ce secteur. Les liaisons intrasectorielles, forces d'agglomération, sont donc intenses. Le secteur textile présente la même caractéristique ; en outre, les liaisons intrasectorielles sont plus importantes que les liaisons intersectorielles et, du fait de la petite la taille de ce secteur, son agglomération ne crée pas de vives tensions sur le marché du travail.

La production des dix secteurs peut être agrégée de manière à mesurer la concentration spatiale de la production de l'industrie manufacturière dans son ensemble. L'indicateur retenu est l'écart type de la distribution des parts des régions dans la production manufacturière totale. La concentration spatiale de la production de l'industrie manufacturière s'accroît puis décroît lorsque sont abaissés les coûts de transaction. La relation entre les coûts de transaction et la concentration spatiale de l'industrie manufacturière a donc la forme d'un U inversé. Les coûts de transaction en 1992 sont associés à un niveau de concentration spatiale qui n'est pas très éloigné du niveau maximal ; ils sont légèrement supérieurs à la valeur pour laquelle la concentration spatiale est la plus forte. La concentration spatiale ne devrait que peu se renforcer par la suite et pourrait se réduire.

Les coûts de transport en France

Les coûts de transaction, d'une manière générale, incluent les entraves à l'importation, les barrières à l'exportation, les coûts de transport et tout autre coût de l'échange à distance. Les coûts de transaction entre régions d'un même pays, cependant, sont constitués principalement par les coûts de transport. Au niveau national, la relation entre les coûts de transaction et la concentration spatiale se réduit donc à la relation entre les coûts de

transport et la concentration. COMBES et LAFOURCADE (2001) s'intéressent à cet échelon spatial. Ils simulent l'impact de la baisse des coûts de transport intranationaux sur la concentration à l'intérieur de la France.

Le modèle sur lequel est fondée la simulation que réalisent COMBES et LAFOURCADE (2001) associe certaines hypothèses de la nouvelle économie géographique à l'hypothèse d'interactions stratégiques réelles qui donnent naissance à des effets de concurrence sur le marché des biens. Ce modèle comporte un nombre quelconque de régions et un nombre quelconque de secteurs. Chaque secteur produit un unique bien homogène sous rendements d'échelle croissants. Les entreprises emploient comme facteur de production un type de travail propre à leur secteur. Elles utilsent aussi les biens de tous les secteurs, y compris le leur. En d'autres termes, il existe des liaisons d'input-output, comme dans certains modèles de la nouvelle économie géographique. Par ailleurs, les marchés sont segmentés. L'expédition d'un bien d'une région vers une autre oblige à supporter des coûts de transport. Les entreprises élaborent leur bien dans un environnement de concurrence imparfaite à la Cournot et n'internalisent pas l'effet de leur stratégie. Enfin, le salaire est supposé fixé et identique dans toutes les régions du pays ; du fait de cette rigidité, un certain nombre de travailleurs sont inemployés dans tous les secteurs et toutes les régions. Dans ce modèle, les effets de concurrence incitent les entreprises à se disperser, mais la demande finale et les liaisons d'input-output sont susceptibles d'entraîner leur agglomération.

Les paramètres du modèle sont calculés à partir de données réelles ou font l'objet d'une estimation économétrique. Les coûts de transport sont des coûts de transport généralisés qui comprennent à la fois des coûts en distance et des coûts en temps ; le transport est effectué par route. Les coûts en distance incluent la valeur de la consommation de carburant, les charges d'entretien et de réparation du matériel et les péages. Le coût d'opportunité du temps comprend les salaires des chauffeurs, les primes d'assurance, les charges financières, les taxes et l'amortissement du matériel.

Les valeurs des variables du modèle sont recalculées en abaissant les coûts de transport de 30 % par intervalle de 2 %. Le niveau initial est le niveau réel des coûts de transport en 1993. Les valeurs des variables ne sont pas recalculées en augmentant les coûts de transport. Les calculs sont faits en maintenant le nombre d'entreprises fixé à sa valeur réelle initiale.

COMBES et LAFOURCADE (2001) évaluent les niveaux de la concentration de la production et de l'emploi de dix secteurs à l'échelle de 341 zones d'emploi (qui consituent les régions du modèle présenté ci-dessus). L'agriculture, le commerce et le secteur des services non marchands d'une part, les zones d'emploi de Corse d'autre part, ne sont pas pris en considération. COMBES et LAFOURCADE (2001) calculent, pour chaque secteur et pour chaque grandeur économique, la valeur d'un indicateur de concentration brute ainsi que la valeur de l'indice d'Ellison et Glaeser correspondant[8]. Puisque les valeurs des variables ne sont pas recalculées pour les valeurs des coûts de transport supérieures à leur valeur réelle de 1993, la relation entre les coûts de transport et la concentration spatiale pourrait ne pas être déterminée intégralement.

[8]Voir ELLISON et GLAESER (1997).

Quels que soient le secteur, la grandeur économique et l'indicateur, la concentration spatiale diminue de façon monotone lorsque les coûts de transport sont réduits à partir de leur valeur réelle de 1993. Si la relation entre les coûts de transport et la concentration spatiale a la forme d'un U inversé, alors le niveau des coûts de transport en 1993 est tel que l'économie se trouve sur la partie décroissante de la courbe. La concentration spatiale devrait continuer de se réduire par la suite.

3.2.3 Une appréciation indirecte : l'existence d'externalités

Les hypothèses des modèles de la nouvelle économie géographique, quand elles sont associées les unes aux autres, impliquent l'existence d'externalités positives[9]. Des études économétriques s'interrogent sur l'existence d'externalités. Elles fournissent ainsi une appréciation indirecte de la pertinence empirique des hypothèses de la nouvelle économie géographique.

Les externalités technologiques et pécuniaires

Les externalités sont traditionnellement classées en deux catégories, les externalités technologiques et les externalités pécuniaires. Le premier type d'externalités regroupe les interactions qui se produisent en dehors des marchés et qui affectent directement la technique de production des entreprises. En revanche, au deuxième type d'externalités se rattachent les interactions dont les bénéfices sont obtenus par l'intermédiaire des prix et qui constituent donc des liaisons marchandes entre les agents économiques. Les externalités technologiques sont intégrées dans les modèles théoriques par l'intermédiaire de la fonction de production. Les externalités pécuniaires le sont au moyen de la fonction de profit.

Afin de faire apparaître empiriquement, dans le cas du milieu maritime norvégien, des externalités technologiques, MIDELFART KNARVIK et STEEN (1999) estiment les fonctions de production des secteurs qui composent ce milieu. Ces secteurs forment un groupe. Chacune des fonctions de production qu'estiment MIDELFART KNARVIK et STEEN (1999) lie la quantité produite par un secteur à la production des autres secteurs du groupe. Les variables sont écrites sous la forme de différences temporelles en logarithme. Sous cette spécification, des externalités technologiques se font jour quand la croissance de la production du secteur dépend positivement de la croissance de la production des autres secteurs du groupe. Faisant face à un problème d'endogénéité, MIDELFART KNARVIK et STEEN (1999) prennent comme approximation de la croissance de la production de ces autres secteurs la croissance des facteurs qu'ils emploient.

En conséquence, les équations qu'estiment MIDELFART KNARVIK et STEEN (1999) ont pour expression

$$\Delta X_m = \alpha_1 \Delta FACT_m + \alpha_2 \Delta FACTGROUP_m + \alpha_3 PNB_t + \alpha_4 \Delta PNB + \alpha_5 TREND + \Delta\varepsilon_m, \quad (3.7)$$

[9]Par la suite, nous employons le terme « externalités » pour désigner les externalités positives.

où t se rapporte à l'année initiale, où X_m est la production du secteur m, où $FACT_m$ représente les facteurs de production du secteur m, où $FACTGROUP_m$ représente les facteurs de production des secteurs autres que le secteur m, où PNB est le produit national brut réel de la Norvège et où $TREND$ est une tendance temporelle linéaire. L'ensemble des trois dernières variables (PNB, ΔPNB et $TREND$) reflète le progrès technique commun à tous les secteurs. Les facteurs de production comprennent la main-d'œuvre, les matériaux et le capital. Les variables $FACT_m$ et $FACTGROUP_m$ sont des moyennes pondérées de ces facteurs de production. Les parts de chacun des facteurs dans les coûts servent de pondérations. Les facteurs de production des secteurs autres que le secteur m sont agrégés. Les résultats de l'estimation qui portent sur le coefficient α_2 s'interprètent en termes d'externalités technologiques.

Le milieu maritime norvégien réunit neuf secteurs : cinq secteurs manufacturiers, deux secteurs de transport et deux secteurs de service. Ces secteurs sont les composantes d'une nomenclature détaillée. Les observations n'ont qu'une dimension temporelle. La différence temporelle est d'une année. Les données sont relatives à la période 1978-1992.

MIDELFART KNARVIK et STEEN (1999) cherchent d'abord à savoir si l'activité d'un secteur dépend de l'activité de l'ensemble des huit autres secteurs du groupe. La variable $FACTGROUP_m$ de l'équation (3.7) résulte alors de l'agrégation des facteurs de production des huit secteurs autres que le secteur m. Dans ce cas, le coefficient α_2 n'est significatif et positif que pour le secteur de la construction de plates-formes pétrolières. Ce résultat suggère que la plupart des secteurs ne tirent pas parti d'externalités technologiques.

MIDELFART KNARVIK et STEEN (1999) divisent ensuite le groupe de secteurs en deux sous-groupes : le premier contient les cinq secteurs manufacturiers, le deuxième les deux secteurs de transport et les deux secteurs de service. La question devient alors celle de la dépendance de l'activité d'un secteur à l'égard d'une part de l'activité des autres secteurs classés dans le même sous-groupe, et d'autre part de l'activité des secteurs figurant dans l'autre sous-groupe. Lorsque sont considérés les sous-groupes, la variable $FACTGROUP_m$ de l'équation (3.7) résulte de l'agrégation des facteurs de production des secteurs du sous-groupe dont fait partie le secteur m (à l'exception du secteur m). Le coefficient α_2 est donc relatif aux liaisons à l'intérieur du sous-groupe. Une variable explicative supplémentaire doit être introduite dans l'équation (3.7) : elle est obtenue en agrégeant les facteurs de production de tous les secteurs du sous-groupe auquel n'appartient pas le secteur m. Le coefficient de cette variable reflète les liaisons entre les sous-groupes. Le coefficient α_2 est significatif et positif pour trois secteurs manufacturiers sur cinq (construction de navires, fabrication de pièces détachées et d'appareils, construction de plates-formes pétrolières). Il en va de même pour un des quatre secteurs de transport ou de services (secteur du transport océanique). Le coefficient de la variable supplémentaire n'est significatif pour aucun secteur. Il existe donc des externalités technologiques à l'intérieur du sous-groupe des secteurs manufacturiers et, dans une moindre mesure, à l'intérieur du sous-groupe des secteurs de transport ou de services, mais il n'existe pas d'externalités entre les sous-groupes. Les externalités technologiques dont un secteur tire avantage proviennent de certains autres secteurs mais pas de tous les autres secteurs.

La méthode précédemment décrite pour mettre en évidence la présence d'externalités technologiques est utilisée également par HENRIKSEN, MIDELFART KNARVIK et STEEN (2001). Dans l'étude de HENRIKSEN, MIDELFART KNARVIK et STEEN (2001), l'estimation est réalisée pour quatre pays européens (Allemagne, France, Royaume-Uni, Italie). Quatorze secteurs manufacturiers définis à un niveau intermédiaire de nomenclature sont considérés. Le nombre et la nature des secteurs amènent HENRIKSEN, MIDELFART KNARVIK et STEEN (2001) à constituer quatre groupes (produits textiles et produits en cuir, machines et produits électroniques, matériel de transport, produits de haute technologie). Les variables explicatives des équations estimées sont plus nombreuses que celles de l'équation (3.7). La variable $FACTGROUP_m$ n'est fonction que des facteurs de production des secteurs du groupe auquel appartient le secteur m (à l'exception du secteur m). L'existence d'externalités entre les groupes n'est pas envisagée. Quatre secteurs, classés dans deux groupes, font l'objet de deux estimations[10]. Les équations estimées pourraient donc être au nombre de 72, mais l'absence de certaines données réduit ce nombre à 70. Les données se rapportent à la période 1970-1995.

Le coefficient de la variable $FACTGROUP_m$ est significatif et positif dans seulement 16 cas sur 70 (au seuil de 10 %). Ce n'est que dans ces 16 cas qu'il existe des externalités technologiques entre les secteurs faisant partie d'un même groupe. Le groupe des produits de haute technologie réunit le plus grand nombre de cas dans lesquels il apparaît des externalités de ce type (6 sur 20). En outre, la construction aéronautique, composante du groupe des produits de haute technologie, est le secteur dans lequel les externalités sont les plus intenses. L'Allemagne est le pays dans lequel le nombre de secteurs bénéficiant d'externalités est le plus élevé (7 sur 18), le Royaume-Uni celui dans lequel ce nombre est le plus faible (1 sur 17). Par ailleurs, pour six secteurs, le coefficient de la variable $FACTGROUP_m$ témoigne de l'absence d'externalités dans tous les pays. Mais dans douze secteurs, des externalités sont présentes dans certains pays et pas dans les autres. Dans aucun secteur il n'existe des externalités dans plus de deux pays. Les externalités sont donc non seulement propres à certains secteurs mais aussi à certains pays.

Ci-dessus nous avons considéré les externalités technologiques. Dans ce qui suit, nous envisageons les externalités pécuniaires.

Cherchant à mettre au jour empiriquement, dans le cas du milieu maritime norvégien,des externalités pécuniaires, MIDELFART KNARVIK et STEEN (1999) estiment des équations ayant pour variable expliquée la valeur ajoutée. Là se trouve une des différences entre les équations qu'ils estiment pour révéler l'existence d'externalités pécuniaires et les équations qu'ils estiment pour dévoiler la présence d'externalités technologiques. Les externalités pécuniaires auxquelles s'intéressent MIDELFART KNARVIK et STEEN (1999) reposent sur des liaisons verticales. Pour cette raison, chacune des équations qu'ils estiment est une relation entre la valeur ajoutée d'un secteur d'aval et l'activité de secteurs d'amont. Les variables prenant la forme de différences temporelles en logarithme, des externalités pécuniaires apparaissent quand la croissance de l'activité des secteurs d'amont influe de façon positive sur la croissance de la valeur ajoutée du secteur d'aval. La croissance de

[10]Un secteur classé dans deux groupes équivaut à deux secteurs distincts dans ce qui suit.

l'activité des secteurs d'amont est incorporée dans les équations par l'intermédiaire de la croissance des facteurs utilisés par ces secteurs. Les équations estimées s'écrivent

$$\Delta VA_m = \alpha_1 \Delta FACT'_m + \alpha_2 \Delta FACTUP + \alpha_3 PNB_t + \alpha_4 \Delta PNB + \alpha_5 TREND + \Delta\varepsilon_m, \quad (3.8)$$

où t se rapporte à l'année initiale, où VA_m est la valeur ajoutée du secteur d'aval m, où $FACT'_m$ représente des facteurs de production du secteur d'aval m et où $FACTUP$ représente les facteurs de production des secteurs d'amont[11]. La variable $FACT'_m$ englobe la main-d'œuvre et le capital dont fait usage le secteur d'aval m, mais pas les matériaux. La variable $FACTUP$ résulte de l'agrégation des facteurs de production de tous les secteurs d'amont. La significativité et le signe du coefficient α_2 permettent de se prononcer sur la présence ou l'absence d'externalités pécuniaires.

Les secteurs d'aval sont les deux secteurs de transport du milieu maritime norvégien[12]. Les secteurs d'amont sont les cinq secteurs manufacturiers et les deux secteurs de service. La dimension temporelle est la seule dimension des observations. La différence temporelle est d'une année. La période d'étude va de 1978 à 1992.

L'estimation de l'équation (3.8) génère un coefficient α_2 qui n'est significatif dans aucun des deux secteurs d'aval. Les secteurs d'amont et d'aval ne sont donc pas liés par des externalités pécuniaires. Le même résultat est obtenu quand l'ensemble des secteurs d'amont est divisé en deux sous-ensembles et quand les secteurs d'aval et d'amont sont redéfinis de sorte que certains secteurs manufacturiers soient des secteurs du premier type et que d'autres secteurs manufacturiers soient des secteurs du deuxième type. Les seules externalités dont profitent les secteurs du milieu maritime norvégien sont des externalités technologiques.

Dans tous les modèles de la nouvelle économie géographique entrent en jeu des externalités pécuniaires. L'absence d'externalités pécuniaires dans le milieu maritime norvégien suggère que toutes les hypothèses de la nouvelle économie géographique n'y sont pas empiriquement vérifiées.

Les externalités intra- et intersectorielles

La littérature économique oppose les externalités pécuniaires aux externalités technologiques. Nous l'avons vu dans ce qui précède. S'agissant des externalités, une autre distinction existe : la littérature économique dissocie également les externalités intrasectorielles et les externalités intersectorielles. Les premières sont les externalités générées et recueillies par les entreprises d'un même secteur. Les secondes sont les externalités recueillies par les entreprises de tout secteur autre que celui des entreprises qui les génèrent.

La distinction entre externalités intrasectorielles et externalités intersectorielles est faite notamment par HANSON (1998), qui s'efforce de les mettre en évidence empiriquement dans le cas du Mexique.

[11] Pour la signification des autres variables, voir l'équation (3.7).
[12] Voir ci-dessus.

L'étude de HANSON (1998) est fondée sur une fonction de demande de travail issue d'une fonction de profit. Cette fonction de demande de travail est une relation entre, d'une part, l'emploi d'un secteur dans une région et, d'autre part, les prix des facteurs de production auxquels fait face le secteur dans la région, le prix du bien du secteur dans le pays, les coûts de transport que les producteurs implantés dans la région doivent supporter et des facteurs sectoriels régionaux à l'origine d'externalités. HANSON (1998) écrit l'emploi et chaque argument de la fonction de demande de travail sous la forme de différences temporelles en logarithme, ce qui lui permet par la suite de résoudre un problème d'identification. Par ailleurs, il suppose que la croissance des facteurs engendrant les externalités dépend du niveau initial de ces facteurs. Enfin, il suppose que le travail est le seul facteur de production dont le prix varie selon la région. Divisant, sous cette hypothèse, l'emploi du secteur dans la région par l'emploi du secteur dans le pays, et chaque argument de la fonction de demande de travail par une quantité analogue définie au niveau national, il obtient une relation où n'apparaissent ni les prix des facteurs de production autres que le travail, ni le prix du bien du secteur.

Dans les travaux de HANSON (1998), trois facteurs à l'origine d'externalités sont pris en considération. Le premier de ces facteurs génère des externalités intrasectorielles. Le deuxième engendre des extenalités intersectorielles qui reposent sur des liaisons d'input-ouput. Le troisième donne naissance à des extenalités intersectorielles fondées sur la diversité sectorielle. L'existence d'externalités doit se traduire par une croissance plus forte de l'emploi lorsque les niveaux de ces facteurs sont plus élevés.

HANSON (1998) estime une équation qu'il tire de la relation décrite plus haut. Sont incorporés dans cette équation non pas la croissance du salaire et la croissance des coûts de transport, mais le niveau du salaire à la date initiale et le niveau des coûts de transport. Dans l'équation sont également introduites des variables de contrôle. L'équation a pour expression

$$\Delta \ln \frac{L_m^i}{L_m} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \frac{REM_{m,t}^i / L_{m,t}^i}{REM_{m,t}/L_{m,t}} + \alpha_2 \ln \frac{TRANS^i}{\sum\limits_i \left(L_{m,t}^i / L_{m,t}\right) TRANS^i} + \alpha_3 \ln \frac{L_{m,t}^i / L_t^i}{L_{m,t}/L_t}$$
$$+ \alpha_4 \ln \frac{L_{l,t}^i / L_{m,t}^i}{L_{l,t}/L_{m,t}} + \alpha_5 \ln \frac{\sum\limits_{n \neq m} \left(L_{n,t}^i / L_t^i\right)^2}{\sum\limits_{n \neq m} \left(L_{n,t}/L_t\right)^2} + \Omega \mathbf{CONT}_{\mathbf{m,t}}^{\mathbf{i}} + \varepsilon_{m,t}^i, \quad (3.9)$$

où i désigne la région, où m désigne le secteur à quatre chiffres, où l désigne le secteur à deux chiffres auquel appartient le secteur m, où t se rapporte à l'année initiale, où L est l'emploi, REM la rémunération de l'ensemble des travailleurs et $TRANS$ un indicateur des coûts de transport vers les marchés étrangers, et où **CONT** représente sous forme matricielle les variables de contrôle. Lorsque la quantité L est dépourvue d'exposant, elle est relative au pays dans son ensemble. De même, lorsque la quantité L n'a pas d'indice sectoriel, elle se rapporte à un ensemble formé de tous les secteurs. La troisième variable explicative reflète un facteur qui engendre des externalités intrasectorielles. La quatrième représente un facteur qui donne naissance à des externalités intersectorielles fondées sur des liaisons d'input-output. La cinquième est un indicateur inverse d'un facteur qui génère des externalités intersectorielles reposant sur la diversité sectorielle. Pour la troisième ou

la quatrième variable, un coefficient significatif et positif indique l'existence d'externalités. Pour la cinquième variable, un coefficient significatif et négatif témoigne de la présence d'externalités.

Les observations ont une dimension régionale et une dimension sectorielle. Les régions sont les 32 États fédérés. Les secteurs sont au nombre de 54. Tous les secteurs ne sont pas actifs dans tous les États fédérés. L'estimation est réalisée d'une part pour la période 1980-1985 et d'autre part pour la période 1985-1993. Dans l'un et l'autre cas, la différence temporelle est l'écart entre les deux extrémités de la période.

L'estimation faite pour la période 1980-1985 mène à des résultats différents selon que des variables muettes régionales et sectorielles sont incluses ou non dans l'équation. En l'absence de variables muettes, le coefficient α_4 est significatif et positif. Les coefficients α_3 et α_5 ne sont pas significatifs. Quand l'équation comporte des variables muettes, les trois coefficients sont significatifs. Le coefficient α_3 est alors négatif, le coefficient α_4 est positif et le coefficient α_5 est négatif. L'estimation suggère que les entreprises ne bénéficient pas d'externalités intrasectorielles : pour pouvoir affirmer que les entreprises profitent de telles externalités, le coefficient α_3 doit avoir un signe opposé. En revanche, l'estimation laisse penser que les entreprises tirent parti d'externalités intersectorielles reposant sur des liaisons d'input-output et d'externalités intersectorielles fondées sur la diversité sectorielle. Certes l'effet du facteur associé à la diversité sectorielle est peu solide, mais l'effet du facteur associé aux liaisons d'input-output l'est davantage.

Les résultats de l'estimation réalisée pour la période 1985-1993 sont identiques qu'il y ait des variables muettes dans l'équation ou qu'il n'y en ait pas. Le coefficient α_4 est toujours significatif et positif. Les coefficients α_3 et α_5 ne sont jamais significatifs. Comme précédemment, l'estimation ne révèle pas l'existence d'externalités intrasectorielles. De plus, les seules externalités intersectorielles qu'elle fait apparaître sont fondées sur des liaisons d'input-ouput. L'intensité de ces externalités est moins grande pour la deuxième période que pour la première. Exclure de l'échantillon certains secteurs n'affecte que le dernier de ces résultats.

Comme HANSON (1998), MAUREL (1997) cherche à établir empiriquement l'existence d'externalités intrasectorielles et intersecorielles. Son étude concerne la France. MAUREL (1997) estime une équation qui, par certains aspects, est proche de l'équation que HANSON (1998) estime (équation (3.9) ci-dessus). La variable expliquée de l'équation estimée par MAUREL (1997) est le numérateur de la variable expliquée de l'équation (3.9), sous la forme d'une différence temporelle en logarithme. En outre, parmi les variables explicatives de l'équation estimée par MAUREL (1997) se trouvent les numérateurs des variables qui, à l'équation (3.9), sont associées aux coefficients α_3 et α_5. Dans l'étude de MAUREL (1997), la variable explicative que constitue le premier de ces numérateurs reflète un facteur générant des externalités intrasectorielles, tandis que la variable explicative que constitue le second numérateur est un indicateur inverse d'un facteur engendrant des externalités intersectorielles. L'équation qu'estime MAUREL (1997) comporte également des variables explicatives qui ne figurent pas dans l'équation (3.9).

Dans les travaux de MAUREL (1997) sont considérés 315 zones d'emploi et quinze

secteurs manufacturiers. La période d'étude est la période 1982-1992. La différence temporelle est l'écart entre les deux extrémités de la période.

Comme nous l'avons vu plus haut, HANSON (1998) montre, dans le cas du Mexique, qu'il existe des externalités intersectorielles mais qu'il n'existe pas d'externalités intrasectorielles. MAUREL (1997), en groupant les observations de tous les secteurs, conclut, dans le cas de la France, à la présence simultanée d'externalités intersectorielles et d'externalités intrasectorielles. La comparaison des coefficients suggère en outre que les secondes sont plus intenses que les premières. Cependant, en estimant l'équation secteur par secteur, MAUREL (1997) établit qu'il n'existe des externalités intersectorielles que dans deux des quinze secteurs et des externalités intrasectorielles que dans six secteurs. Les secteurs dans lesquels s'observent des externalités intersectorielles représentent, en 1992, 22 % de l'emploi de l'ensemble des quinze secteurs. Le chiffre équivalent pour les secteurs dans lesquels sont observées des externalités intrasectorielles est de 30 %. Les entreprises d'aucun secteur ne profitent à la fois d'externalités intersectorielles et d'externalités intrasectorielles. Enfin, les entreprises de sept secteurs, des secteurs de biens d'équipement ou de biens intermédiaires le plus souvent, ne tirent parti ni d'externalités intersectorielles ni d'externalités intrasectorielles.

Les externalités réciproques et la causalité circulaire

L'un des modèles de base de la nouvelle économie géographique, le modèle de VENABLES (1996), formalise une économie dans laquelle existent des liaisons verticales entre les entreprises, c'est-à-dire une économie dans laquelle des entreprises d'un secteur d'amont fournissent des biens intermédiaires à des entreprises d'un secteur d'aval. Dans ce modèle, sur les liaisons verticales reposent des externalités[13].

Les externalités fondées sur des liaisons verticales incluent d'une part les économies dont bénéficie une entreprise d'un secteur d'aval et résultant de l'activité des entreprises d'un secteur d'amont qui sont ses fournisseurs, et d'autre part les économies dont une entreprise d'un secteur d'amont tire avantage et découlant de l'activité des entreprises d'un secteur d'aval qui sont ses clients. S'il existe à la fois des externalités transmises d'un secteur d'amont vers un secteur d'aval et des externalités transmises d'un secteur d'aval vers un secteur d'amont, alors sur les liaisons verticales reposent des externalités réciproques. Dans ce cas, l'activité des entreprises du secteur d'aval s'explique par l'activité des entreprises du secteur d'amont, qui elle-même s'explique par l'activité des entreprises du secteur d'aval : la causalité est circulaire.

MIDELFART KNARVIK et STEEN (2000) s'efforcent de mettre au jour empiriquement, dans le cas du milieu maritime norvégien, des externalités réciproques[14]. Ils envisagent d'abord les externalités générées par des secteurs d'amont et dont profite un secteur d'aval, puis les externalités engendrées par le secteur d'aval et dont tirent parti les secteurs d'amont.

[13] L'existence d'externalités fondées sur des liaisons verticales est étudiée empiriquement dans les travaux de MIDELFART KNARVIK et STEEN (1999). Nous avons présenté ces travaux ci-dessus.

[14] Voir aussi STEEN (2002).

Pour montrer que l'activité de secteurs d'amont influe de manière positive sur l'activité d'un secteur d'aval, MIDELFART KNARVIK et STEEN (2000) estiment des équations tirées d'une fonction de production. Cette fonction de production met en rapport la quantité produite par un secteur d'aval, la quantité d'input utilisée par ce secteur et un facteur de productivité. Les variables prennent la forme de différences temporelles en logarithme. La croissance du facteur de productivité dépend, entre autres, du niveau de la production d'un secteur d'amont et de la croissance de la production de ce secteur. En soustrayant de la croissance de la production du secteur d'aval la croissance des inputs qu'il emploie, MIDELFART KNARVIK et STEEN (2000) expriment la croissance de la productivité totale des facteurs, dans le secteur d'aval, en fonction notamment de la croissance des inputs du secteur d'aval, du niveau de la production du secteur d'amont et de la croissance de la production du secteur d'amont. MIDELFART KNARVIK et STEEN (2000) simplifient la relation ainsi obtenue en supposant que les rendements d'échelle du secteur d'aval sont constants.

Les équations qu'estiment MIDELFART KNARVIK et STEEN (2000) sont données par la relation simplifiée que nous venons d'évoquer. Ces équations s'écrivent

$$\Delta TFPD = \alpha_1 X_{m,t} + \alpha_2 \Delta X_m + \alpha_3 \Delta PNB + \alpha_4 TREND + \Delta\varepsilon, \tag{3.10}$$

où t se rapporte à l'année initiale et où $TFPD$ est la productivité totale des facteurs dans le secteur d'aval, X_m la production du secteur d'amont m, PNB le produit national brut réel de la Norvège et $TREND$ une tendance temporelle linéaire. Les variables PNB et $TREND$ reflètent le progrès technique commun à tous les secteurs. Un coefficient α_1 significatif et positif indique l'existence d'externalités bénéficiant au secteur d'aval et ayant pour source le niveau de la production du secteur d'amont. Un coefficient α_2 significatif et positif révèle la présence d'externalités profitant au secteur d'aval et trouvant leur origine dans la croissance de la production du secteur d'amont.

Le secteur d'aval est le secteur du transport océanique. Les secteurs d'amont sont des secteurs de services aux entreprises ; ils sont au nombre de six. L'estimation de l'équation (3.10) est faite pour chaque secteur d'amont. La différence temporelle est d'une année. Dix périodes d'un an, comprises entre 1978 et 1992, sont prises en considération. Deux méthodes d'estimation sont employées : la méthode SURE et celle des triples moindres carrés.

Avec la méthode SURE, le coefficient α_2 est significatif et positif pour un seul des six secteurs de service, celui des services financiers. Avec la méthode des triples moindres carrés, ce coefficient n'est significatif et positif pour aucun des secteurs de service. L'estimation suggère donc que la croissance de la production des secteurs d'amont génère très peu d'externalités bénéficiant au secteur d'aval. Le coefficient α_1 est significatif et positif pour cinq secteurs avec la méthode SURE (secteurs des services financiers, de la classification, de l'assurance des marchandises, des services de consultants maritimes et des services de courtiers maritimes) et pour deux secteurs avec la méthode des triples moindres carrés (le premier et le quatrième des cinq secteurs précédemment cités). L'estimation incite à croire que le niveau de la production des secteurs d'amont est plus souvent source d'externalités recueillies par le secteur d'aval que la croissance de la production

de ces secteurs. De ce fait, MIDELFART KNARVIK et STEEN (2000) estiment chacune des équations sans y intégrer la croissance de la production du secteur d'amont. Seule la méthode des triples moindres carrés est alors utilisée. Le coefficient α_1 est significatif et positif pour cinq secteurs de service (les cinq secteurs mentionnés plus haut). L'estimation laisse ainsi penser que des externalités sont transmises de la quasi-totalité des secteurs d'amont vers le secteur d'aval.

Pour établir que l'activité du secteur d'aval a un effet positif sur l'activité des secteurs d'amont, MIDELFART KNARVIK et STEEN (2000) estiment des équations qui ont pour expression

$$X_{m,t} = \alpha_0 + \alpha_1 XD_t + \alpha_2 PNB_t + \varepsilon_{m,t}, \tag{3.11}$$

où t désigne l'année et où X_m est la production du secteur d'amont m, XD la production du secteur d'aval et PNB le produit national brut réel de la Norvège. Pour qu'apparaissent des externalités engendrées par le secteur d'aval et dont tire parti le secteur d'amont, il faut que le coefficient α_1 soit significatif et positif. L'équation (3.11) est estimée pour chaque secteur d'amont. À nouveau, l'estimation est réalisée en recourant à la méthode SURE et à celle des triples moindres carrés.

Lorsque la méthode SURE est employée, le coefficient α_1 est significatif et positif dans cinq des six secteurs de service (secteurs des services financiers, de la classification, de l'assurance des marchandises, des services de consultants maritimes et des services de courtiers maritimes). Lorsque la méthode d'estimation est la méthode des triples moindres carrés, le coefficient α_1 est significatif et positif dans trois secteurs de service (les premier, troisième et quatrième secteurs mentionnés précédemment). L'estimation suggère ainsi que des externalités sont transmises du secteur d'aval vers certains secteurs d'amont.

Les résultats des estimations des équations (3.10) et (3.11) peuvent être rapprochés. Certains secteurs de service sont à la fois des secteurs générant des externalités et des secteurs bénéficiant d'externalités. Il s'agit du secteur des services financiers, du secteur de l'assurance des marchandises et du secteur des services de consultants maritimes. Entre ces trois secteurs de service et le secteur de transport océanique, les externalités sont réciproques. La productivité du secteur du transport océanique dépend de la production des trois secteurs de service, qui elle-même dépend de la production du secteur du transport océanique. La causalité est circulaire, comme dans les modèles de la nouvelle économie géographique.

L'existence d'externalités réciproques est mise en évidence empiriquement non seulement par MIDELFART KNARVIK et STEEN (2000), mais aussi, dans le cas des États-Unis, par MORRISON PAUL et SIEGEL (1999).

Les travaux de MORRISON PAUL et SIEGEL (1999) reposent sur une courbe de coût. Deux facteurs externes peuvent déplacer cette courbe. Le premier de ces facteurs génère des externalités fondées sur les liaisons entre un secteur et ses clients. Le second engendre des externalités fondées sur les liaisons entre un secteur et ses fournisseurs. Les facteurs externes sont introduits dans une fonction de coût, qui elle-même est incluse dans un système d'équations dont les paramètres font l'objet d'une estimation économétrique. Les

paramètres estimés permettent de calculer, d'une part, l'élasticité du coût par rapport au facteur externe associé aux liaisons avec les clients et, d'autre part, l'élasticité du coût par rapport au facteur externe associé aux liaisons avec les fournisseurs. Si l'élasticité est négative, le facteur externe est la source d'une économie de coût et le secteur bénéficie d'externalités.

MORRISON PAUL et SIEGEL (1999) calculent les valeurs des élasticités pour 19 secteurs manufacturiers à deux chiffres et pour toutes les années de la période 1959-1989. La moyenne sectorielle annuelle de l'élasticité du coût par rapport au facteur externe associé aux liaisons avec les clients est négative. Les secteurs profitent d'externalités générées par leurs clients. De même, la moyenne sectorielle annuelle de l'élasticité du coût par rapport au facteur externe associé aux liaisons avec les fournisseurs est négative. Les secteurs tirent avantage d'externalités engendrées par leurs fournisseurs. En conséquence, les externalités transmises entre les secteurs sont réciproques. Cependant, les extenalités fondées sur les liaisons entre les secteurs et leurs clients sont moins intenses que les extenalités fondées sur les liaisons entre les secteurs et leurs fournisseurs.

Divisant la période d'étude en trois sous-périodes, 1959-1973, 1973-1979 et 1979-1989, MORRISON PAUL et SIEGEL (1999) dégagent une tendance temporelle régulière. Pour l'un et l'autre facteur externe, la moyenne sectorielle annuelle de l'élasticité du coût par rapport au facteur externe (en valeur absolue) augmente lorsque l'on passe de la première sous-période à la deuxième, puis de la deuxième à la troisième. L'intensité des extenalités réciproques s'accroît au cours du temps.

Les liaisons par les coûts et par la demande

Des modèles de nouvelle économie géographique (notamment les modèles de VENABLES (1996) et de KRUGMAN et VENABLES (1995)) font l'hypothèse de liaisons d'input-output ou, en d'autres termes, supposent que des biens intermédiaires sont échangés entre les entreprises. Dans les modèles avec liaisons d'input-output, comme dans les autres modèles de la nouvelle économie géographique, entrent en jeu des externalités. Dans les modèles avec liaisons d'input-output, les externalités sont appelées « liaisons par les coûts » et « liaisons par la demande ». En se localisant dans le pays ou la région infranationale où leurs fournisseurs sont nombreux, les entreprises qui consomment des biens intermédiaires bénéficient d'une économie de coûts de transaction et, de ce fait, leurs coûts de production sont bas (liaisons par les coûts). En s'implantant dans le pays ou la région où sont établis bon nombre de leurs clients, les entreprises qui produisent des biens intermédiaires font face à une demande considérable (liaisons par la demande). Les liaisons par les coûts et les liaisons par la demande peuvent ainsi amener les entreprises consommant les biens intermédiaires et les entreprises produisant ces biens à s'agglomérer dans un même pays ou une même région.

Des travaux économétriques cherchent à mettre au jour les liaisons par les coûts et par la demande. D'autres études économétriques s'efforcent de dégager l'influence que les facteurs à l'origine des liaisons par les coûts et par la demande ont sur la concentration spatiale.

Coefficient de l'interaction	Caractéristique nationale	Caractéristique sectorielle
α_1	Dotation agricole	Intensité agricole
α_2	Dotation en travail qualifié	Intensité en travail qualifié
α_3	Dotation en travail de recherche et scientifique	Intensité en recherche-développement
α_4	Prix du bien intermédiaire	Part du bien intermédiaire dans les coûts de production
α_5	Demande intermédiaire	Coûts de transaction
α_6	Demande intermédiaire	Part de la production destinée à la consommation intermédiaire dans la production totale

TAB. 3.3: Les interactions des caractéristiques nationales et sectorielles

MIDELFART KNARVIK, OVERMAN et VENABLES (2000) établissent empiriquement l'existence de liaisons par les coûts et par la demande dans le cas de l'Union européenne. Dans un premier temps, MIDELFART KNARVIK, OVERMAN et VENABLES (2000) développent un modèle, à plusieurs pays et plusieurs secteurs, dans lequel un bien intermédiaire est échangé entre les entreprises. Ils obtiennent une relation entre, d'une part, le niveau de la production d'un pays dans un secteur, relativement à la taille du pays et à la taille du secteur, et, d'autre part, des interactions de caractérisitiques nationales et de caractéristiques sectorielles. Le niveau de la production d'un pays dans un secteur, relativement à la taille du pays et à la taille du secteur, a pour définition

$$r_m^i = \frac{X_m^i}{\sum_m X_m^i \sum_i X_m^i}, \tag{3.12}$$

où i désigne le pays et m le secteur, et où X est la production. Les caractéristiques nationales et les caractéristiques sectorielles sont définies dans le tableau 3.3. Parmi ces caractéristiques figurent notamment le prix du bien intermédiaire, la demande intermédiaire, la part du bien intermédiaire dans les coûts de production et la part de la production destinée à la consommation intermédiaire dans la production totale.

L'effet de l'interaction du prix du bien intermédiaire et de la part de ce bien dans les coûts de production (notée μ_m) correspond aux liaisons par les coûts. Le prix du bien intermédiaire diffère selon le pays. La part du bien intermédiaire dans les coûts de production est une caractéristique sectorielle. Les liaisons par les coûts apparaissent quand les pays dans lesquels le prix du bien intermédiaire est bas produisent de grandes quantités des biens des secteurs dans lesquels μ_m est élevé, et de petites quantités des biens des secteurs dans lesquels μ_m est faible.

L'effet de l'interaction de la demande intermédiaire et de la part de la production destinée à la consommation intermédiaire dans la production totale (notée ψ_m) correspond aux liaisons par la demande. La demande intermédiaire varie en fonction du pays. La part de la production destinée à la consommation intermédiaire dans la production totale est

une caractéristique sectorielle. Les liaisons par la demande se font jour quand la production des secteurs dans lesquels ψ_m est élevé est forte dans les pays où la demande intermédiaire est grande et faible dans les pays où la demande intermédiaire est basse.

Dans un deuxième temps, MIDELFART KNARVIK, OVERMAN et VENABLES (2000) estiment la relation obtenue dans le modèle théorique. Les coefficients des variables explicatives sont définis dans le tableau 3.3. Le coefficient α_4 est associé à l'interaction du prix du bien intermédiaire et de la part de ce bien dans les coûts de production. Un coefficient α_4 significatif et positif indique la présence de liaisons par les coûts. Le coefficient α_6 est associé à l'interaction de la demande intermédiaire et de la part de la production destinée à la consommation intermédiaire dans la production totale. Un coefficient α_6 significatif et positif témoigne de la présence de liaisons par la demande.

Quatre périodes sont considérées : 1980-1983, 1985-1988, 1990-1993 et 1994-1997. Pour chaque période, les observations sont relatives à quatorze pays de l'Union européenne et à 33 secteurs manufacturiers. Précisons que, à la différence de la valeur de la production et des valeurs des caractéristiques nationales, les valeurs des caractéristiques sectorielles sont constantes dans le temps.

L'estimation est d'abord réalisée en groupant les observations des quatre périodes. Les coefficients α_4 et α_6 sont alors significatifs et positifs. L'hypothèse de constance des paramètres au cours du temps pouvant être rejetée, l'estimation est ensuite effectuée pour chacune des périodes. Quelle que soit la période, le coefficient α_6 est significatif et positif. Les secteurs dont une grande part de la production sert à la consommation intermédiaire sont donc implantés dans les pays où la demande intermédiaire est forte. Il existe des liaisons par la demande. Mais le coefficient α_6 diminue au cours du temps et l'intensité des liaisons par la demande s'affaiblit. Le coefficient α_4 n'est significatif que pour la période 1994-1997. Cela montre que les secteurs dans lesquels la part du bien intermédiaire dans les coûts de production est grande se sont déplacés au milieu des années 1990 pour se localiser dans les pays où le prix de ce bien est bas. Des liaisons par les coûts s'observent depuis cette date. Ce résultat, cependant, n'est pas très robuste. Le coefficient α_4 devient non significatif quand l'interaction de la dotation agricole et de l'intensité agricole est retirée de l'ensemble de variables explicatives. Il en est de même quand est retirée l'interaction de la dotation en travail qualifié et de l'intensité en travail qualifié.

Aux travaux réalisés par MIDELFART KNARVIK, OVERMAN et VENABLES (2000) s'ajoutent les recherches menées par GAIGNÉ, HUIBAN et SCHMITT (2001). Ces derniers font ressortir empiriquement l'existence de liaisons par les coûts ou par la demande dans le cas de la France.

GAIGNÉ, HUIBAN et SCHMITT (2001) développent d'abord un modèle, à plusieurs régions et plusieurs secteurs, dans lequel un bien intermédiaire est échangé entre les entreprises. Ils estiment ensuite des équations qui s'écrivent

$$\begin{aligned} BN_m^i = \alpha_0 + \alpha_1 IOR_m^i + \alpha_2 IOA_m^i + \alpha_3 LC_m^i \\ + \alpha_4 DFR_m^i + \alpha_5 DFA_m^i + \alpha_6 CONT^i + \varepsilon_m^i \end{aligned} \quad (3.13)$$

et

$$BL_m^i = \beta_0 + \beta_1 IOR_m^i + \beta_2 IOA_m^i + \beta_3 LC_m^i + \beta_4 DFR_m^i + \beta_5 DFA_m^i + \beta_6 CONT^i + \varepsilon_m^i. \quad (3.14)$$

où i désigne la région et m le secteur.

La variable BN est un indice de Balassa appliqué au nombre d'établissements et la variable BL un indice de Balassa appliqué à l'emploi. On a

$$BN_m^i = \frac{\frac{N_m^i}{\sum_i N_m^i}}{\frac{\sum_m N_m^i}{\sum_i \sum_m N_m^i}} \text{ et } BL_m^i = \frac{\frac{L_m^i}{\sum_i L_m^i}}{\frac{\sum_m L_m^i}{\sum_i \sum_m L_m^i}}, \quad (3.15)$$

où N_m^i est le nombre d'établissements du secteur m dans la région i et L_m^i l'emploi du secteur m dans la région i.

La variable IOR reflète un facteur qui est à l'origine de liaisons par les coûts ou par la demande générées dans une région. La quantité IOR_m^i est définie par

$$IOR_m^i = \sum_n \left[\left(\mu_{m,n} + \psi_{m,n} \right) \log L_n^i \right], \quad (3.16)$$

où $\mu_{m,n}$ est la part du bien du secteur n dans la consommation intermédiaire du secteur m, où $\psi_{m,n}$ est la part de la consommation du secteur n dans la production du secteur m destinée à la consommation intermédiaire, et où L_n^i est l'emploi du secteur n dans la région i. La variable IOR ne permet pas de dissocier les liaisons par les coûts et les liaisons par la demande.

La variable IOA représente un facteur qui est à la base de liaisons par les coûts ou par la demande profitant aux entreprises d'une région et engendrées à l'extérieur de la région. Un bien intermédiaire consommé ou produit dans une région peut en effet être acheté ou vendu dans une autre région. On a

$$IOA_m^i = \mathbf{W^i IOR_m}, \quad (3.17)$$

où $\mathbf{IOR_m}$ est un vecteur de toutes les quantités IOR_m^i relatives au secteur m et où $\mathbf{W^i}$ est un vecteur de l'inverse des coûts de transport entre la région i et les autres régions (évalués par l'inverse de la distance).

Enfin, dans les équations (3.13) et (3.14), LC est le coût du travail, DFR la demande finale émise par une région, DFA la demande finale adressée aux entreprises d'une région et émise par les autres régions, et $CONT$ une variable de contrôle.

Les secteurs sont des secteurs manufacturiers ou de service aux entreprises. Ils sont au nombre de 67. Dans chaque secteur, les observations se rapportent à 341 zones d'emploi. Les données sont relatives à l'année 1997.

Dans un premier temps, les équations (3.13) et (3.14) sont estimées en groupant les observations de tous les secteurs. Que l'équation estimée soit l'équation (3.13) ou l'équation (3.14), les résultats sont les mêmes. L'estimation suggère qu'il existe des liaisons par les coûts ou par la demande générées dans la zone d'emploi et des liaisons engendrées à l'extérieur de la zone d'emploi. Les premières sont plus intenses que les secondes. Lorsque des effets sectoriels fixes ou aléatoires sont introduits dans les équations, les liaisons par les coûts ou par la demande trouvant leur origine dans la zone d'emploi et les liaisons ayant leur source à l'extérieur de la zone d'emploi se font jour également. La différence d'intensité est plus grande que précédemment. Cependant, lorsque les variables DFR et DFA sont retirées de l'ensemble de variables explicatives, les liaisons par les coûts ou par la demande provenant de l'extérieur de la zone d'emploi n'apparaissent pas. Les résultats qui concernent les liaisons par les coûts ou par la demande générées dans la zone d'emploi sont très robustes. Ceux qui portent sur les liaisons engendrées à l'extérieur de la zone d'emploi le sont moins.

Dans un deuxième temps, les équations (3.13) et (3.14) sont estimées secteur par secteur. Lorsque l'équation estimée est l'équation (3.13), des liaisons par les coûts ou par la demande générées dans la zone d'emploi apparaissent pour 49 des 67 secteurs. Des liaisons par les coûts ou par la demande trouvant leur origine à l'extérieur de la zone d'emploi se font jour pour 14 secteurs. Lorsque l'équation estimée est l'équation (3.14), des liaisons par les coûts ou par la demande engendrées dans la zone d'emploi apparaissent pour 51 secteurs (ces secteurs représentant, en 1997, 80 % de l'emploi salarié de l'ensemble des 67 secteurs). Plus de la moitié de ces secteurs sont des secteurs élaborant des biens d'équipement ou des biens intermédiaires. Des liaisons par les coûts ou par la demande ayant leur source à l'extérieur de la zone d'emploi se font jour pour 16 secteurs (la part de ces secteurs dans l'emploi salarié de l'ensemble des 67 secteurs, en 1997, étant de 25 %). Le plus souvent, il s'agit de secteurs produisant des biens intermédiaires.

Que ce soit au niveau des pays de l'Union européenne (MIDELFART KNARVIK, OVERMAN et VENABLES, 2000) ou au niveau des zones d'emploi françaises (GAIGNÉ, HUIBAN et SCHMITT, 2001), les entreprises tirent avantage de la présence, là où elles sont localisées, des entreprises qui sont leurs fournisseurs ou leurs clients.

Comme nous l'avons indiqué plus haut, des études économétriques cherchent à dégager l'influence que les facteurs générant des liaisons par les coûts et par la demande ont sur la concentration spatiale. C'est le cas des contributions de AMITI (1999), de HAALAND *et al.* (1999) et de PALUZIE, PONS et TIRADO (2001). Dans ces contributions sont estimées des équations ayant pour variable expliquée un indicateur synthétique de concentration spatiale et ayant parmi leurs variables explicatives une variable qui reflète un facteur à l'origine de liaisons par les coûts et par la demande.

AMITI (1999) envisage la concentration relative de la production des secteurs, à l'échelle des pays, à l'intérieur d'un ensemble formé de la Belgique, de la France, de l'Allemagne, de l'Italie et du Royaume-Uni. L'indicateur de concentration spatiale est l'indice de Gini. Le graphique de la courbe de Lorenz à laquelle est associé cet indicateur a pour ordonnée la part cumulée des pays dans la production du secteur et pour abscisse la part cumulée des pays dans la production de l'ensemble de l'industrie manufacturière.

D'autre part, AMITI (1999) définit la variable explicative qui représente un facteur à l'origine de liaisons par les coûts et par la demande en se fondant sur le fait que, dans les modèles de la nouvelle économie géographique, l'intensité de ces liaisons dépend de façon positive de la part des biens intermédiaires dans les coûts de production. Cette variable est notée IO. On a

$$IO_{m,t} = \frac{X_{m,t} - VA_{m,t}}{X_{m,t}}, \tag{3.18}$$

où m désigne le secteur et t l'année, et où X est la production (en valeur) et VA la valeur ajoutée aux prix de marché. AMITI (1999) définit également deux variables explicatives reflétant des facteurs mis en avant par les théories traditionnelle et nouvelle du commerce international. À ces variables explicatives, AMITI (1999) adjoint des variables muettes sectorielles et temporelles. Les observations sont relatives à 62 secteurs manufacturiers et aux quatorze années de la période 1976-1989.

Le coefficient de la variable IO est significatif et positif. Les secteurs très concentrés sont des secteurs pour lesquels la part des biens intermédiaires dans la production est élevée. Lorsque la variable IO s'accroît de 1 %, la concentration spatiale augmente de 1 % environ. Un changement d'indicateur de concentration spatiale modifie légèrement les résultats : le coefficient de la variable IO reste significatif et positif, mais sa valeur diminue.

L'étude de HAALAND *et al.* (1999) et celle de AMITI (1999) ont le même objet, mais se distinguent l'une de l'autre notamment par la variable expliquée et par l'ensemble de variables explicatives. HAALAND *et al.* (1999) considèrent la concentration absolue et la concentration relative de la production des secteurs, à l'échelle des pays, à l'intérieur d'un ensemble constitué de tous les pays de l'Union européenne à quinze sauf l'Irlande et le Luxembourg. L'indicateur de concentration spatiale absolue et l'indicateur de concentration spatiale relative s'écrivent respectivement

$$CA_{m,t} = \sqrt{\frac{1}{C}\sum_i \left(SHRCX^i_{m,t}\right)^2} \text{ avec } SHRCX^i_{m,t} = \frac{X^i_{m,t}}{\sum_i X^i_{m,t}} \tag{3.19}$$

et

$$CR_{m,t} = \sqrt{\frac{1}{C}\sum_i \left(SHRCX^i_{m,t} - SHRCXM^i_t\right)^2}$$

$$\text{avec } SHRCX^i_{m,t} = \frac{X^i_{m,t}}{\sum_i X^i_{m,t}} \text{ et } SHRCXM^i_t = \frac{\sum_m X^i_{m,t}}{\sum_i \sum_m X^i_{m,t}}, \tag{3.20}$$

où i désigne le pays, m le secteur et t l'année, et où X est la production et C le nombre de pays. HAALAND *et al.* (1999) estiment une équation dont la variable expliquée est CA et une équation dont la variable expliquée est CR.

Par ailleurs, HAALAND *et al.* (1999) définissent la variable explicative qui reflète un facteur à la base de liaisons par les coûts et par la demande en s'appuyant sur le modèle de

nouvelle économie géographique développé par KRUGMAN et VENABLES (1996). Dans ce modèle, les entreprises s'agglomèrent si les biens intermédiaires qu'utilise un secteur sont, pour la plus grande partie, produits par ce secteur. La variable que retiennent HAALAND *et al.* (1999) est notée $IOSEC$. On a

$$IOSEC_{m,t} = \frac{INPUTSEC_{m,t}}{X_{m,t}}, \tag{3.21}$$

où $INPUTSEC$ représente la quantité de biens intermédiaires utilisés par un secteur et produits par le secteur, et où X est la production. HAALAND *et al.* (1999) définissent aussi trois variables explicatives reflétant des facteurs qui entrent en jeu dans la théorie traditionnelle du commerce international (l'un dans l'approche de Ricardo et les autres dans l'approche de Heckscher et Ohlin), et deux variables explicatives représentant des facteurs qui interviennent dans la nouvelle théorie du commerce international. En outre, HAALAND *et al.* (1999) incorporent dans l'ensemble de variables explicatives les barrières non tarifaires. À la différence de certaines autres variables, la variable $IOSEC$ est introduite à la fois dans l'équation ayant pour variable expliquée la variable CA et dans l'équation ayant pour variable expliquée la variable CR.

Les observations se rapportent à 35 secteurs manufacturiers. L'estimation est réalisée d'une part pour l'année 1985 et d'autre part pour l'année 1992. Les équations sont estimées sous forme linéaire et sous forme doublement logarithmique. Dans l'un et l'autre cas sont employées la méthode des moindres carrés ordinaires et la méthode des doubles moindres carrés.

S'agissant de l'équation ayant pour variable expliquée la variable CR, le coefficient de la variable $IOSEC$ est, le plus souvent, non significatif. La concentration relative n'est pas plus forte dans les secteurs qui ont recours à une grande proportion de biens intermédiaires provenant du secteur que dans les autres secteurs. Mais, s'agissant de l'équation ayant pour variable expliquée la variable CA, le coefficient de la variable $IOSEC$ est, le plus souvent, significatif et positif. La concentration absolue est forte dans les secteurs pour lesquels la part, dans la production, des biens intermédiaires élaborés par le secteur est élevée. L'effet de la part des biens intermédiaires produits par le secteur est de plus grande ampleur en 1992 qu'en 1985.

Les recherches de AMITI (1999) et de HAALAND *et al.* (1999) sont menées au niveau international. En revanche, celles de PALUZIE, PONS et TIRADO (2001) le sont au niveau national. PALUZIE, PONS et TIRADO (2001) envisagent la concentration spatiale de l'emploi des secteurs à l'intérieur de l'Espagne à l'échelle des provinces. Pour cela, ils font usage d'un indice de Gini. PALUZIE, PONS et TIRADO (2001) incorporent, dans l'équation qu'ils estiment, des variables explicatives tirées des études de AMITI (1999) et de HAALAND *et al.* (1999). L'ensemble de variables explicatives comprend en particulier les variables IO et $IOSEC$ (équation (3.18) et (3.21) ci-dessus). Trois années sont prises en considération : 1979, 1986 et 1992. Pour chaque année, les observations sont relatives à 30 secteurs manufacturiers.

Quelle que soit l'année, le coefficient de la variable $IOSEC$ n'est pas significatif. Les secteurs pour lesquels la part, dans la production, des biens intermédiaires élaborés

par le secteur est grande ne sont pas plus concentrés que les autres secteurs. Lorsque la variable $IOSEC$ n'est pas incluse dans l'ensemble de variables explicatives, le coefficient de la variable IO est non significatif pour l'année 1979, mais significatif et négatif pour les années 1986 et 1992. La concentration spatiale est basse, en 1986 et en 1992, dans les secteurs pour lesquels la part des biens intermédiaires dans la production est élevée. L'effet de la part des biens intermédiaires sur la concentration spatiale est alors l'inverse de celui d'un facteur engendrant des liaisons par les coûts et par la demande.

Le tableau 3.4 réunit les résultats des contributions qui s'interrogent sur l'existence d'externalités et que nous avons citées dans ce qui précède. Dans le tableau figurent aussi les zones géographiques, les activités et les périodes pour lesquelles ces travaux ont été réalisés. Se font jour des externalités technologiques et, plus rarement, des externalités pécuniaires. Les externalités ne s'observent que dans certains secteurs et dans certains pays. Cela incite à croire que toutes les hypothèses de la nouvelle économie géographique ne sont pas toujours vérifiées empiriquement. Enfin, il apparaît des externalités réciproques et des liaisons par les coûts et par la demande.

3.3 La confrontation des conclusions de la nouvelle économie géographique aux données réelles : les évaluations de la concentration spatiale et de la spécialisation en Europe

Les travaux dans lesquels les résultats des modèles de la nouvelle économie géographique sont confrontés aux données réelles sont des travaux descriptifs. Ils déterminent empiriquement les niveaux et les variations de la concentration spatiale des activités économiques ou de la spécialisation des pays ou des régions infranationales, et s'assurent de la similitude de ces niveaux et variations et des prévisions des modèles théoriques. Une telle démarche incite à la prudence quant à l'interprétation des conclusions auxquelles elle aboutit : d'une part plusieurs théories peuvent faire apparaître le même phénomène, d'autre part des mécanismes économiques que ne formalise aucune théorie peuvent conduire au même résultat que celui qui découle des modèles théoriques.

Ci-après, nous présentons les études dans lesquelles sont évaluées la concentration spatiale absolue, la concentration spatiale relative, la diversité sectorielle et le degré de spécialisation. Seuls sont considérés les travaux qui se rapportent à l'Union européenne.

Les études que nous envisageons ici s'appuient sur des ensembles de données qu'il est possible de décrire en précisant la grandeur qui reflète l'activité économique, les pays ou régions infranationales pris en considération ainsi que les secteurs, et la période d'étude. Ces données sont des chiffres de production, de valeur ajoutée ou d'emploi, relatifs aux pays plus souvent qu'aux régions, aux secteurs manufacturiers plutôt qu'aux secteurs de service, et à une période comprise entre le début des années 1970 et le milieu des années 1990.

	Référence	Type d'externalités	Période	Zone géographique
1	Midelfart Knarvik et Steen (1999)	Ext. technologiques	1978-1992	Norvège
2	Midelfart Knarvik et Steen (1999)	Ext. technologiques à l'intérieur de sous-groupes	1978-1992	Norvège
3	Midelfart Knarvik et Steen (1999)	Ext. technologiques entre sous-groupes	1978-1992	Norvège
4	Henriksen *et al.* (2001)	Ext. technologiques	1970-1995	4 pays de l'UE
5	Midelfart Knarvik et Steen (1999)	Ext. pécuniaires	1978-1992	Norvège
6	Hanson (1998)	Ext. intra- et intersectorielles	1980-1985	Mexique, 32 États
7	Hanson (1998)	Ext. intra- et intersectorielles	1985-1993	Mexique, 32 États
8	Maurel (1997)	Ext. intra- et intersectorielles	1982-1992	France, 315 ZE
9	Midelfart Knarvik et Steen (2000)	Ext. de l'amont vers l'aval	1978-1992	Norvège
10	Midelfart Knarvik et Steen (2000)	Ext. de l'aval vers l'amont	1978-1992	Norvège
11	Midelfart Knarvik et Steen (2000)	Ext. réciproques	1978-1992	Norvège
12	Morrison Paul et Siegel (1999)	Ext. réciproques	1959-1989	États-Unis
13	Midelfart Knarvik *et al.* (2000)	LCD	1980-1997	UE, 14 pays
14	Gaigné *et al.* (2001)	LCD intra- et interrégionales	1997	France, 341 ZE
15	Gaigné *et al.* (2001)	LCD intra- et interrégionales	1997	France, 341 ZE
	Référence	Activité	Équation estimée	Résultats
1	Midelfart Knarvik et Steen (1999)	Milieu maritime, 9 secteurs	(3.7)	Ext. : 1 secteur
2	Midelfart Knarvik et Steen (1999)	Milieu maritime, 9 secteurs	(3.7) modifiée	Ext. : 4 secteurs
3	Midelfart Knarvik et Steen (1999)	Milieu maritime, 9 secteurs	(3.7) modifiée	Pas d'externalités
4	Henriksen *et al.* (2001)	14 secteurs manufacturiers	Proche de (3.7)	Ext. : 16 cas sur 70
5	Midelfart Knarvik et Steen (1999)	Milieu maritime, 9 secteurs	(3.8)	Pas d'externalités
6	Hanson (1998)	Ensemble	(3.9)	Uniquement ext. intersectorielles
7	Hanson (1998)	Ensemble	(3.9)	Uniquement ext. intersectorielles
8	Maurel (1997)	Industrie manufacturière	Proche de (3.9)	Ext. intra- et intersectorielles
9	Midelfart Knarvik et Steen (2000)	Milieu maritime, 7 secteurs	(3.10)	Ext. : 5 secteurs
10	Midelfart Knarvik et Steen (2000)	Milieu maritime, 7 secteurs	(3.11)	Ext. : 3 secteurs
11	Midelfart Knarvik et Steen (2000)	Milieu maritime, 7 secteurs	(3.10) et (3.11)	Ext. : 3 secteurs
12	Morrison Paul et Siegel (1999)	Industrie manufacturière	Calcul élasticités	Existence d'ext.
13	Midelfart Knarvik *et al.* (2000)	Industrie manufacturière	Voir tableau 3.3	Liaisons par la demande
14	Gaigné *et al.* (2001)	Ensemble	(3.13) et (3.14)	LCD intra- et inter-ZE
15	Gaigné *et al.* (2001)	67 secteurs manufacturiers ou de service aux entreprises	(3.13) et (3.14)	LCD intra-ZE : 51 secteurs inter-ZE : 16 secteurs
Ext. : externalités, LCD : liaisons par les coûts et par la demande, ZE : zones d'emploi				

Les numéros dans la première colonne assurent la continuité du tableau.

TAB. 3.4: L'existence de différents types d'externalités

3.3.1 La concentration spatiale à l'échelle des pays et des régions de l'Union européenne

Des modèles de nouvelle économie géographique montrent qu'une expérience d'intégration économique peut accroître la concentration spatiale, puis la réduire. Des travaux cherchent à savoir si un tel phénomène s'observe empiriquement.

Certaines contributions se penchent sur la concentration spatiale absolue, d'autres sur la concentration spatiale relative. La concentration absolue d'un secteur est forte si une grande partie de l'activité du secteur est réalisée dans un petit nombre de pays ou de régions infranationales ; sa concentration relative est élevée si sa structure spatiale s'écarte beaucoup d'une structure spatiale prise en référence.

La concentration absolue à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays

Les travaux empiriques s'intéressent souvent aux secteurs manufacturiers, mais rarement aux secteurs de service. Nous traitons successivement de ces deux types de secteurs.

Les secteurs manufacturiers

Un des indicateurs de concentration absolue les plus simples, couramment employé, est l'indice de Herfindahl. Si le secteur pour lequel est faite la mesure de concentration n'est actif que dans un seul pays ou une seule région infranationale, l'indice de Herfindahl est égal à 1. Si le secteur est réparti de manière égalitaire entre les pays ou les régions, la valeur de l'indice est minimale, mais elle n'est pas égale à 0, et dépend inversement du nombre de pays ou de régions.

Examinant la répartition spatiale de la production des secteurs entre les pays de l'Union européenne, STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000)[15] se servent d'un indicateur qu'ils nomment « indice équivalent de Herfindahl ». Cet indicateur, noté HE, est l'inverse de l'indice de Herfindahl, noté H. On a

$$HE_{m,t} = \frac{1}{\sum\limits_i \left(SHRCX^i_{m,t}\right)^2} \text{ avec } SHRCX^i_{m,t} = \frac{X^i_{m,t}}{\sum\limits_i X^i_{m,t}}, \tag{3.22}$$

où i, m et t désignent respectivement le pays, le secteur et l'année, et où X est la production. La quantité HE se prête à une définition non formelle énoncée par STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000) : pour un niveau de concentration donné, mesuré par H, la valeur de HE est le nombre de pays, ayant tous la même part dans la production du secteur, qui conduit à la valeur de H. L'indicateur HE est une fonction décroissante de la concentration absolue.

Les données dont se servent STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000) se rapportent à treize pays de l'Union européenne (tous les États membres à ce jour à l'exception

[15] Voir aussi STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2002).

1970-1974		1990-1994	
Secteur	**Concentration (inverse)**	**Secteur**	**Concentration (inverse)**
Forte concentration :		Forte concentration :	
Tabac	4,15	Céramique et autres	2,98
Céramique et autres	4,63	Chaussure	3,88
Biens professionnels	4,80	Cuir	3,89
Appareils non électriques	4,90	Pétrole et charbon	4,38
Pétrole et charbon	4,93		
Faible concentration :		Faible concentration :	
Impression et édition	6,60	Impression et édition	6,77
Bois	7,12	Papier	7,48
Papier	7,69	Bois	7,51

Source : Storper, Chen et De Paolis (2000)

TAB. 3.5: Les secteurs présentant les niveaux extrêmes de concentration absolue : répartition entre treize pays de l'Union européenne, 1970-1974 et 1990-1994

de l'Irlande et du Luxembourg). Les secteurs dans lesquels est appréciée la concentration absolue sont des secteurs manufacturiers et sont au nombre de 26. La concentration abolue de l'ensemble de l'industrie manufacturière est également évaluée. L'évolution de la valeur de l'indicateur, entre le début des années 1970 et le début des années 1990, est mise au jour en éliminant les fluctuations annuelles. La moyenne des valeurs des années 1970 à 1974 est ainsi comparée à celle des valeurs des années 1990 à 1994.

Si, dans un secteur, la différence entre la valeur de l'indicateur et la moyenne des valeurs de tous les secteurs est négative (positive) et supérieure à la valeur de l'écart type, le secteur est qualifié de fortement (faiblement) concentré. Le tableau 3.5 fournit les valeurs de HE dans les secteurs très concentrés et peu concentrés en 1970-1974 et en 1990-1994. Parmi les quatre secteurs dans lesquels la concentration absolue est grande en 1990-1994, deux n'appartenaient pas à cette catégorie en 1970-1974. En revanche, tous les secteurs dans lesquels la concentration est basse en 1990-1994 présentaient déjà ce caractère en 1970-1974. Les cinq secteurs fortement concentrés au début des années 1970 représentent 14 % de la production de 1970-1974 de l'ensemble des 26 secteurs, les quatre secteurs très concentrés en fin de période 2,4 % de la production de 1990-1994. La production des trois secteurs faiblement concentrés équivaut à 9,1 % de la production de 1970-1974 de l'ensemble des 26 secteurs et à 9,9 % de la production de 1990-1994. Le phénomène de concentration spatiale extrême paraît donc toucher une plus petite partie de la production au début des années 1990.

Par ailleurs, l'évolution de la concentration absolue des secteurs est très diverse. La concentration se renforce dans seize secteurs entre 1970-1974 et 1990-1994 et diminue dans dix secteurs entre ces deux dates. Les secteurs qui s'agglomèrent représentent 60 % de la production de 1970-1974 de l'ensemble des 26 secteurs et 57 % de la production de 1990-1994. La hausse, entre début et fin de période, de la production des secteurs dont la concentration s'élève n'équivaut qu'à 45 % de l'accroissement de la production de l'en-

semble des secteurs. La croissance de ce type de secteurs est donc relativement faible. L'industrie manufacturière dans son ensemble voit sa concentration absolue augmenter de 2,8 % entre le début des années 1970 et le début des années 1990. L'estimation d'une équation dont la variable expliquée est l'indicateur HE défini plus haut et ayant pour variable explicative un indice temporel doit permettre de se prononcer sur l'uniformité de cette évolution . Le coefficient de la variable explicative n'est pas significatif et aucune tendance claire ne se dégage.

Bien que l'indice de Gini soit souvent considéré comme une mesure de concentration relative, il existe un indice de ce nom constituant une mesure de concentration absolue. Il est utilisé par MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000), qui envisagent la concentration de la valeur brute de la production des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays. La courbe de Lorenz à laquelle est associé cet indicateur est dans ce cas représentée sur un graphique portant en ordonnée la part cumulée des pays dans la production du secteur et en abscisse le nombre cumulé de pays (chaque intervalle ayant la même longueur, égale à C^{-1}, où C est le nombre de pays). Pour que l'indicateur soit une mesure relative, il faudrait que sur l'axe des abscisses figure la part cumulée des pays dans un élément de référence (la valeur brute de la production de l'ensemble des secteurs par exemple). L'indice absolu de Gini est égal à 0 si la production est la même dans tous les pays. Il prend la valeur 1 si toute la production est réalisée dans un seul pays. Il croît lorsque la concentration absolue augmente.

Les données auxquelles MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) ont recours concernent quatorze pays de l'Union européenne (les mêmes que dans l'étude de STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000), mais s'y ajoute l'Irlande). La concentration absolue est déterminée dans 36 secteurs manufacturiers, pour certaines années de la période 1970-1997. MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) mesurent aussi la concentration absolue de l'ensemble de l'industrie manufacturière. Les cycles nationaux pouvant ne pas être synchrones,la concentration est exprimée à partir de moyennes mobiles sur quatre ans.

Certains secteurs, dans les travaux de MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000), sont très concentrés en 1970-1973, mais ne le sont plus en 1994-1997. Il s'agit en majorité de secteurs de haute ou moyenne technologie, intensifs en travail qualifié et dont la croissance est assez forte. C'est le cas en particulier du secteur du matériel de bureau et informatique qui se disperse de manière continue tout au long de la période. D'autres secteurs, dont la concentration absolue est basse en début de période, n'ont plus ce caractère en fin de période. Ce sont presque tous des secteurs traditionnels, à rendements d'échelle faiblement croissants, intensifs en travail non qualifié et dont la croissance est faible. Le processus d'agglomération a accompagné la contraction de ces secteurs. Dans ce groupe se trouve, entre autres, le secteur du cuir et des produits en cuir. La concentration absolue des secteurs des produits chimiques industriels et des produits pharmaceutiques ainsi que du secteur de la chaussure est d'un niveau intermédiaire en 1970-1973. Les deux premiers secteurs se classent parmi les moins concentrés en 1994-1997, le troisième parmi les plus concentrés. Les secteurs qui restent très concentrés au cours de la période 1970-1997 sont des secteurs dont les rendements d'échelle sont fortement croissants. La principale caractéristique des secteurs dans lesquels la concentration absolue demeure peu élevée est leur faible niveau technologique.

Secteur	Taux de variation de la concentration (en %)
Cuir	+25,2
Matériel de transport NCA	+14,0
Chaussure	+12,6
Céramique et porcelaine	+11,4
Tabac	−10,6
Machines de bureau et ordinateurs	−10,6
Matériel et appareils NCA	−10,7
Produits chimiques industriels	−10,9
Produits pharmaceutiques	−13,1
Boissons	−13,9

Source : Midelfart Knarvik *et al.* (2000)

TAB. 3.6: Les secteurs dans lesquels la concentration absolue varie le plus : répartition entre quatorze pays de l'Union européenne, 1970-1973 à 1994-1997

La concentration absolue de l'industrie manufacturière baisse de 4,7 % entre 1970-1973 et 1994-1997. Rappelons que STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000) obtiennent une variation de signe opposé, par l'intermédiaire d'un autre indicateur et au cours d'une période un peu moins longue.

Dans les travaux de MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000), la concentration absolue décroît pour près des deux tiers des secteurs entre le début des années 1970 et la fin des années 1990. Le tableau 3.6 donne les six secteurs pour lesquels la diminution de la concentration est la plus grande et les quatre secteurs qui présentent les plus fortes hausses. Dans l'étude de STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000), les secteurs dont la concentration absolue se renforce sont les plus nombreux. Quelques secteurs qui s'agglomèrent dans cette étude se dispersent dans les travaux de MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000). On peut citer par exemple les secteurs des produits métalliques, du papier et produits en papier, du verre et produits en verre, et des appareils électriques. Dans ces secteurs, le choix de l'indicateur de concentration spatiale paraît avoir une grande importance.

L'évolution de la concentration absolue de l'ensemble de l'industrie manufacturière que font apparaître MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) n'est pas régulière : celle-ci se réduit entre 1970-1973 et 1982-1985, s'accroît légèrement entre 1982-1985 et 1988-1991, puis diminue d'autant entre 1988-1991 et 1994-1997. Au cours de la première de ces trois sous-périodes, 25 secteurs sur 36 se dispersent, alors que 23 secteurs s'agglomèrent durant la deuxième sous-période, et que 21 secteurs voient leur concentration s'affaiblir entre 1988-1991 et 1994-1997. L'industrie textile et les secteurs de la céramique et de la porcelaine, du verre, du fer et de l'acier, du matériel et des appareils NCA[16], et des appareils électriques NCA, en particulier, s'agglomèrent au cours des années 1980 et se dispersent durant les années 1990.

Bien que la mesure de la concentration spatiale ne soit pas le principal objectif de

[16]NCA : non classé ailleurs.

l'étude de HAALAND *et al.* (1999), celle-ci s'appuie sur un indicateur de concentration absolue proche de l'indice de Herfindahl. Cette étude s'intéresse à la répartition de la production des secteurs entre les pays de l'Union européenne. L'indicateur a pour expression

$$CA_{m,t} = \sqrt{\frac{1}{C}\sum_i \left(SHRCX^i_{m,t}\right)^2} \text{ avec } SHRCX^i_{m,t} = \frac{X^i_{m,t}}{\sum_i X^i_{m,t}}, \tag{3.23}$$

où i, m et t désignent respectivement le pays, le secteur et l'année, où X est la production, et où C est le nombre de pays. Les pays de l'Union européenne auxquels se rapportent les données utlisées par HAALAND *et al.* (1999) sont les mêmes que dans les travaux de STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000) ; on a donc $C = 13$. Est appréciée la concentration absolue de 35 secteurs manufacturiers, en 1985 et en 1992.

L'indicateur CA témoigne d'une augmentation de la concentration absolue dans 31 secteurs entre le milieu des années 1980 et le début des années 1990, et deux secteurs présentent une concentration inchangée. L'évolution de la concentration des secteurs, peu homogène lorsque sont comparées les valeurs de 1970-1974 et de 1990-1994 (STORPER, CHEN et DE PAOLIS, 2000), l'est donc beaucoup plus en fin de période. Certains secteurs sont très concentrés en 1985 et le restent en 1992 ; d'autres secteurs affichent une faible concentration quelle que soit l'année. À la première catégorie appartiennent le secteur de la céramique et de la porcelaine, celui des véhicules à moteur, le secteur aéronautique et l'industrie de la chaussure. On trouve dans la deuxième catégorie le secteur des produits en bois, celui du papier et produits en papier et l'industrie agro-alimentaire. Les secteurs du tabac et des biens professionnels sont très concentrés en 1970-1974 selon STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000). Ils ne le sont plus dès 1985. La forte concentration de l'industrie de la chaussure en 1990-1994 mise au jour par STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000) apparaît déjà en 1985. Le secteur du matériel de transport NCA est assez peu concentré en 1985, mais il l'est bien plus en 1992. À l'inverse, la concentration du secteur des véhicules à deux roues est grande en 1985 mais d'un niveau moyen en 1992.

La somme des parts des pays ou des régions infranationales ayant les parts les plus élevées dans une grandeur économique telle que la production tient parfois lieu d'indicateur de concentration spatiale absolue. Le défaut principal de cette quantité est de ne pas tenir compte des données de toutes les unités spatiales. Elle est néanmoins employée dans l'étude du WIFO (1999). C'est cette étude qui fait usage des données les plus récentes. Dans les travaux du WIFO (1999) est évaluée la concentration de la valeur ajoutée nominale des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays. Tous les pays aujourd'hui membres de l'Union européenne y sont classés selon leur part dans la valeur ajoutée de l'ensemble des pays (la Belgique et le Luxembourg étant supposés constituer un seul pays) et la valeur de l'indicateur résulte de l'addition des trois ou cinq parts les plus élevées. Le calcul de l'indicateur est fait dans 22 secteurs manufacturiers, pour les années 1988 et 1998.

La somme des parts des trois pays ayant les plus grandes parts dans la valeur ajoutée nominale est d'environ 70 % en 1998 dans les secteurs des véhicules à moteur, des appareils électriques, des appareils et du matériel NCA, des machines de bureau et ordinateurs et dans celui des instruments ; ces secteurs sont les plus concentrés. À cette date, les cinq

pays ayant les plus grandes parts génèrent à peu près 85 % de la valeur ajoutée des quatre premiers secteurs précédemment mentionnés. Les secteurs dont la concentration absolue est la plus basse à la fin des années 1990 sont ceux du bois et produits en bois, du matériel de télécommunication et du papier et produits en papier : dans ces secteurs, les trois pays ayant les plus grandes parts représentent environ 50 % de la valeur ajoutée et les cinq pays ayant les plus grandes parts de 70 % à 75 %.

La concentration absolue, appréciée au moyen de la somme des parts des trois pays ayant les plus grandes parts dans la valeur ajoutée, décroît dans 15 secteurs sur 22 entre 1988 et 1998. Mesurée grâce à la somme des parts des cinq pays ayant les plus grandes parts dans la valeur ajoutée, la concentration absolue diminue dans 18 secteurs. Elle ne s'accroît que dans les secteurs du tabac, du caoutchouc et du plastique, du matériel de transport NCA et dans l'industrie agro-alimentaire.

Parmi les quatre indicateurs de concentration spatiale définis plus haut, trois révèlent une concentration élevée dans le secteur de la chaussure et dans celui de la céramique et de la porcelaine, et deux une répartition très inégalitaire dans le secteur des véhicules à moteur. Trois indicateurs permettent à l'inverse de qualifier de faible la concentration des secteurs des produits en bois et du papier et produits en papier[17]. Les secteurs qui s'agglomèrent ou se dispersent le plus entre les années 1970 et les années 1990 avec l'indice équivalent de Herfindahl le font aussi avec l'indice absolu de Gini. Un des secteurs dans lesquels la croissance de la concentration est forte durant cette période avec l'indice absolu de Gini, le secteur du matériel de transport NCA, figure aussi parmi les secteurs qui affichent une grande hausse de leur concentration au cours de périodes moins longues avec les autres indicateurs.

Les secteurs de service

À l'aide de l'indice absolu de Gini, MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) déterminent la concentration de l'emploi de cinq secteurs de service à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays, cela pour chaque année de la période 1982-1995. Le nombre de pays de l'Union européenne varie selon le secteur ; il est égal à douze ou quatorze. La Belgique et le Luxembourg forment une seule unité spatiale.

Le secteur des services financiers, assurance, immobilier, services commerciaux est le plus concentré des cinq secteurs de service en 1982 et le reste tout au long de la période. Cependant, ce secteur est aussi celui dont la concentration absolue diminue le plus. Les secteurs manufacturiers utilisent les services en tant que biens intermédiaires. Les secteurs manufacturiers les plus intensifs en services se dispersent entre 1970-1973 et 1994-1997. Ces secteurs font un usage particulièrement intensif des biens du secteur des services financiers, assurance, immobilier, services commerciaux. L'évolution de la concentration de ce secteur de service pourrait donc s'expliquer par l'évolution de la concentration des secteurs manufacturiers. Quelle que soit l'année, le secteur des services de transport est le secteur le moins concentré. Ce secteur s'agglomère légèrement entre 1982 et 1995. La concentration absolue des autres secteurs (commerce de gros et de détail, hôtels et

[17] Ces résultats concernent les années les plus récentes.

restaurants, communication) reste stable. Enfin, à ce niveau de nomenclature sectorielle, la concentration de chacun des secteurs de service est inférieure à celle de l'ensemble de l'industrie manufacturière. Ce pourrait ne pas être le cas de la concentration des services aux entreprises, mais des données plus détaillées seraient nécessaires pour le vérifier.

La concentration relative à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays

Le niveau de l'activité d'un secteur peut être plus élevé dans une unité spatiale que dans une autre simplement parce que la première est plus grande que la deuxième. Les mesures de concentration spatiale absolue pourraient donc être biaisées du fait des différences de taille entre les unités spatiales. Ce n'est pas le cas des mesures de concentration spatiale relative : celles-ci sont fondées sur une comparaison de la répartition spatiale de l'activité du secteur et de la répartition d'un élément de référence. C'est cet élément de référence qui permet d'éliminer le biais issu des différences de taille. Un secteur peut être plus concentré qu'un autre d'un point de vue relatif mais moins concentré que l'autre d'un point de vue absolu. Ce cas peut être illustré en considérant deux pays, 1 et 2, et deux secteurs, A et B. Le pays 1 a une taille double de celle du pays 2. Les deux pays ont la même part dans le secteur A. Le pays 1 a une part dans le secteur B égale à deux tiers, le pays 2 une part égale à un tiers. Sous ces hypothèses, la concentration relative du secteur A est supérieure à celle du secteur B, mais la concentration absolue du secteur A est plus petite que celle du secteur B.

L'élément de référence le plus courant (voir, entre autres, BRÜLHART (1998, 2001) et AMITI (1999)) est l'activité de l'ensemble des secteurs. Mais celle-ci reflète davantage l'activité des secteurs majeurs que celle des secteurs mineurs, et cela est susceptible d'introduire un autre biais dans la mesure de concentration spatiale. Un indicateur de concentration relative qui s'appuie sur cet élément de référence dépend avant tout de la similarité de la répartition spatiale du secteur étudié et de celle des secteurs les plus importants.

Dans les travaux de BRÜLHART (1998) est envisagée la concentration relative de l'emploi des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays. BRÜLHART (1998) se sert de l'indice de Gini. L'indicateur peut être défini au moyen d'une courbe de Lorenz dont le graphique a pour ordonnée la part cumulée des pays dans l'emploi du secteur et pour abscisse la part cumulée des pays dans l'emploi de l'ensemble de l'industrie manufacturière. Si la structure spatiale du secteur est la même que celle de l'ensemble de l'industrie manufacturière, l'indice de Gini est égal à 0. Il prend des valeurs d'autant plus élevées que les deux structures spatiales s'écartent plus l'une de l'autre. BRÜLHART (1998) s'appuie sur des données se rapportant à onze pays européens (tous les pays de l'Union européenne à douze sauf le Luxembourg). Il évalue la concentration de 18 secteurs manufacturiers, en 1980 et 1990.

Les secteurs sont répartis en plusieurs catégories selon le degré de croissance de leurs rendements d'échelle, leur niveau technologique ou leur intensité factorielle. La composition des catégories est établie une seule fois. Il est donc nécessaire de supposer que cette composition est pertinente à la fois en 1980 et 1990 (ce qui signifie par exemple que le

degré relatif d'économies d'échelle est invariant dans le temps) pour pouvoir caractériser à ces deux dates les secteurs très concentrés et peu concentrés à l'aide de ces catégories. Le classement des secteurs en fonction de la valeur de l'indice de Gini est à peu près identique en 1980 et en 1990, tout au moins s'agissant de ses extrémités. Les niveaux de concentration les plus bas s'observent dans des secteurs appartenant simultanément à la catégorie intensive en travail et à la catégorie à faibles économies d'échelle (textile, habillement-chaussure). La concentration est la plus grande dans des secteurs de haute technologie d'une part (instruments de précision, matériel de bureau et de traitement des données) et dans un secteur dont les économies d'échelle sont fortes d'autre part (véhicules à moteur).

Les secteurs sont aussi classés les uns par rapport aux autres en fonction de l'intensité des économies d'échelle. Les secteurs qui occupent les huit premières places de ce classement figurent tous dans la première moitié du classement fondé sur les valeurs de l'indice de Gini en 1990. La corrélation en rang de Spearman entre le classement selon l'intensité des économies d'échelle et le classement selon l'indice de Gini est significative et égale à $0,69$: plus les rendements d'échelle d'un secteur sont croissants, plus le secteur est concentré[18].

Durant les années 1980, 14 secteurs sur 18 voient leur concentration relative augmenter. Les secteurs qui s'agglomèrent le plus nettement entre 1980 et 1990 sont des secteurs à la fois caractérisés par de faibles économies d'échelle et intensifs en travail (textile, habillement-chaussure) ou en matières premières (produits en cuir). La concentration s'accroît un peu moins vigoureusement dans le secteur des produits chimiques, secteur de haute technologie dont les rendements d'échelle sont fortement croissants. Cependant, l'impact d'un niveau élevé de technologie sur la croissance de la concentration n'est pas univoque, puisque le secteur des instruments de précision est un de ceux qui se dispersent.

Dans l'étude de BRÜLHART (1998) est également évaluée la concentration relative de l'industrie manufacturière dans son ensemble. L'indice de Gini est alors calculé en faisant jouer au nombre d'habitants le rôle d'élément de référence. Entre 1980 et 1990, la concentration de l'ensemble de l'industrie manufacturière augmente de 21 %.

Les résultats des travaux que nous venons de présenter (BRÜLHART, 1998) peuvent être complétés par ceux de travaux plus récents (BRÜLHART, 2001). Dans les deux études est mesurée la concentration relative de l'emploi. Dans l'une et l'autre, la concentration est appréciée à l'aide de l'indice de Gini. Mais les deux études diffèrent s'agissant du groupe de pays, des secteurs et de la période d'étude. BRÜLHART (2001) a recours à des données concernant treize pays européens : douze pays de l'Union européenne à quinze (manquent la Belgique, le Luxembourg et l'Irlande) auxquels s'ajoute la Norvège. Il détermine la concentration relative de 32 secteurs manufacturiers pour toutes les années de la période 1972-1996.

La concentration relative est en moyenne plus petite dans les secteurs de haute technologie que dans les autres secteurs, tout au long de la période. Les secteurs traditionnels

[18]Pour ce résultat, voir BRÜLHART et TORSTENSSON (1996).

Secteur	Taux de variation de la concentration (en %)
Habillement	+254,5
Produits chimiques NCA	+183,3
Produits en cuir	+150,0
Produits en caoutchouc	+102,3
Produits en bois	−17,9
Meubles, appareils ménagers	−26,3
Matériel de transport NCA	−33,2

Source : Brülhart (2001)

TAB. 3.7: Les secteurs dans lesquels la concentration relative varie le plus : répartition entre douze pays de l'Union européenne, 1972 à 1996

sont en moyenne plus concentrés que les autres, cela dès le milieu des années 1970. La concentration moyenne des secteurs dans lesquels les économies d'échelle sont fortes est d'un niveau intermédiaire. Les secteurs dans lesquels la valeur de l'indice de Gini est la plus grande, en 1996, sont celui de la chaussure, celui de la céramique et de la porcelaine et l'industrie de l'habillement. La concentration relative est la plus faible dans les secteurs des produits métalliques, des produits pharmaceutiques et des produits en plastique NCA. Cependant, la nomenclature sectorielle est telle que l'emploi d'activités dans lesquelles les rendements d'échelle sont considérables ou le niveau technologique élevé est souvent agrégé à l'emploi d'activités très différentes de ces points de vue. Les résultats précédents, apparemment surprenants, pourraient donc masquer des niveaux de concentration plus forts dans certains sous-secteurs. En outre, les secteurs des produits métalliques et des produits en plastique NCA sont très peu concentrés à la fois en 1972 et en 1996, tandis que la concentration des secteurs de la chaussure, de la céramique et porcelaine et de la construction navale est grande en début et fin de période.

Les variations de la concentration relative entre 1972 et 1996 sont de grande ampleur, surtout en ce qui concerne les mouvements à la hausse. Entre ces deux dates, la concentration relative s'accroît dans 24 secteurs sur 32. Dans le tableau 3.7 apparaissent les quatre secteurs dont la concentration relative s'élève le plus et les trois secteurs qui se dispersent le plus nettement. La concentration augmente plus, en moyenne, dans les secteurs traditionnels que dans les autres secteurs.

BRÜLHART (2001) estime une équation ayant pour variable expliquée l'indice de Gini et pour variable explicative un indice temporel. L'estimation réalisée en groupant les observations qui se rapportent aux secteurs génère un coefficient de l'indice temporel qui est significatif et qui révèle une tendance à la hausse de la concentration relative entre 1972 et 1996 : celle-ci augmente d'environ 1,2 % par an. De plus, l'estimation faite secteur par secteur permet d'affirmer que la concentration présente une tendance à la hausse dans 24 secteurs (les résultats qui portent sur la tendance et sur la variation entre 1972 et 1996 étant opposés dans deux secteurs).

Pour savoir si l'uniformité de la tendance a été affectée par l'achèvement du Marché unique, BRÜLHART (2001) divise l'ensemble des observations en deux groupes, le

premier (deuxième) groupe comprenant les observations strictement antérieures (postérieures) à 1986, et estime l'équation pour chacun des deux groupes. L'équation est d'abord estimée en groupant les observations relatives aux secteurs. BRÜLHART (2001) observe alors que la croissance annuelle de la concentration relative est plus faible après 1986 qu'avant cette date, bien qu'elle reste positive. L'équation est ensuite estimée secteur par secteur. BRÜLHART (2001) constate que six secteurs affichent une accélération de leur concentration entre 1986 et 1996, et que quatre secteurs voient la croissance annuelle de leur concentration devenir positive durant la sous-période 1986-1996 alors qu'elle était négative au cours de la sous-période 1972-1985.

BUIGUES, ILZKOVITZ et LEBRUN (1990) se sont penchés sur la sensibilité d'un certain nombre de secteurs à l'achèvement du Marché unique. Ils ont réparti les secteurs en trois catégories selon l'intensité des barrières non tarifaires existant encore à la fin des années 1980. Les secteurs très sensibles sont ceux dans lesquels les barrières sont élevées. Chacun des 32 secteurs de l'étude de BRÜLHART (2001) peut être rattaché à l'une ou l'autre catégorie. Parmi les six secteurs très sensibles, on trouve un secteur dans lequel la concentration s'accélère après 1986 (matériel de bureau et ordinateurs) et trois secteurs dans lesquels la croissance de la concentration se retourne en 1986 pour devenir positive (boissons, produits pharmaceutiques, construction navale). La baisse des coûts de transaction paraît donc n'avoir favorisé l'agglomération que dans une minorité de secteurs, mais elle semble l'avoir fait dans la majorité des secteurs jugés très sensibles à l'achèvement du Marché unique.

Dans ce qui précède, nous n'avons traité que de la concentration relative de l'emploi. La concentration relative d'autres grandeurs économiques, la production en particulier, a aussi été évaluée. Si la productivité du travail est identique dans tous les pays ou toutes les régions infranationales, les deux grandeurs économiques conduisent à des résultats équivalents. Mais s'il existe des écarts de productivité, par exemple si un pays abondamment doté en travail produit la même quantité qu'un pays faiblement doté, il est utile d'envisager également la concentration de la production.

Dans les travaux de AMITI (1999) est examinée la concentration relative de la production des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays. L'indicateur est l'indice de Gini, comme précédemment. Le graphique de la courbe de Lorenz a pour ordonnée la part cumulée des pays dans la production du secteur et pour abscisse la part cumulée des pays dans la production de l'ensemble de l'industrie manufacturière. Les pays sont au nombre de dix (l'Union européenne à douze sans l'Irlande ni le Luxembourg). Une évaluation annuelle de la concentration relative, entre 1968 et 1990, est faite dans 27 secteurs manufacturiers.

Le secteur de la céramique et de la porcelaine, qui est un des secteurs dans lesquels la concentration de l'emploi est la plus grande[19], compte aussi parmi les secteurs qui affichent les niveaux de concentration de la production les plus élevés. Le secteur des produits métalliques est un des secteurs les moins concentrés que l'on considère l'emploi ou la production . En revanche, la concentration des secteurs des produits en papier et

[19] S'agissant de la concentration relative de l'emploi, nous nous référons à l'étude de BRÜLHART (2001).

des produits en bois, forte du point de vue de l'emploi, est nettement plus basse du point de vue de la production. Le secteur des produits en plastique occupe un des derniers rangs du classement des secteurs par ordre décroissant de concentration de l'emploi, mais figure dans la zone centrale du classement des secteurs par ordre de concentration de la production.

Le sens de la variation de la concentration de la production, entre 1968 et 1990, est l'opposé de celui de la variation de la concentration de l'emploi, entre 1972 et 1996, dans les secteurs des meubles, des produits en verre, des produits en caoutchouc et du matériel professionnel et scientifique notamment. La concentration de la production du premier de ces secteurs s'accroît alors que la concentration de l'emploi diminue. Les trois autres secteurs connaissent des mouvements contraires aux précédents. L'augmentation de la concentration de l'industrie de l'habillement est beaucoup moins marquée dans le cas de la production que dans le cas de l'emploi. Le secteur des produits chimiques industriels et celui du fer et de l'acier s'agglomèrent bien plus en termes de production qu'en termes d'emploi.

Comme BRÜLHART (2001), AMITI (1999) estime une équation reliant un indice temporel à l'indice de Gini. Est ainsi obtenu un taux de croissance annuel de la concentration relative de la production entre 1968 et 1990. Le coefficient de la variable explicative est significatif et positif dans 17 secteurs sur 27. Selon le secteur, la concentration relative de la production augmente de 1 % à 3 % par an. Le coefficient est significatif et négatif dans six secteurs. La concentration relative de la production diminue, suivant le secteur, de 1 % à 6 % par an. L'estimation indique que la concentration de la production de quatre secteurs ne s'est pas modifiée significativement, mais une tendance non linéaire ne peut pas être exclue.

La concentration relative des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays est appréciée, dans les études que nous avons présentées ci-dessus, au moyen de l'indice de Gini. Elle a également été mesurée par l'intermédiaire d'autres indicateurs.

HAALAND *et al.* (1999) font usage d'un indicateur qui s'écrit

$$CR_{m,t} = \sqrt{\frac{1}{C}\sum_i \left(SHRCX^i_{m,t} - SHRCXM^i_t\right)^2}$$

$$\text{avec } SHRCX^i_{m,t} = \frac{X^i_{m,t}}{\sum_i X^i_{m,t}} \text{ et } SHRCXM^i_t = \frac{\sum_m X^i_{m,t}}{\sum_i \sum_m X^i_{m,t}}, \tag{3.24}$$

où i, m et t désignent respectivement le pays, le secteur et l'année, et où X est la production et C le nombre de pays[20]. Dans 24 secteurs, la concentration relative de la production est plus grande en 1992 qu'en 1985. Parmi les secteurs qui s'agglomèrent, les secteurs des produits pharmaceutiques et des autres produits chimiques affichent les évolutions les plus notables : très peu concentrés en 1985, ils ont un niveau de concentration moyen en 1992. Neuf secteurs sont moins concentrés en 1992 qu'en 1985. Le secteur des véhicules à deux

[20]Voir ci-dessus pour la définition des dimensions des données.

roues, celui des produits en bois et celui des produits en papier, qui figurent parmi ces neuf secteurs, voient se modifier nettement leur rang dans le classement des secteurs par ordre de concentration relative. Enfin, la concentration relative de deux secteurs ne varie presque pas entre 1985 et 1992.

Le WIFO (1999) emploie deux indicateurs. L'un d'eux se définit à partir de la quantité

$$BSVA^i_{m,t} = \frac{BVA^i_{m,t} - 1}{BVA^i_{m,t} + 1} \text{ avec } BVA^i_{m,t} = \frac{\frac{VA^i_{m,t}}{\sum_i VA^i_{m,t}}}{\frac{\sum_m VA^i_{m,t}}{\sum_i \sum_m VA^i_{m,t}}}, \tag{3.25}$$

où i, m et t se rapportent respectivement au pays, au secteur et à l'année, et où VA est la valeur ajoutée nominale[21]. Signalons que BVA est un indice de Balassa. L'indicateur est l'écart type de la distribution internationale de $BSVA^i_{m,t}$. L'autre indicateur, appelé « indice de dissimilarité », a pour expression

$$\begin{aligned} DISS_{m,t} &= \sum_i \left| SHRCVA^i_{m,t} - SHRCVAM^i_t \right| \\ \text{avec } SHRCVA^i_{m,t} &= \frac{VA^i_{m,t}}{\sum_i VA^i_{m,t}} \text{ et } SHRCVAM^i_t = \frac{\sum_m VA^i_{m,t}}{\sum_i \sum_m VA^i_{m,t}}. \end{aligned} \tag{3.26}$$

Entre 1988 et 1998, l'écart type de la distribution de $BSVA^i_{m,t}$ augmente dans 17 secteurs sur 22 et l'indice de dissimilarité suit un mouvement identique dans seize secteurs, ce qui traduit un renforcement de la concentration relative de la valeur ajoutée de ces secteurs.

Le tableau 3.8 réunit les enseignements des contributions qui portent sur la concentration à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays, qu'il s'agisse de la concentration absolue ou de la concentration relative, et citées dans ce qui précède. Dans certains secteurs, les résultats des modèles de la nouvelle économie géographique et les résultats empiriques coïncident ; dans d'autres, ils diffèrent . La succession d'une hausse et d'une baisse de la concentration spatiale, qui apparaît dans le modèle de base avec liaisons d'input-output, ne s'observe que dans quelques secteurs. L'accroissement continuel de la concentration spatiale, qui se fait jour dans le modèle de base avec mobilité des travailleurs, est observé dans une majorité de secteurs.

La répartition interrégionale

La concentration des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des régions est beaucoup moins souvent étudiée que leur concentration à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays. Ce constat s'explique avant tout par le manque, au niveau européen, de statistiques régionales harmonisées.

HALLET (2000) est un des seuls à se pencher sur la concentration des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des régions. Bien qu'il exploite une source de

[21] Les dimensions des données auxquelles sont appliqués les deux indicateurs sont définies ci-dessus.

Référence	Type de mesure	Indicateur	Grandeur économique	Nombre de pays	Nombre de secteurs	Période	Résultats
Storper, Chen et De Paolis (2000)	Absolu	Indice équivalent de Herfindahl	Production	13	26	1970-1994	↗ 16 secteurs
Midelfart Knarvik *et al.* (2000)	Absolu	Indice absolu de Gini	Production	14	36	1970-1997	↘ 23 secteurs Évolution non monotone
Haaland *et al.* (1999)	Absolu	Variante de l'indice de Herfindahl	Production	13	35	1985-1992	↗ 31 secteurs → 2 secteurs
WIFO (1999)	Absolu	Somme des parts des 5 plus grands pays	Valeur ajoutée nominale	14	22	1988-1998	↘ 18 secteurs
Brülhart (2001)	Relatif	Indice de Gini	Emploi	13	32	1972-1996	↗ 24 secteurs
Brülhart (1998)	Relatif	Indice de Gini	Emploi	11	18	1980-1990	↗ 14 secteurs
Amiti (1999)	Relatif	Indice de Gini	Production	10	27	1968-1990	↗ 17 secteurs → 1 secteur
Haaland *et al.* (1999)	Relatif	Équation (3.24)	Production	13	35	1985-1992	↗ 24 secteurs → 2 secteurs
WIFO (1999)	Relatif	Écart-type des indices de Balassa	Valeur ajoutée nominale	14	22	1988-1998	↗ 17 secteurs
WIFO (1999)	Relatif	Équation (3.26)	Valeur ajoutée nominale	14	22	1988-1998	↗ 16 secteurs

TAB. 3.8: L'évolution de la concentration à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays

données régionales, la base de données REGIO d'Eurostat, il doit se contenter de données nationales pour la Grèce, l'Autriche, la Suède et la Finlande. De plus, dans son étude, les régions ne sont pas toutes définies au même niveau de nomenclature territoriale[22]. En conséquence de tout cela, le nombre de régions est de 119. Les secteurs, au nombre de 17, sont les composantes d'une nomenclature peu détaillée, mais celle-ci a l'avantage d'inclure cinq secteurs de service. HALLET (2000) utilise les séries temporelles les moins lacunaires, celles qui sont relatives à la valeur ajoutée brute. Il doit pourtant compléter les séries temporelles, qui vont de 1980 à 1995, par interpolation linéaire ou par application d'un taux de croissance sectoriel national ou européen.

L'indicateur de concentration spatiale auquel recourt HALLET (2000) est fondé sur un coefficient de variation et est défini par la formule

$$CVRC_{m,t} = \frac{\frac{1}{\overline{SHRCVA^h_{m,t}}}\sqrt{\frac{\sum_h \left(SHRCVA^h_{m,t} - \overline{SHRCVA^h_{m,t}}\right)^2}{R}}}{\frac{1}{\overline{SHRCY^h_t}}\sqrt{\frac{\sum_h \left(SHRCY^h_t - \overline{SHRCY^h_t}\right)^2}{R}}}$$

$$\text{avec } SHRCVA^h_{m,t} = \frac{VA^h_{m,t}}{VAUE_{m,t}} \text{ et } SHRCY^h_t = \frac{Y^h_t}{YUE_t}, \tag{3.27}$$

où m et t désignent respectivement le secteur et l'année, et où VA^h et $VAUE$ représentent la valeur ajoutée brute de la région h et de l'Union européenne à quinze respectivement, Y^h et YUE le PIB de la région h et de l'Union européenne à quinze respectivement et R le nombre de régions. La concentration spatiale de la valeur ajoutée brute du secteur m est exprimée par rapport à la concentration spatiale du PIB (cela afin d'éliminer les effets du cycle), mais $CVRC$ n'est pas un indicateur de concentration relative.

Les secteurs les moins concentrés en 1995 sont des secteurs liés à la terre ou dont la production est destinée aux consommateurs finals. Pour leur part, les secteurs manufacturiers les plus concentrés sont souvent des secteurs dans lesquels les économies d'échelle sont fortes. C'est ce que montre le tableau 3.9, où on peut lire les valeurs de $CVRC$ pour le secteur primaire ainsi que pour les secteurs manufacturiers et de service dans lesquels la concentration est la plus faible et ceux dans lesquels elle est la plus élevée.

La concentration absolue du PIB à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des régions, mesurée par le dénominateur de la fraction définissant $CVRC$, diminue légèrement entre 1980 et 1989 avant de s'accroître durant la première moitié des années 1990. La deuxième phase de cette évolution pourrait avoir été provoquée par le choc temporaire de demande dans les régions occidentales de l'Allemagne consécutif à la réunification. Ces mouvements, dans leur ensemble, sont inversés par rapport à ceux que connaît, au cours d'une période à peu près identique, la concentration absolue de la production à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays (MIDELFART KNARVIK *et al.*, 2000).

[22] Ajoutons que le Danemark, l'Irlande et le Luxembourg sont assimilés à des régions dans la nomenclature territoriale et que les Länder de l'ancienne Allemagne de l'Est ne sont pas pris en considération.

Secteur	Concentration du secteur par rapport à la concentration du PIB
Agriculture, sylviculture, produits de la pêche	0,761
Industrie agro-alimentaire, tabac	0,859
Matériel de transport	1,363
Récupération, réparation, commerce, hôtellerie et restauration	0,894
Services d'institutions de crédit et d'assurance	1,268

Source : Hallet (2000)

TAB. 3.9: Les secteurs présentant les niveaux extrêmes de concentration absolue : répartition entre régions de l'Union européenne, 1995

La répartition interrégionale du secteur des produits chimiques, de celui des produits métalliques, des machines et des appareils électriques et de celui des services non marchands est plus égalitaire au milieu des années 1990 qu'elle ne l'est au début des années 1980. Entre ces deux dates, l'industrie textile et de l'habillement s'agglomère dans un petit nombre de régions. Dans les deux premiers secteurs, la concentration reste assez élevée en 1995. La concentration du troisième devient inférieure à celle du PIB. Les secteurs des minerais et métaux, du matériel de transport et des services des institutions de crédit et d'assurance voient leur concentration fluctuer, ces fluctuations étant d'une plus grande ampleur que celles de la concentration du PIB. En outre, le secteur des services financiers semble réparti de façon très peu égalitaire aussi bien entre les régions qu'entre les pays. La concentration du secteur des produits chimiques suit la même évolution à l'échelle des régions et à l'échelle des pays. Tous ces résultats sont fragiles en raison de la médiocre qualité des données.

Tous les pays de l'Union européenne à quinze sont représentés dans l'ensemble de données régionales dont se sert HALLET (2000). D'autres études dans lesquelles est évaluée la concentration spatiale des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des régions s'appuient sur des statistiques régionales qui concernent seulement certains de ces pays. C'est le cas des contributions de PACI et USAI (2000) et de CANIËLS (1998).

Les pays retenus par PACI et USAI (2000) ne sont que neuf. De surcroît, certaines régions de ces pays sont exclues de la mesure de la concentration. En conséquence, PACI et USAI (2000) prennent en considération 69 régions[23]. La concentration de l'emploi, en 1990, est appréciée dans neuf secteurs. Les chiffres d'emploi sont tirés de la base de données REGIO d'Eurostat, complétée au moyen de données fournies par De Nardis, Goglio et Malgarini[24]. L'indicateur est le coefficient de variation de la distribution interrégionale de l'emploi ; il s'agit donc d'un indicateur de concentration spatiale absolue. Les

[23]Dans la liste suivante sont donnés les neuf pays et, pour chaque pays, entre parenthèses, le nombre de régions : Allemagne de l'Ouest (11), France (21), Italie (16), Royaume-Uni (11), Pays-Bas (4), Belgique (3), Irlande (1), Danemark (1), Luxembourg (1).

[24]Voir DE NARDIS, GOGLIO et MALGARINI (1996). Les travaux de DE NARDIS, GOGLIO et MALGARINI (1996) s'intéressent non pas à la concentration d'un secteur à l'échelle des régions, mais à l'hétérogénéité interrégionale des parts du secteur dans l'ensemble de l'activité manufacturière.

secteurs les plus concentrés sont celui des produits métalliques et non métalliques, dans lequel les rendements d'échelle sont fortement croissants, et celui de l'énergie. Au contraire, la concentration spatiale de l'industrie agro-alimentaire et du secteur de la construction est plus faible que celle de tous les autres secteurs. Les établissements sont plutôt de taille petite ou moyenne dans les deux secteurs les moins concentrés.

CANIËLS (1998) se limite à cinq pays. Le nombre de régions, dans son étude, s'élève cependant à 72, bien qu'une nouvelle fois la totalité du territoire des pays ne soit pas couverte[25]. CANIËLS (1998) mesure la concentration de la valeur ajoutée. De la base de données REGIO d'Eurostat, CANIËLS (1998) extrait la valeur ajoutée, au coût des facteurs, de neuf secteurs manufacturiers pour toutes les années de la période 1986-1990 ; est ensuite calculée la valeur ajoutée annuelle moyenne de chacun des secteurs au cours de cette période. Les secteurs sont moins nombreux que dans les travaux de HALLET (2000) mais sont les composantes de la même nomenclature. Cette nomenclature diffère de celle utilisée par PACI et USAI (2000). L'indicateur de concentration dont fait usage CANIËLS (1998) est dérivé de l'indice de Herfindahl. Le secteur du papier et des produits d'impression et le secteur textile, de l'habillement, du cuir et de la chaussure présentent les niveaux de concentration les plus grands. Ces secteurs sont presque trois fois plus concentrés que le secteur des minéraux non métalliques et des produits minéraux ou que l'industrie agro-alimentaire et du tabac, qui sont les secteurs dans lesquels la concentration est la plus basse. Ces deux derniers secteurs sont répartis de manière un peu plus égalitaire que l'est la population. Le secteur du matériel de transport, dans l'étude de CANIËLS (1998), n'est que moyennement concentré, alors que HALLET (2000) souligne la très forte concentration de ce secteur. Cette contradiction pourrait ne pas apparaître si CANIËLS (1998) donnait une image complète de la concentration des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des régions. Cela ne peut se faire qu'à l'aide de données portant sur toutes les régions.

3.3.2 La concentration à l'intérieur des pays

Les modèles de la nouvelle économie géographique formalisent aussi bien une économie constituée de pays qu'une économie composée de régions infranationales faisant partie d'un même pays. Pour cette raison, les résultats de ces modèles peuvent être confrontés aux données réelles en envisageant la répartition internationale de l'activité économique ou en considérant sa répartition entre les régions d'un pays. Nous avons présenté dans ce qui précède les travaux se penchant sur la répartition internationale. Ci-après, nous présentons les travaux qui s'intéressent à la répartition intranationale.

La concentration spatiale de l'activité économique dépend à la fois de la concentration productive, qui reflète la répartition de l'activité entre les établissements, et de la concentration résultant de la proximité des établissements. Pour le montrer, considérons deux situations. Dans la première situation, une grande partie de l'activité est réalisée par un seul établissement, les autres ayant un rôle peu important, et de ce fait l'activité

[25]La liste suivante est l'équivalent de la liste qui apparaît à la note 23 : Espagne (16), France (21), Italie (20), Pays-Bas (4), Royaume-Uni (11).

est nécessairement répartie de manière très inégalitaire entre les pays ou les régions infranationales. Dans la deuxième situation, tous les établissements ont un niveau d'activité identique mais sont agglomérés dans le même pays ou la même région en raison d'externalités ou des avantages naturels qu'offre le pays ou la région. La première situation est telle que la concentration productive est forte. La deuxième situation est telle que les établissements sont proches les uns des autres. Dans les deux situations, la concentration spatiale est élevée. Certaines contributions relatives à la concentration intranationale ne séparent pas la concentration productive et la concentration qui découle de la proximité des établissements. Ce faisant, elles étudient la concentration spatiale brute. D'autres contributions apprécient l'excès de concentration spatiale brute par rapport à la concentration productive et, ainsi, examinent la concentration qui résulte de la proximité des établissements. Nous traitons d'abord du premier type de contibutions, puis du second.

La concentration brute

Certaines contributions qui ont trait à la concentration intranationale brute envisagent un seul pays. Ont ainsi été étudiés le cas de l'Italie et le cas de l'Espagne. D'autres contributions considèrent plusieurs pays.

Le cas de l'Italie

La concentration spatiale des secteurs à l'intérieur de l'Italie est examinée par BRESCHI (1998). Celui-ci mesure la concentration spatiale de l'emploi d'une part, celle des établissements d'autre part, cela dans 25 secteurs et pour l'année 1991. Il se penche sur la répartition de l'activité économique entre les 95 provinces italiennes[26], qui sont des régions de niveau NUTS3. La nomenclature sectorielle est une nomenclature technologique : celle-ci réunit parfois en un même secteur des activités qu'une nomenclature en termes de produits classerait dans des secteurs différents. Nous avons déjà rencontré l'indicateur de concentration utilisé par BRESCHI (1998) : il s'agit de l'indice équivalent de Herfindahl[27], qui a ici pour expression

$$HE_m = \frac{1}{\sum_i (SCHRCVAR_m^i)^2} \text{ avec } SHRCVAR_m^i = \frac{VAR_m^i}{\sum_i VAR_m^i}, \tag{3.28}$$

où i désigne la province et m le secteur, et où VAR est l'emploi ou le nombre d'établissements.

Les différences de niveau de concentration entre les secteurs sont beaucoup plus grandes dans le cas de la concentration à l'intérieur de l'Italie que dans le cas de la concentration à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays. La valeur de HE dans le secteur le plus concentré du point de vue de l'emploi en Italie (technologie de l'information) est près de treize fois supérieure à la valeur observée dans le secteur le moins concentré (chimie agro-alimentaire). Passer du secteur dans lequel la concentration spatiale des

[26] L'Italie est divisée en 103 provinces depuis 1996. Mais ce nombre n'était que de 95 à la date pour laquelle est faite la mesure de la concentration.

[27] Voir le paragraphe 3.3.1.

établissements est la plus faible (chimie agro-alimentaire) à celui dans lequel elle est la plus élevée (pharmacie) équivaut à multiplier par neuf la valeur de HE.

Le classement des secteurs par ordre décroissant de concentration de l'emploi, puis le classement par ordre décroissant de concentration des établissements, ont été établis. Tous les secteurs de la branche de l'équipement électrique figurent dans la première moitié du premier de ces classements. Il en va de même pour deux des trois secteurs de la branche des instruments. Ces derniers secteurs occupent les deuxième et quatrième places du deuxième classement. Les secteurs de la branche du matériel industriel apparaissent dans la deuxième moitié des deux classements ; la technologie des revêtements, assez concentrée en termes d'établissements, fait exception. L'emploi est plus concentré dans les secteurs du matériel de transport, de la technologie audio-visuelle et des télécommunications que dans bon nombre d'autres secteurs, mais les établissements sont moins concentrés dans ces secteurs que dans la plupart des autres. À l'aide de l'indice équivalent de Herfindahl, BRESCHI (1998) détermine également la concentration de la population. Les comparaisons rendues possibles par ce calcul montrent que l'emploi et les établissements de presque tous les secteurs sont plus concentrés que la population. Ce n'est que lorsque la comparaison porte sur l'emploi et les établissements du secteur de la chimie agro-alimentaire et sur les établissements du secteur de la transformation des matériaux qu'est obtenue une relation inverse[28].

Le cas de l'Espagne

La concentration spatiale des secteurs à l'intérieur de l'Espagne est étudiée par PALUZIE, PONS et TIRADO (2001). L'indicateur de concentration qu'ils emploient est l'indice de Gini. Le découpage territorial qui sous-tend sa construction est le découpage en 50 provinces, Ceuta et Melilla n'étant pas incluses dans l'ensemble de données. Précisons que les provinces espagnoles sont des régions de niveau NUTS3. L'évaluation de la concentration est faite dans 30 secteurs manufacturiers, à partir de données d'emploi, pour les années 1979, 1986 et 1992.

Les secteurs manufacturiers, en Espagne, affichent en moyenne un niveau de concentration que PALUZIE, PONS et TIRADO (2001) qualifient d'élevé. Les secteurs les plus concentrés en 1992 appartiennent principalement à la branche chimique (production de plastique et fibres synthétiques, de médicaments, pétrochimie et chimie organique et non organique en particulier). Parmi les secteurs dans lesquels la concentration est la plus forte se trouvent aussi le secteur du matériel de bureau et celui du matériel électronique et des instruments de précision et d'optique. Cependant, les niveaux de concentration de ces secteurs sont très probablement majorés par suite de l'indisponibilité de certaines données : chaque fois que, dans une province, un secteur compte moins de six entreprises, PALUZIE, PONS et TIRADO (2001) doivent se passer des chiffres concernant ce secteur dans la province en question. L'étude de BRESCHI (1998) mentionnée précédemment révèle que la répartition spatiale de certaines activités composant les secteurs les plus concentrés en Espagne est aussi des plus inégalitaires en Italie. Ces activités sont la production

[28] BRUGNOLI et FACHIN (2001), comme BRESCHI (1998), mesurent la concentration spatiale des secteurs à l'intérieur de l'Italie, mais sans définir explicitement l'indicateur dont ils se servent.

Secteur	Taux de variation de la concentration (en %)
Minoterie, boulangerie, pâtisserie	+21,1
Impression et édition	+4,7
Industrie agro-alimentaire et tabac	+3,6
Pétrochimie et chimie organique et non organique	+3,5
Fonderie, travail de la fonte et du fer	−3,5
Appareils et matériel électriques	−5,2
Bois, liège et dérivés	−5,6
Dérivés du plastique	−9,3

Source : Paluzie, Pons et Tirado (2001)

TAB. 3.10: Les secteurs dans lesquels la concentration spatiale varie le plus : Espagne, 1979 à 1992

de médicaments, la fabrication d'instruments d'optique et la fabrication d'instruments de contrôle. D'autre part, les secteurs qui, en Espagne, présentent la plus faible concentration sont des secteurs exploitant les ressources naturelles (secteurs des matériaux de construction et des minéraux non métalliques, du bois et du liège, de l'eau) ou produisant des biens achetés par les consommateurs finals (minoterie, boulangerie, pâtisserie).

Les secteurs dont la concentration se réduit entre 1979 et 1992 sont à peine plus nombreux que ceux dont la concentration augmente : 17 secteurs se dispersent et 13 s'agglomèrent. Le tableau 3.10 donne les quatre secteurs dans lesquels la concentration diminue le plus et les quatre secteurs dans lesquels elle s'accroît le plus. Parmi ces huit secteurs, seuls la minoterie, la boulangerie et la pâtisserie, le secteur réunissant des activités agro-alimentaires et la production de tabac et le secteur des dérivés du plastique voient leur concentration suivre la même évolution entre 1979 et 1986 et entre 1986 et 1992.

Enfin, on peut tirer de l'étude de MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) les taux de croissance annuels de la concentration des secteurs à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des pays[29]. Les comparaisons avec les taux de croissance annuels de la concentration des secteurs à l'intérieur de l'Espagne sont rendues difficiles par les différences de nomenclature. Dans la majorité des secteurs pour lesquels ces comparaisons sont possibles, on observe que la concentration intranationale et la concentration internationale baissent toutes les deux, mais que la concentration intranationale diminue moins vite que la concentration internationale.

Des comparaisons internationales

La concentration intranationale des secteurs est également examinée dans les travaux de PACI et USAI (2000) et de CANIËLS (1998). Mais, à la différence des études que nous avons présentées ci-dessus, les contributions de PACI et USAI (2000) et de CANIËLS (1998)

[29]Voir le paragraphe 3.3.1.

envisagent plusieurs pays. Les études de PACI et USAI (2000) et de CANIËLS (1998) permettent donc les comparaisons entre pays[30].

PACI et USAI (2000) montrent que la concentration intranationale moyenne des secteurs est plus élevée en Italie et en Allemagne que dans les autres grands pays européens pris en considération. À l'inverse, les secteurs sont en moyenne moins concentrés au Royaume-Uni que dans les autres pays. La concentration intranationale du secteur du matériel de transport est forte par rapport à celle des autres secteurs en France, en Italie et au Royaume-Uni, mais limitée en Allemagne. Le secteur de l'énergie figure parmi les plus concentrés en Allemagne et en France, mais parmi les moins concentrés en Italie et au Royaume-Uni. L'industrie agro-alimentaire est moins concentrée que tous les autres secteurs dans tous les pays sauf l'Italie. Enfin, le niveau de concentration intranationale que présente le secteur de la construction est bas relativement à celui des autres secteurs en Allemagne, en France et en Italie, mais pas au Royaume-Uni.

Les résultats des travaux de CANIËLS (1998) complètent ceux de l'étude de PACI et USAI (2000) et parfois s'y opposent. CANIËLS (1998) montre que le secteur du matériel de transport est très concentré par rapport aux autres secteurs dans les trois pays déjà cités, et aussi aux Pays-Bas. La concentration intranationale de ce secteur est faible en Espagne. Bien que le niveau de concentration intranationale de l'industrie agro-alimentaire soit partout peu élevé, ce secteur n'est pas le moins concentré non seulement en Italie, mais aussi aux Pays-Bas et en Espagne. Le secteur des produits chimiques est fortement concentré dans tous les pays. La concentration intranationale du secteur des minéraux non métalliques et des produits minéraux est basse dans chacun des pays considérés.

PACI et USAI (2000) établissent que, pour la plupart des secteurs et la plupart des pays, la concentration intranationale est moins grande que la concentration à l'intérieur de l'Union européenne à l'échelle des régions. En revanche, CANIËLS (1998) met au jour une situation inverse. Sur ce point, des recherches supplémentaires sont nécessaires.

La concentration résultant de la proximité des établissements

Les recherches qui portent sur la concentration intranationale et qui ont pour objet la détermination de la concentration résultant de la proximité des établissements ont été menées pour le Royaume-Uni et pour la France.

Le cas du Royaume-Uni

Le cas du Royaume-Uni est étudié par DEVEREUX, GRIFFITH et SIMPSON (1999). Ceux-ci traitent de la répartition de l'activité économique entre les zones de code postal, qui sont au nombre de 113. Les zones de code postal, au Royaume-Uni, sont des unités locales d'activité économique, centrées sur des villes, à l'intérieur desquelles les migrations journalières sont fréquentes mais entre lesquelles elles ne le sont pas. Leurs limites diffèrent des frontières administratives. DEVEREUX, GRIFFITH et SIMPSON (1999) mesurent la concentration spatiale de l'emploi, dans 214 secteurs et pour les années 1985 et 1992.

[30] Les données et les indicateurs dont se servent PACI et USAI (2000) et CANIËLS (1998) sont décrits au paragraphe 3.3.1.

Les secteurs sont des secteurs manufacturiers, des secteurs de fourniture d'énergie ou d'eau, ou des secteurs d'extraction. Les données d'emploi sont les effectifs d'établissements britanniques appartenant à des sociétés commerciales, réalisant une activité de fabrication (par opposition aux activités de distribution ou de gestion).

Afin d'évaluer séparément la concentration qui découle de la proximité des établissements, DEVEREUX, GRIFFITH et SIMPSON (1999) font usage d'un indicateur qui est égal à la différence entre une mesure de concentration spatiale brute et une mesure de concentration productive. La première (deuxième) mesure est proche d'un indice de Herfindahl mais prend une valeur nulle quel que soit le nombre de zones de codes postal (d'établissements) si l'activité est répartie de manière égalitaire entre les zones (établissements). Les mesures de concentration spatiale brute et de concentration productive s'écrivent respectivement

$$F_{m,t} = \sum_i \left(\frac{L^i_{m,t}}{\sum_i L^i_{m,t}} \right)^2 - \frac{1}{R^*} \text{ avec } R^* = \min\{N, R\} \tag{3.29}$$

et

$$HN_{m,t} = \sum_k \left(\frac{L^k_{m,t}}{\sum_k L^k_{m,t}} \right)^2 - \frac{1}{N}, \tag{3.30}$$

où i et k se rapportent respectivement à la zone de code postal et à l'établissement, où m et t désignent le secteur et l'année respectivement, et où L est l'emploi, R le nombre de zones de code postal et N le nombre d'établissements. L'indicateur F est une mesure de concentration spatiale absolue. Par l'intermédiaire du terme R^*, cet indicateur tient compte du fait que, si le nombre d'établissements est inférieur au nombre de zones de code postal, le nombre maximal de zones accueillant au moins un établissement, donc dans lesquelles le niveau d'activité est non nul, est égal à N et non à R. Recourir à R plutôt qu'à N dans ce cas se traduirait par une concentration brute plus élevée. L'indicateur de concentration spatiale nette de la concentration productive est formellement défini par

$$A_{m,t} = F_{m,t} - HN_{m,t}. \tag{3.31}$$

L'indicateur A prend une valeur positive (négative) si la concentration spatiale brute est plus forte (moins forte) que la concentration productive. L'indicateur vaut 0 si la répartition de l'activité entre les zones de code postal et sa répartition entre les établissements sont telles que la concentration spatiale brute et la concentration productive sont égales. Définir F et HN par les expressions données aux équations (3.29) et (3.30) plutôt que par un indice de Herfindahl au sens strict évite d'aboutir à une valeur de A supérieure à 0 lorsque le nombre d'établissements est supérieur au nombre de zones de code postal et que l'activité est répartie de manière égalitaire à la fois entre les zones et entre les établissements.

En 1992, la valeur de A est positive dans tous les secteurs. Ceux-ci sont donc plus concentrés que ce que laisserait prévoir leur structure productive ; leurs établissements recherchent la proximité des autres établissements ou le bénéfice d'aménités régionales.

BU LILLE I

Le secteur dans lequel la concentration spatiale nette de la concentration productive est la plus haute est celui de la filature et du tissage. De plus, sept autres secteurs de la branche textile figurent parmi les vingt secteurs les plus concentrés. De façon similaire, les secteurs de la branche de l'extraction des minéraux non métalliques présentent souvent un niveau de concentration spatiale nette plus élevé que celui de beaucoup d'autres secteurs. Parmi les vingt secteurs les moins concentrés se trouvent les secteurs du matériel de bureau, du matériel de télécommunication, des produits pharmaceutiques, du matériel électrique, mais aussi les secteurs du tabac et de la fourniture d'eau. La concentration spatiale de la plupart des secteurs de la branche du bois est plus faible que celle d'un grand nombre d'autres secteurs. Malgré cette diversité, la corrélation entre un indicateur de niveau technologique (part des achats d'ordinateurs dans les dépenses d'investissement) et l'indicateur A est significative et négative : les secteurs traditionnels sont très concentrés alors que les secteurs de haute technologie le sont peu.

Les secteurs dans lesquels les valeurs de A sont les plus élevées se répartissent en trois catégories : ceux dont la concentration spatiale brute est grande (filature et tissage, secteur du jute et du polypropylène), ceux dont la concentration productive est basse (secteurs de la laine et des périodiques) et ceux qui ont simultanément ces deux caractères (bijouterie, secteur de la céramique). Dans quelques uns des secteurs où les valeurs de HN tendent à annuler celles de F, une forte concentration spatiale brute est associée à une concentration productive considérable. C'est le cas par exemple dans le secteur du traitement chimique des huiles et matières grasses. Dans d'autres secteurs, comme celui du béton ou la charpenterie, la concentration spatiale brute et la concentration productive sont toutes les deux faibles.

Comparer les niveaux de concentration intranationale du Royaume-Uni avec ceux de l'Italie (BRESCHI, 1998) ou de l'Espagne (PALUZIE, PONS et TIRADO, 2001) ne peut se faire que du point de vue de la concentration spatiale brute. De plus, la comparaison est limitée à certains secteurs du fait des différences de nomenclature. On remarque néanmoins que la répartition entre les régions infranationales, pour les secteurs des produits pharmaceutiques et du matériel de bureau, est assez égalitaire au Royaume-Uni, alors qu'elle est très inégalitaire dans les deux pays méditerranéens.

Le classement des secteurs par ordre décroissant de concentration spatiale nette, établi pour le Royaume-Uni, se modifie peu entre 1985 et 1992. Treize secteurs classés parmi les vingt premiers en 1992 occupaient déjà un des vingt premiers rangs en 1985. Plus généralement, la corrélation entre la valeur de A pour 1985 et sa valeur pour 1992 est de $0,92$. Les chiffres équivalents pour les valeurs de F et de HN sont $0,89$ et $0,78$ respectivement. Cependant, quatre secteurs passent du premier quart à la deuxième moitié du classement, suite à une hausse de la concentration productive (secteur du savon et des détergents, tissage de fils continus), à une baisse de la concentration spatiale brute (secteur des appareils non électriques de chauffage et de cuisson), ou à une diminution de la concentration spatiale brute plus forte que celle de la concentration productive (secteur de l'équipement électrique des véhicules à moteur).

DEVEREUX, GRIFFITH et SIMPSON (1999) calculent, dans chaque secteur et pour chaque année de la période 1985-1991, les taux d'entrée, de sortie, de précarité, de dura-

bilité et les taux de création et de destruction d'emploi. Chaque taux définit une caractéristique dynamique. Les valeurs sectorielles d'une caractéristique sont les moyennes des valeurs annuelles du taux correspondant. Quelle que soit la caractéristique, la moyenne de ses valeurs sectorielles dans le groupe des vingt secteurs les plus concentrés en 1992 n'est pas très différente de la moyenne de ses valeurs dans le groupe des vingt secteurs les moins concentrés.

L'examen de la concentration spatiale de l'emploi des entrants au cours de la période 1986-1991 fait apparaître deux types de secteurs à l'intérieur du groupe des plus concentrés. Les secteurs du premier type (notamment la filature et le tissage) sont des secteurs dans lesquels l'emploi des entrants est très concentré et dans lesquels les entrants se regroupent dans la zone de code postal possédant la plus grande part dans l'emploi des établissements installés. L'entrée renforce alors la concentration spatiale. Les secteurs du deuxième type (en particulier le secteur des chemises pour hommes et enfants) sont des secteurs dans lesquels la concentration spatiale de l'emploi des entrants est d'un niveau intermédiaire et dans lesquels les entrants ne se localisent pas principalement dans la région la plus importante : la concentration spatiale s'atténue consécutivement à l'entrée de nouveaux établissements. Cette typologie souligne l'hétérogénéité des effets qu'a le processus d'entrée sur un niveau élevé de concentration spatiale.

Le cas de la France

L'étude de DEVEREUX, GRIFFITH et SIMPSON (1999), présentée plus haut, a pour équivalent, dans le cas de la France, la contribution de MAUREL et SÉDILLOT (1997). Dans les deux études est apprécié l'excès de concentration spatiale brute par rapport à la concentration productive, c'est-à-dire la concentration qui résulte de la proximité des établissements. MAUREL et SÉDILLOT (1997) se penchent sur la répartition de l'activité économique entre les 96 départements français. Dans leurs travaux est évaluée la concentration spatiale de l'emploi, pour 48 secteurs manufacturiers définis au niveau de nomenclature NAF90 et pour 273 secteurs définis en NAF600, cela pour une seule année, 1993. Les statistiques d'emploi sont les effectifs des établissements producteurs faisant partie d'une entreprise d'au moins 20 salariés.

S'inspirant de la contribution de ELLISON et GLAESER (1997), MAUREL et SÉDILLOT (1997) utilisent un indicateur tiré d'une description probabiliste du comportement des établissements effectuant un choix de localisation, ce que ne font pas DEVEREUX, GRIFFITH et SIMPSON (1999). L'indicateur représente la corrélation ou l'interdépendance des décisions d'implantation de deux établissements sélectionnant une même région. L'interdépendance des décisions est la conséquence des externalités existant entre les établissements et des avantages naturels des régions. MAUREL et SÉDILLOT (1997) construisent l'indicateur à partir d'un estimateur de la probabilité que deux établissements fassent des choix identiques. Si les établissements d'un secteur se localisaient de façon aléatoire et indépendante, la répartition de l'activité du secteur entre les régions suivrait une loi respectant en moyenne la répartition de l'activité tous secteurs confondus. Cette loi affecte

la mesure de concentration spatiale brute, qui a pour expression

$$G_m = \frac{\sum_i (SHRCL_m^i)^2 - \sum_i (SHRCLT^i)^2}{1 - \sum_i (SHRCLT^i)^2}$$

$$\text{avec } SHRCL_m^i = \frac{L_m^i}{\sum_i L_m^i} \text{ et } SHRCLT^i = \frac{LT^i}{\sum_i LT^i}, \tag{3.32}$$

où i désigne le département, où L_m est l'emploi du secteur m et où LT est l'emploi tous secteurs confondus. La mesure de concentration productive est définie par

$$H_m = \sum_k \left(\frac{L_m^k}{\sum_k L_m^k} \right)^2 . \tag{3.33}$$

Il s'agit d'un indice de Herfindahl. L'indicateur de concentration spatiale nette, ou d'interdépendance des choix, retenu par MAUREL et SÉDILLOT (1997) s'écrit alors

$$B_m = \frac{F_m - H_m}{1 - H_m}. \tag{3.34}$$

Il prend une valeur nulle si, compte tenu de la structure productive, la localisation des établissements est aléatoire et indépendante. Il est positif en présence d'externalités ou d'avantages naturels, et négatif si les établissements cherchent à s'éloigner les uns des autres. La valeur de B est plus grande dans les secteurs dont la localisation est le résultat d'externalités ou d'avantages naturels que dans les autres secteurs.

L'indicateur B est significativement positif dans 211 des 273 secteurs appartenant à la nomenclature détaillée et significativement négatif dans 38 secteurs. En France, la concentration intranationale de l'emploi est donc souvent supérieure à celle qui serait observée si les décisions d'implantation des établissements n'étaient pas corrélées, ce qui signifie que l'existence d'externalités ou d'avantages naturels joue un rôle dans leur localisation. Les secteurs dans lesquels la concentration spatiale nette est la plus forte sont des secteurs d'extraction (ardoise et minerai de fer notamment) et des secteurs textiles (fabrication de vêtements sur mesure, préparation et filature de la laine). La situation française se rapproche ainsi de la situation britannique, mais les secteurs concernés ne sont pas identiques du fait des différences de nomenclature. Le secteur des périodiques est aussi très concentré à la fois en France et au Royaume-Uni. D'autres secteurs présentent, en France, un niveau élevé de concentration spatiale nette : il s'agit en particulier de secteurs traditionnels (horlogerie) ou nécessitant un accès à la mer (secteur des bâtiments de guerre).

La moyenne des valeurs sectorielles de l'indicateur de concentration spatiale nette est plus petite lorsque les secteurs sont définis en NAF90 que lorsqu'ils sont définis en NAF600 : les bénéfices que deux établissements retirent d'une localisation dans un même département décroissent avec le degré de divergence de leur activité. Les secteurs de niveau NAF90 dans lesquels l'indicateur B prend une valeur positive sont au nombre de 41. Les secteurs dont il est question dans ce qui suit sont des composantes de la nomen-

clature peu détaillée. Bien que la concentration spatiale nette du secteur des appareils de réception et d'enregistrement et celle du secteur des composants électroniques soient d'un niveau faible et intermédiaire respectivement, la plupart des secteurs de haute technologie, en France, sont très concentrés. Nous avons fait précédemment l'observation contraire pour le Royaume-Uni. Les externalités, dans des secteurs comme la pharmacie ou la fabrication de matériel de bureau, sont très intenses en France et probablement liées à la diffusion des idées et des connaissances. Une autre différence notable entre les deux pays porte sur la concentration spatiale du secteur de la céramique, d'un niveau seulement intermédiaire en France. Parmi les secteurs les moins concentrés spatialement dans ce dernier pays figurent l'industrie du caoutchouc (forte concentration productive), la fabrication d'éléments en métal pour la construction, celle de machines-outils et la production de métaux non ferreux.

Les résultats de l'étude de MAUREL et SÉDILLOT (1997) peuvent être complétés par ceux de la contribution de HOUDEBINE (1999). Ce dernier décrit notamment l'évolution, entre 1978 et 1992, de la concentration spatiale nette des secteurs à l'intérieur de la France à l'échelle des départements. Il se sert de l'indicateur utilisé par ELLISON et GLAESER (1997), qui est très proche de l'indicateur employé par MAUREL et SÉDILLOT (1997). Les valeurs de l'indicateur sont calculées dans 100 secteurs (dont un certain nombre de secteurs de service), à l'aide des effectifs des établissements privés et publics, à caractère industriel et commercial, réunissant 20 salariés ou plus.

Entre 1978 et 1992, la moyenne des valeurs sectorielles de l'indicateur de concentration spatiale nette diminue de 17 % environ. Cet affaiblissement de la concentration spatiale nette ne doit pas être attribué uniquement à la décroissance de la part totale des départements de l'Île-de-France dans l'emploi, puisque la moyenne baisse aussi quand les départements de cette région ne sont pas pris en considération. La concentration moyenne des secteurs manufacturiers augmente légèrement, alors que celle des secteurs de service se réduit. Cependant, en 1992, les deuxièmes restent en moyenne plus concentrés que les premiers. Les diminutions de la concentration moyenne (sans distinction des secteurs manufacturiers et de service), observées entre 1978 et 1980 et entre 1990 et 1992, sont dues principalement à l'implantation des établissements créés, qui diverge davantage de celle des établissements existants que ne le fait la localisation des établissements détruits, et accessoirement à la concentration des emplois créés, plus faible que celle des emplois détruits.

La mobilité des travailleurs est plus grande entre les régions d'un même pays qu'entre les pays. Confronter aux données réelles les résultats des modèles de la nouvelle économie géographique qui supposent la mobilité des travailleurs (en particulier le modèle de KRUGMAN (1991)) nécessite donc de s'intéresser en priorité à la variation de la concentration intranationale. L'évolution de la concentration de certains secteurs à l'intérieur de l'Espagne et celle de la concentration moyenne des secteurs manufacturiers à l'intérieur de la France sont identiques à celle prévue par ces modèles.

3.3.3 La diversité sectorielle et le degré de spécialisation des pays et des régions de l'Union européenne

La plupart des modèles de la nouvelle économie géographique formalisent une économie à deux pays ou deux régions infranationales et à deux secteurs, l'un à rendements d'échelle constants (dit agricole) et l'autre à rendements d'échelle croissants (dit industriel). Dans le modèle de base avec mobilité des travailleurs, l'industrie s'agglomère dans un des deux pays ou une des deux régions lorsque les coûts de transaction baissent. Dans le modèle de base avec liaisons d'input-output, lorsque les coûts de transaction diminuent, l'industrie s'agglomère puis se disperse.

L'agglomération et la dispersion de l'industrie affectent les structures sectorielles des pays ou des régions. Considérons par exemple l'agglomération. Dans le pays ou la région où s'agglomère l'industrie, la part de l'industrie dans l'activité économique s'accroît ; dans l'autre pays ou l'autre région, elle se réduit. L'agglomération implique ainsi, dans chaque pays ou chaque région, une variation de la diversité sectorielle (qui ne dépend que de la structure sectorielle du pays ou de la région) et une variation du degré de spécialisation (qui reflète l'écart entre la totalité de la structure sectorielle du pays ou de la région et la totalité de la structure sectorielle de l'ensemble formé par les pays ou les régions). Confronter les résultats des modèles de la nouvelle économie géographique aux données réelles peut donc se faire non seulement en examinant la concentration spatiale, mais aussi en étudiant la diversité sectorielle ou le degré de spécialisation. Cette deuxième démarche a été suivie : des travaux déterminent empiriquement les évolutions de la diversité sectorielle et du degré de spécialisation des pays et des régions infranationales.

La diversité sectorielle des pays

La diversité sectorielle d'un pays ou d'une région infranationale peut se mesurer au moyen d'un indice de Herfindahl[31]. ERGAS et WRIGHT (1994) et PERI (1998) font usage de cet indicateur.

ERGAS et WRIGHT (1994) apprécient notamment la diversité sectorielle de la France, de l'Allemagne, du Royaume-Uni, de l'Italie, de la Belgique, des Pays-Bas, du Danemark, de la Suède et de la Finlande. Il s'agit ici de la diversité sectorielle de la valeur ajoutée. ERGAS et WRIGHT (1994) calculent les valeurs de l'indicateur de diversité sectorielle en s'appuyant sur les statistiques de 26 secteurs manufacturiers. La période d'étude va de 1970 à 1989. Les données relatives à la France, à l'Allemagne, au Royaume-Uni, à la Belgique, aux Pays-Bas et à la Suède sont disponibles à la fois pour les années 1970 et 1989. Les chiffres sont limités à l'année 1970 s'agissant de l'Italie et à l'année 1989 en ce qui concerne le Danemark et la Finlande. L'indicateur dont se servent ERGAS et

[31] L'indicateur de concentration spatiale (paragraphe 3.3.1) et l'indicateur de diversité sectorielle fondés sur l'indice de Herfindahl ne doivent pas être confondus. Dans le cas de la concentration spatiale, l'indice de Herfindahl est appliqué à la structure spatiale d'un secteur ou de l'ensemble de l'activité économique. Dans le cas de la diversité sectorielle, il est appliqué à la structure sectorielle d'un pays ou d'une région infranationale.

WRIGHT (1994) s'écrit

$$H_t^i = \sum_m \left(SHRSVA_{m,t}^i\right)^2 \text{ avec } SHRSVA_{m,t}^i = \frac{VA_{m,t}^i}{\sum_m VA_{m,t}^i}, \tag{3.35}$$

où m, i et t désignent respectivement le secteur, le pays et l'année, et où VA est la valeur ajoutée. L'indicateur H prend des valeurs croissantes lorsque la diversité sectorielle diminue.

La Belgique est le pays dans lequel la diversité sectorielle de la valeur ajoutée est la plus faible, en 1970 comme en 1989. Quelle que soit l'année, la diversité sectorielle de la France est plus forte que celle des autres pays. En 1989, tous les grands pays de l'Union européenne sont plus diversifiés que les autres pays. Les niveaux de diversité de la France, de l'Allemagne et du Royaume-Uni s'accroissent entre 1970 et 1989, tandis que ceux de la Belgique, des Pays-Bas et de la Suède s'affaiblissent. Les pays qui se diversifient sont tous de grands pays, et aucun des grands pays ne voit sa diversité sectorielle suivre un mouvement inverse.

L'étude de PERI (1998) diffère de celle de ERGAS et WRIGHT (1994) par la grandeur économique pour laquelle est mesurée la diversité sectorielle, le groupe de secteurs, les pays et la période d'étude. PERI (1998) se penche sur la diversité sectorielle de l'emploi. Dans sa contribution, les secteurs sont des secteurs manufacturiers ou de fourniture d'énergie, au nombre de 22. PERI (1998) évalue la diversité sectorielle de chacun des pays de l'Union européenne à douze. Il calcule les valeurs de l'indicateur de diversité sectorielle pour certaines années de la période 1963-1992. Les années pour lesquelles est fait le calcul varient selon le pays. L'indicateur qu'utilise PERI (1998) s'obtient en remplaçant la valeur ajoutée par l'emploi dans l'équation (3.35).

Au tout début des années 1990, le pays dans lequel la diversité sectorielle de l'emploi est la plus basse est le Luxembourg. Les effectifs y sont regroupés dans un petit nombre de secteurs. À l'inverse, l'Espagne est plus diversifiée que tous les autres pays. Les niveaux de diversité diffèrent nettement suivant le pays. Une catégorisation des pays en trois groupes (grands pays, pays périphériques, autres pays[32]) ne permet pas de réduire l'hétérogénéité des niveaux de diversité. En particulier, la diversité sectorielle de l'Allemagne est inférieure d'environ un quart à celle de l'un ou l'autre des trois autres grands pays.

Dans cinq pays, la diversité sectorielle est plus élevée au début des années 1990 qu'en 1963. Il s'agit d'une part des pays en retard de développement dans la première moitié des années 1960, et d'autre part du Luxembourg. Ce dernier pays connaît la plus forte hausse de la diversité sectorielle. Entre 1963 et 1992, les niveaux de diversité du Royaume-Uni et de la Belgique ne varient presque pas. D'autres pays voient leur diversité sectorielle s'amoindrir entre 1963 et le début des années 1990 : on trouve parmi eux deux grands pays, l'Allemagne et la France, ainsi que les Pays-Bas et le Danemark. Les premier

[32] Grands pays : Allemagne, Royaume-Uni, France, Italie ; pays périphériques : Grèce, Irlande, Portugal, Espagne ; autres pays : Belgique, Luxembourg, Pays-Bas, Danemark.

et quatrième pays sont ceux où la diversité sectorielle diminue le plus. La diversité sectorielle de l'Italie décroît entre 1967 et 1992. Le sens de l'évolution de la diversité sectorielle n'est donc pas identique dans tous les pays. Les augmentations se font jour plutôt en début de période, les baisses après 1975. Seules les évolutions observées au Luxembourg, en Irlande, en Allemagne et au Danemark ne présentent pas de retournements durables.

Que les valeurs de l'indice de Herfindahl s'appuient sur des données de valeurs ajoutée (ERGAS et WRIGHT, 1994) ou sur des statistiques d'emploi (PERI, 1998), la diversité sectorielle du Danemark, à la fin des années 1980, est très peu élevée par rapport à celle des autres pays. En revanche, la Belgique est peu diversifiée du point de vue de la valeur ajoutée, mais très diversifiée en termes d'emploi. La situation de l'Allemagne est l'inverse de la situation de la Belgique. En France et en Allemagne, au cours de la période 1970-1989, la diversité sectorielle de la valeur ajoutée et celle de l'emploi varient en sens opposés.

Les coûts de transaction ont très vraisembablement décru au cours des années 1990 suite à l'achèvement du Marché unique, ce qui pourrait avoir affecté la diversité sectorielle. Cette période n'est examinée ni par ERGAS et WRIGHT (1994), ni par PERI (1998). Elle l'est en revanche par le WIFO (1999). Dans les travaux du WIFO (1999) est envisagée la diversité sectorielle de la valeur ajoutée nominale[33]. L'indicateur de diversité sectorielle diffère du précédent : il s'agit de la somme des parts des cinq secteurs ayant les parts les plus élevées dans la valeur ajoutée de l'ensemble des secteurs[34]. Cet indicateur ne se rapporte qu'à une partie de la structure sectorielle. Sous cette réserve, on peut affirmer que sa valeur est d'autant plus grande que la diversité sectorielle est plus basse. En d'autres termes, l'indicateur est un indicateur inverse de diversité sectorielle.

Le WIFO (1999) montre que la diversité sectorielle de l'Irlande et du Danemark, en 1998, est moins élevée que celle de tous les autres pays. L'Italie, le Portugal et l'Autriche, pour leur part, sont les pays les plus diversifiés. Le niveau de diversité s'amenuise, entre 1988 et 1998, dans la plupart des pays, mais augmente au Portugal, en Autriche et aux Pays-Bas. Lorsque l'on adjoint les résultats des travaux du WIFO (1999), relatifs aux années 1990, à ceux de l'étude de ERGAS et WRIGHT (1994), qui concernent les années 1970 et 1980, on constate que l'évolution de la diversité se retourne, à la fin des années 1980, en France, en Allemagne, au Royaume-Uni et aux Pays-Bas. Cette observation ne tient pas compte, cependant, de la différence des indicateurs.

La baisse des coûts de transaction n'est pas le seul facteur qui influe sur la diversité sectorielle des pays. Elle pourrait néanmoins avoir provoqué une diminution de la diversité sectorielle dans certains pays et une hausse dans d'autres.

Le degré de spécialisation des pays

Les contributions que nous avons mentionnées jusqu'ici examinent les structures sectorielles des pays en s'appuyant sur une mesure absolue, autrement dit sur une mesure qui ne met pas en parallèle la structure sectorielle d'un pays avec une autre structure sectorielle. Elles portent sur la diversité sectorielle. Les travaux que nous citons ci-après

[33] Pour les secteurs, les pays et la période d'étude, voir le paragraphe 3.3.1.

[34] Signalons que le WIFO (1999) recourt également à d'autres indicateurs de diversité sectorielle.

étudient également les structures sectorielles des pays, mais, dans ces travaux, entre en jeu une mesure relative, en d'autres termes une mesure fondée sur la comparaison de la structure sectorielle d'un pays avec celle d'un élément de référence. Ils ont trait au degré de spécialisation.

Dans l'étude de MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) est déterminé le degré de spécialisation de la valeur brute de la production[35]. L'indicateur retenu par MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) repose sur la comparaison de la structure sectorielle de la production d'un pays avec la structure sectorielle de la production de l'ensemble des *autres* pays pris en considération. En conséquence, l'élément de référence varie suivant le pays pour lequel est faite la mesure de spécialisation. Plus précisément, l'indicateur est un indice de dissimilarité, proche du coefficient de spécialisation d'Isard, et a pour expression

$$SPECC_t^i = \sum_m \left| SHRSX_{m,t}^i - \overline{SHRSX}_{m,t}^i \right|$$

$$\text{avec } SHRSX_{m,t}^i = \frac{X_{m,t}^i}{\sum\limits_m X_{m,t}^i} \text{ et } \overline{SHRSX}_{m,t}^i = \frac{\sum\limits_{j \neq i} X_{m,t}^j}{\sum\limits_m \sum\limits_{j \neq i} X_{m,t}^j}, \tag{3.36}$$

où m et t se rapportent au secteur et à l'année respectivement, où i et j désignent les pays, et où X est la valeur brute de la production. La quantité $SHRSX_m^i$ est la part du secteur m dans la production du pays i. La quantité $\overline{SHRSX}_m^i$ est la part du secteur m dans la production de l'ensemble des pays autres que le pays i. L'indicateur $SPECC$ prend des valeurs comprises entre 0 et 2. La quantité $SPECC^i$ est égale à 0 si le pays i a une structure sectorielle identique à celle de l'ensemble des autres pays ; elle est égale à 2 si aucun des secteurs actifs dans le pays i n'est présent dans l'ensemble des autres pays et si aucun des secteurs présents dans l'ensemble des autres pays n'est actif dans le pays i.

L'emploi de l'indicateur $SPECC$ conduit au classement des pays par ordre décroissant de degré de spécialisation, en 1994-1997, fourni dans le tableau 3.11. Tous les grands pays figurent dans la deuxième moitié de ce classement. Il en va de même pour l'Espagne. En revanche, les autres pays dits périphériques sont parmi les plus spécialisés.

Le degré de spécialisation s'accroît, entre 1970-1973 et 1994-1997, dans dix des quatorze pays, mais diminue en Espagne, en Finlande, en France et au Royaume-Uni[36]. Les évolutions du degré de spécialisation sont donc hétérogènes. Seuls quatre pays se spécialisent entre le début des années 1970 et le début des années 1980 (Belgique, Grèce, Italie, Pays-Bas). Tous les pays, à l'exception des Pays-Bas, connaissent une augmentation de leur degré de spécialisation entre 1980-1983 et 1994-1997. Les structures sectorielles d'une majorité de pays se rapprochent donc les unes des autres au cours des années 1970, mais divergent durant les années 1980 et 1990. On peut préciser que les Pays-Bas, la France, le

[35] Pour les secteurs, les pays et la période d'étude, voir le paragraphe 3.3.1.

[36] À l'aide du coefficient de spécialisation calculé dans la métrique du χ^2, STORPER, CHEN et DE PAOLIS (2000) font apparaître une réduction du degré de spécialisation de la Belgique, de la Finlande, de la France, de l'Espagne, de la Suède et du Royaume-Uni entre 1970-1974 et 1990-1994.

Rang	Pays	Spécialisation	Rang	Pays	Spécialisation
1	Irlande	0,779	8	Belgique	0,451
2	Grèce	0,703	9	Italie	0,442
3	Finlande	0,592	10	Allemagne	0,370
4	Danemark	0,586	11	Autriche	0,348
5	Portugal	0,566	12	Espagne	0,338
6	Pays-Bas	0,517	13	Royaume-Uni	0,206
7	Suède	0,497	14	France	0,201

Source : Midelfart Knarvik *et al.* (2000)

TAB. 3.11: La spécialisation des pays de l'Union européenne : classement des pays par ordre décroissant de spécialisation en 1994-1997

Royaume-Uni et le Portugal affichent une baisse de leur degré de spécialisation entre 1988-1991 et 1994-1997, mais que celle-ci est insuffisante pour compenser la hausse observée dans les trois derniers pays entre 1980-1983 et 1988-1991 et aboutir à un affaiblissement du degré de spécialisation de ces trois pays entre le début des années 1980 et la fin des années 1990.

MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) répartissent les pays en quatre groupes selon leur date d'adhésion à l'Union européenne, puis mettent au jour l'évolution de la moyenne des valeurs nationales de l'indicateur de spécialisation pour chacun des groupes (à partir de moyennes mobiles sur deux ans). Le degré de spécialisation du groupe des premiers adhérents augmente assez régulièrement entre le début des années 1970 et la fin des années 1990. Le groupe des adhérents de 1973 et celui des adhérents des années 1980 se spécialisent à partir de 1982-1983. Enfin, le degré de spécialisation du groupe des adhérents les plus récents se renforce du début des années 1990 jusqu'à la fin de la période.

L'évolution de la structure sectorielle d'un pays peut être décomposée en deux éléments : le premier provient de la croissance des secteurs au niveau européen, le deuxième de la croissance des secteurs propre au pays. Mais MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000) montrent que le premier élément est largement insuffisant pour expliquer la variation du degré de spécialisation entre 1980-1983 et 1994-1997, cela dans tous les pays sauf la Finlande. Le différentiel de croissance entre les pays joue très souvent un rôle important.

Remplacer, dans l'équation (3.36), la quantité $\overline{SHRSX}^i_m$ par la part du secteur m dans la production d'un seul pays j permet d'obtenir une mesure de la similitude des structures sectorielles de la paire de pays (i, j), ou degré de spécialisation bilatérale du pays i par rapport au pays j. Les pays étant au nombre de quatorze, 91 paires distinctes de structures sectorielles peuvent être formées. Parmi elles se trouvent 73 paires qui sont composées de structures sectorielles conduisant à un degré de spécialisation bilatérale plus élevé en 1994-1997 qu'en 1980-1983, ce qui signifie que, dans plus de 80 % des cas, les structures sectorielles de deux pays sont moins semblables en fin de période qu'en début de période. À chaque pays est attaché un ensemble de treize degrés de spécialisation bilatérale. Le Portugal, la Suède, la Finlande et l'Irlande présentent les plus grands nombres de degrés de spécialisation bilatérale en augmentation entre le début des années 1980 et la fin des années 1990. En particulier, les structures sectorielles des deux premiers pays s'écartent de

celles de tous les autres pays. Le nombre de degrés de spécialisation bilatérale en hausse est plus petit aux Pays-Bas et au Danemark que dans tous les autres pays. Le degré de spécialisation bilatérale des Pays-Bas ne s'accroît que par rapport à la Finlande, au Portugal et à la Suède.

L'étude de MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000), dont nous venons de détailler les résultats, s'intéresse au degré de spécialisation en envisageant uniquement la production. À la différence de MIDELFART KNARVIK *et al.* (2000), AMITI (1999) se penche sur le degré de spécialisation en considérant deux grandeurs économiques.

AMITI (1999) évalue, pour les pays de l'Union européenne, le degré de spécialisation de la production et le degré de spécialisation de l'emploi. L'indicateur de spécialisation auquel recourt AMITI (1999) est un indice de Gini[37]. Le graphique de la courbe de Lorenz a pour ordonnée la part cumulée des secteurs dans la production ou l'emploi du pays et pour abscisse la part cumulée des secteurs dans la production ou l'emploi de l'Union européenne. AMITI (1999) dispose de deux ensembles de données. Le premier est consitué de chiffres annuels de production à prix courants, de production à prix constants de 1980 et d'emploi, relatifs à 27 secteurs manufacturiers, dix pays (l'Union européenne à douze sans l'Irlande ni le Luxembourg) et à la période 1968-1990. Le deuxième est formé de statistiques annuelles de production à prix courants et d'emploi, se rapportant à 65 secteurs, cinq pays (Belgique, France, Allemagne, Italie, Royaume-Uni) et à la période 1976-1989.

Dans un premier temps, nous exposons les résultats tirés des chiffres de production à prix courants du premier ensemble de données. Les pays les plus spécialisés en 1990 sont la Grèce et le Portugal. À la même date, le Royaume-Uni, la France et l'Allemagne sont moins spécialisés que les autres pays. AMITI (1999) estime, pour chaque pays, une équation ayant pour variable expliquée l'indice de Gini et pour variable explicative un indice temporel. Cette estimation fournit un taux de croissance annuel du degré de spécialisation entre 1968 et 1990. Le coefficient de la variable explicative est significatif pour neuf des dix pays. Il ne l'est pas pour le Portugal. Le taux de croissance annuel du degré de spécialisation, entre 1968 et 1990, est positif dans six pays. En revanche, au cours de cette période, les degrés de spécialisation de la France, de l'Espagne et du Royaume-Uni s'amenuisent. Ajoutons que le degré de spécialisation de l'Espagne baisse en début de période et s'accroît en fin de période[38].

Dans un deuxième temps, nous comparons entre eux les différents résultats de l'étude de AMITI (1999), en commençant par ceux que génère l'ensemble de données comportant 27 secteurs. Quelle que soit la grandeur économique, production à prix courants, production à prix constants ou emploi, le degré de spécialisation s'élève, entre 1968 et 1990, au Danemark, en Allemagne, en Grèce, en Italie et aux Pays-Bas, et diminue au Royaume-Uni. Au cours de cette période, le taux de croissance annuel du degré de spécialisation de l'Espagne est négatif lorsqu'il résulte de chiffres de production à prix courants ou d'emploi, mais nul lorsqu'il découle de statistiques de production à prix constants. Un seul

[37] L'indicateur de concentration spatiale (paragraphe 3.3.1) et l'indicateur de spécialisation fondés sur l'indice de Gini ne doivent pas être confondus.

[38] Les degrés de spécialisation des pays de l'Union européenne sont aussi évalués dans l'étude du WIFO (1999).

type de données conduit à une hausse du degré de spécialisation de la Belgique et du Portugal : il s'agit respectivement de la production à prix courants et de la production à prix constants. Pour les deux autres types de données, le taux de croissance est nul. Mais, entre 1980 et 1990, le degré de spécialisation s'accroît en Espagne, en Belgique et au Portugal pour tout type de données. Ce n'est que dans le cas de la France que les résultats diffèrent nettement selon la grandeur économique : le taux de croissance annuel du degré de spécialisation de ce pays, entre 1968 et 1990, est négatif avec des chiffres de production, mais positif avec des statistiques d'emploi.

Les résultats fondés sur les chiffres de production de l'ensemble de données qui comprend 65 secteurs sont presque toujours les mêmes que ceux issus des statistiques d'emploi faisant partie de cet ensemble. Dans le premier cas, le classement des pays par ordre décroissant de degré de spécialisation, en 1989, est le suivant : Belgique, France, Italie, Royaume-Uni, Allemagne. Le classement est presque identique dans le deuxième cas. Le taux de croissance annuel du degré de spécialisation, entre 1976 et 1989, est positif en Belgique, en France, en Allemagne et au Royaume-Uni, que les données soient des chiffres de production (taux de croissance égal à 2 % dans tous les pays) ou d'emploi (taux compris entre 1 % et 3 %). Le degré de spécialisation de l'Italie ne varie pas. Par ailleurs, l'évolution du degré de spécialisation du Royaume-Uni, entre 1976 et 1989, diffère suivant le niveau de désagrégation sectorielle : lorsque sont exploitées les statistiques de l'ensemble de données à 27 secteurs, le taux de croissance annuel du degré de spécialisation obtenu pour ce pays est négatif. Au Royaume-Uni pourrait donc s'être déroulé, durant les années 1980, un processus de spécialisation intra-branche.

Dans le tableau 3.12 sont rappelés les enseignements des études qui traitent de la diversité sectorielle ou du degré de spécialisation des pays de l'Union européenne et qui ont été mentionnées ci-dessus. On observe, entre le début des années 1970 et la fin des années 1990, un accroissement de la diversité sectorielle de certains pays et une baisse de la diversité sectorielle d'autres pays. En outre, durant cette période, une majorité de pays se spécialisent, tandis que le degré de spécialisation diminue dans quelques pays. Sur ce point, les résultats des modèles de la nouvelle économie géographique et les observations empiriques divergent. Aucun des modèles ne fait apparaître des variations du degré de spécialisation qui diffèrent selon le pays. Enfin, bon nombre de pays voient leur degré de spécialisation d'abord se réduire, puis augmenter. Le retournement de l'évolution du degré de spécialisation s'opère autour de 1980. Sur ce point également, les résultats des modèles et les résultats empiriques ne sont pas concordants. Dans le modèle de base avec mobilité des travailleurs, il n'y a pas de retournement de l'évolution du degré de spécialisation ; dans le modèle de base avec liaisons d'input-output, à une hausse du degré de spécialisation succède une diminution. Cela ouvre la voie à de nouvelles recherches théoriques.

La diversité sectorielle et le degré de spécialisation des régions

Une unique contribution, à notre connaissance, étudie les structures sectorielles des régions de l'Union européenne en prenant en considération tous les États membres. Il s'agit de celle de HALLET (2000). Les données régionales harmonisées sont rares au niveau européen. Cela explique, très certainement, pourquoi la contribution de HALLET (2000) est la seule de ce type.

Référence	Type de mesure	Indicateur	Grandeur économique	Nombre de secteurs	Nombre de pays	Période	Résultats
Ergas et Wright (1994)	Absolu	Indice de Herfindahl	Valeur ajoutée	26	6	1970-1989	↗ 3 pays
Peri (1998)	Absolu	Indice de Herfindahl	Emploi	22	12	1963-1992	↗ 5 pays → 2 pays
WIFO (1999)	Absolu	Somme des parts des 5 plus grands secteurs	Valeur ajoutée nominale	22	14	1988-1998	↗ 11 pays
Midelfart Knarvik *et al.* (2000)	Relatif	Équation (3.36)	Production	36	14	1970-1997	↗ 10 pays
Amiti (1999)	Relatif	Indice de Gini	Production	27	10	1968-1990	↗ 6 pays → 2 pays
Amiti (1999)	Relatif	Indice de Gini	Emploi	27	10	1968-1990	↗ 7 pays

TAB. 3.12: L'évolution de la spécialisation des pays de l'Union européenne

Dans les travaux de HALLET (2000) sont appréciés d'une part la diversité sectorielle des régions de l'Union européenne et d'autre part leur degré de spécialisation[39]. HALLET (2000) fait usage d'une nomenclature sectorielle qui conduit à prendre avec prudence les résultats de son étude qui portent sur les structures sectorielles. Cette nomenclature est peu détaillée. En outre, elle réunit des secteurs manufacturiers et des secteurs de service, mais les deuxièmes sont beaucoup moins nombreux que les premiers. La nomenclature sectorielle est telle que le changement structurel général par lequel les activités de service remplacent les activités manufacturières pourrait se traduire par un accroissement de la valeur de l'indicateur de diversité secorielle, et telle qu'il n'est pas possible de mettre en évidence un processus de spécialisation à l'intérieur de l'ensemble formé des secteurs de service.

L'indicateur de diversité sectorielle qu'emploie HALLET (2000) est le ratio de deux coefficients de variation. Il est défini par

$$CVRS_t^h = \frac{\frac{1}{\overline{SHRSVA_{m,t}^h}}\sqrt{\frac{\sum_m\left(SHRSVA_{m,t}^h - \overline{SHRSVA_{m,t}^h}\right)^2}{M}}}{\frac{1}{\overline{SHRSVAUE_{m,t}}}\sqrt{\frac{\sum_m\left(SHRSVAUE_{m,t} - \overline{SHRSVAUE_{m,t}}\right)^2}{M}}}$$

$$\text{avec } SHRSVA_{m,t}^h = \frac{VA_{m,t}^h}{\sum_m VA_{m,t}^h} \text{ et } SHRSVAUE_{m,t} = \frac{VAUE_{m,t}}{\sum_m VAUE_{m,t}}, \tag{3.37}$$

où m et t représentent respectivement le secteur et l'année, où VA^h et $VAUE$ sont la valeur ajoutée brute de la région h et la valeur ajoutée brute de l'Union européenne à quinze respectivement, et où M est le nombre de secteurs. La quantité $CVRS^h$ est supérieure

[39]Les données sur lesquelles s'appuie HALLET (2000) sont décrites au paragraphe 3.3.1.

(inférieure) à 1 lorsque la région h est moins (plus) diversifiée que l'Union européenne. Les régions dans lesquelles la valeur de $CVRS$ est la plus grande en 1995, donc dans lesquelles la diversité sectorielle est la plus basse, sont, pour certaines d'entre elles, plus riches que les autres. Les services aux entreprises et les services non marchands y sont très développés et des capitales d'État y sont souvent situées : on peut citer les régions de Paris, Bruxelles et Londres. D'autres régions, parmi les moins diversifiées, sont plus pauvres. Ce sont par exemple la Corse, les Canaries ou l'Algarve. La diversité sectorielle s'amoindrit, entre 1980 et 1995, dans les régions initialement très diversifiées et se renforce dans les régions dont le niveau de diversité est faible initialement.

L'indicateur dont se sert HALLET (2000) pour mesurer le degré de spécialisation est similaire à celui défini à l'équation (3.36), à un facteur multiplicatif près ; il s'écrit

$$\begin{aligned} SPECR_t^h &= \frac{1}{2}\sum_m \left|SHRSVA_{m,t}^h - SHRSVAUE_{m,t}\right| \\ \text{avec } SHRSVA_{m,t}^h &= \frac{VA_{m,t}^h}{\sum_m VA_{m,t}^h} \text{ et } SHRSVAUE_{m,t} = \frac{VAUE_{m,t}}{\sum_m VAUE_{m,t}}. \end{aligned} \tag{3.38}$$

Le degré de spécialisation est plus élevé, en 1995, dans les régions périphériques méditérranéennes que dans les autres régions. Certaines régions appartenant au centre économique de l'Europe d'une part, la Finlande d'autre part[40], sont aussi très spécialisées. Parmi les régions dont le degré de spécialisation augmente entre 1980 et 1995 se trouvent l'Andalousie et la Sicile, mais aussi des régions de l'Allemagne de l'Ouest, des régions belges, néerlandaises et françaises, le sud-est de l'Angleterre, la Catalogne, la Finlande et le Danemark. On remarque que les régions qui se spécialisent sont hétérogènes du point de vue du revenu par tête. Le développement d'activités tertiaires plutôt que manufacturières, que connaissent les régions pauvres au cours des années 1980, n'est donc pas le seul facteur à l'origine de la hausse du degré de spécialisation. Dans 85 des 119 régions, le degré de spécialisation diminue entre le début des années 1980 et le milieu des années 1990. Durant cette période, presque tous les pays de l'Union européenne se spécialisent (MIDELFART KNARVIK *et al.*, 2000). Les évolutions nationales et régionales sont donc partiellement opposées.

3.4 Conclusion

Les études qui examinent la pertinence empirique de la nouvelle économie géographique confrontent aux données réelles, pour certaines d'entre elles, les hypothèses des modèles et, pour les autres, leurs résultats. Nous avons présenté ces travaux. Ci-après, nous synthétisons, en quatre points, les principales conclusions des études qui se rapportent aux hypothèses des modèles, puis nous résumons celles des études qui sont relatives à leurs résultats.

Les rendements d'échelle ne peuvent être qualifiés de croissants que dans quelques

[40] La Finlande et le Danemark sont assimilés à des régions dans la nomenclature territoriale ou suite aux problèmes de disponibilité des données.

secteurs lorsque est employé le critère fondé sur l'effet d'amplification. Ce critère semble indiquer que la pertinence empirique de la nouvelle économie géographique est limitée. Cependant, les rendements d'échelle peuvent être qualifiés de croissants dans un plus grand nombre de secteurs quand est utilisé le critère qui repose sur le lien entre le biais domestique des préférences et la production.

Les coûts de transaction internationaux, au milieu des années 1990, sont d'un niveau tel que la concentration de l'industrie manufacturière à l'intérieur de l'Europe de l'ouest devrait ultérieurement augmenter quelque peu puis se réduire. En revanche, le niveau des coûts de transaction intranationaux, au milieu des années 1990 également, est tel que la concentration à l'intérieur de la France devrait diminuer d'une façon monotone.

Les études empiriques témoignent de l'existence d'externalités. Apparaissent des externalités technologiques et, moins souvent, des externalités pécuniaires. Seuls certains secteurs bénéficient d'externalités et tous les secteurs n'en génèrent pas ; en outre, les externalités ne s'observent que dans certains pays. Cela suggère que toutes les hypothèses de la nouvelle économie géographique ne sont pas toujours vérifiées empiriquement. Enfin, des externalités réciproques se font jour. Elles créent une causalité circulaire, comme dans les modèles de la nouvelle économie géographique.

Les entreprises d'un pays ou d'une région infranationale tirent parti de la présence, dans le pays ou la région, des entreprises qui sont leurs fournisseurs ou leurs clients. Cela atteste l'existence de liaisons par les coûts ou par la demande. La part des biens intermédiaires dans les coûts de production, dont dépend la force de ces liaisons dans les modèles de la nouvelle économie géographique, influe sur la concentration spatiale, tout au moins au niveau international.

D'autre part, les évolutions de la concentration spatiale et de la spécialisation observées dans l'Union européenne depuis 1970 et les résultats des modèles de la nouvelle économie géographique ne sont que partiellement concordants. La concentration spatiale absolue de quelques secteurs varie de façon non monotone : elle augmente durant les années 1980 et se réduit au cours des années 1990. Dans ces secteurs, les coûts de transaction et la concentration spatiale pourraient être reliés par une courbe en forme de U inversé, relation mise au jour dans le modèle de base avec liaisons d'input-output. La concentration intranationale moyenne des secteurs manufacturiers, en France, et la concentration intranationale de certains secteurs, en Espagne, s'accroissent. Ces variations sont les mêmes que celle obtenue dans le modèle de base avec mobilité des travailleurs quand sont réduits les coûts de transaction. La concentration relative se renforce dans une majorité de secteurs entre le début des années 1970 et la fin des années 1990. Son mouvement est ainsi, pour ces secteurs, identique à celui qui accompagne une expérience d'intégration économique dans le modèle de base qui suppose la mobilité des travailleurs.

L'activité économique, dans certains pays, est répartie entre les secteurs de façon plus égalitaire à la fin des années 1990 qu'au début des années 1970, mais, dans d'autres pays, elle est répartie d'une manière plus inégalitaire en fin de période. La spécialisation s'élève dans une majorité de pays et s'abaisse dans quelques autres. Il apparaît, dans certains pays, contrairement à ce que suggère la nouvelle économie géographique, la succession d'une baisse et d'une hausse de la spécialisation.

Les variations de la concentration spatiale diffèrent selon le secteur. De plus, les variations de la spécialisation diffèrent suivant le pays. En s'appuyant sur les modèles traditionnels de la nouvelle économie géographique, une telle hétérogénéité ne pouvait être anticipée.

Chapitre 4

La concentration spatiale et la spécialisation comme déterminants du choix de localisation : le cas de la France à la fin des années 1990

4.1 Introduction

Les choix de localisation que font les producteurs sont souvent expliqués en se référant aux trois grands avantages de l'agglomération des entreprises que MARSHALL (1891) a mis en avant. Ceux-ci peuvent être envisagés en recourant à un vocabulaire contemporain : ainsi souligne-t-on aujourd'hui les avantages qui résident dans la création d'une large réserve de main-d'œuvre très qualifiée, dans la mise en place d'un réseau de fournisseurs spécialisés et dans le développement des transferts de connaissances ne générant pas de coût, ou externalités de connaissance.

En outre, les recherches contemporaines en économie suggèrent, d'une part, que les externalités de connaissance dépendent de la proximité physique des entreprises (voir, par exemple, HEAD, RIES et SWENSON (1995)) et, d'autre part, qu'elles sont fonctions de la composition sectorielle (voir, entre autres, GLAESER *et al.* (1992) et HENDERSON, KUNCORO et TURNER (1995)).

Tout cela incite à expliquer les choix de localisation des producteurs en s'appuyant sur les externalités de connaissance et en plaçant la proximité et la composition sectorielle à la base des externalités. C'est ce que nous faisons. À la proximité nous associons un indicateur synthétique de concentration spatiale. Plus la concentration spatiale est élevée, plus les entreprises sont proches les unes des autres et plus les chances de profiter d'externalités de connaissance sont fortes. En outre, nous prenons en considération la composition sectorielle par l'intermédiaire d'un indicateur synthétique de spécialisation. Les entreprises cherchant à recueillir le bénéfice d'externalités de connaissance sont susceptibles d'attacher de l'importance à la variété sectorielle. Le degré de spécialisation que mesure l'indicateur synthétique est d'autant plus bas que la variété sectorielle est plus grande. Nous mettons au jour, à l'aide de techniques économétriques, les déterminants du choix de localisation en faisant figurer les indicateurs de concentration spatiale

et de spécialisation parmi les variables explicatives. Les autres variables explicatives des modèles économétriques reflètent la demande, le salaire, le taux de chômage, le niveau de capital humain, le coût de la terre, la fiscalité et les facteurs à l'origine d'économies d'agglomération.

La plupart des études économétriques récentes ayant trait aux choix de localisation des entreprises se servent du modèle logit conditionnel de McFadden (1974), qui est un modèle de choix discret. Ce modèle relie, en l'occurrence, la décision d'un entrepreneur à des caractéristiques de la localisation qu'il sélectionne. Parmi les travaux qui sont fondés sur le modèle logit conditionnel, on trouve ceux de Friedman, Gerlowski et Silberman (1992), de Head, Ries et Swenson (1999) et de Guimarães, Figueiredo et Woodward (2000). D'autres études emploient le modèle de Poisson ou le modèle binomial négatif, qui sont des modèles de comptage. Citons, par exemple, les contributions de Papke (1991) et de Coughlin et Segev (2000). Dans ces travaux, le modèle de Poisson ou le modèle binomial négatif lient le nombre de producteurs que voit s'implanter une localisation à des attributs de cette localisation. Les modèles au moyen desquels nous formalisons les décisions de localisation sont des modèles logit conditionnels. Mais, Guimarães, Figueiredo et Woodward (2003) ayant montré que, sous certaines conditions, les coefficients du modèle de Poisson sont les mêmes que ceux du modèle logit conditionnel, nous utilisons des modèles de Poisson pour procéder aux estimations.

Le modèle logit conditionnel, le modèle de Poisson et le modèle binomial négatif, lorsque est envisagé le choix de localisation, sont souvent appliqués au cas des États-Unis. Les recherches que nous menons portent en revanche sur celui de la France. Nous nous intéressons à la localisation des établissements dans les 22 régions administratives d'une part, dans les 348 zones d'emploi[1] d'autre part. En outre, les choix de localisation sont ceux qui ont été faits pour les établissements créés (créations pures) en 2000. Les facteurs qui nous paraissent pouvoir être des déterminants de ces choix sont représentés par des variables explicatives dont les valeurs sont celles qu'elles prennent à la fin des années 1990. Enfin, les choix de localisation sont ceux qui ont été faits pour les établissements de treize secteurs définis au niveau de la nomenclature dite NES16. Sept des treize secteurs sont des secteurs secondaires et six sont des secteurs tertiaires. Certaines données ont une dimension spatiale et une dimension sectorielle, le secteur étant un de ces treize secteurs. Les autres données n'ont qu'une dimension spatiale.

Après avoir développé les modèles grâce auxquels nous formalisons les choix de localisation et précisé la méthode d'estimation (section 4.2), nous nous penchons sur les variables explicatives de ces modèles et rappelons les résultats des études existantes (section 4.3). Nous présentons ensuite les résultats que nous avons obtenus à l'échelle des régions (section 4.4) et ceux auxquels nous sommes parvenu au niveau des zones d'emploi (section 4.5). Enfin, à la section 4.6, nous réunissons les principaux enseignements des estimations que nous avons effectuées, nous dévoilons certaines limites de ces estimations et décrivons sommairement les moyens permettant d'en améliorer la qualité.

[1] Les zones d'emploi sont des divisions économiques du territoire : elles ont été délimitées en observant les migrations journalières des travailleurs. Tout point du territoire appartient à une zone d'emploi. Les zones d'emploi ne se chevauchent pas.

4.2 Les modèles de choix de localisation et la méthode d'estimation

4.2.1 La formalisation du choix de localisation

L'approche que nous suivons pour modéliser les décisions de localisation des entreprises est une méthode de choix discret. Cette approche est fondée sur un comportement d'optimisation : le choix d'une localisation résulte de la maximisation de l'utilité aléatoire. Le modèle de choix discret sur lequel nous nous appuyons et la notion d'utilité aléatoire sont présentés ci-après.

On considère une économie composée de J localisations mutuellement exclusives. Les localisations sont soit des régions, soit des zones d'emploi. Cette économie comprend M secteurs d'activité. L'économie voit s'implanter N entrepreneurs. Tout entrepreneur est rattaché à un des secteurs. On note Z_j le nombre d'entrepreneurs qui se localisent dans la région ou la zone d'emploi j et Z_{jm} le nombre d'entrepreneurs du secteur m qui s'implantent dans la région ou la zone d'emploi j. Chaque entrepreneur choisit une localisation et une seule dans l'ensemble des localisations possibles pour y établir son entreprise. Pour cela, il évalue les différentes localisations. Cette évaluation est décrite au moyen d'une fonction de profit. Tous les arguments de la fonction de profit ne peuvent pas être directement observés. En conséquence, cette fonction est constituée d'un terme déterministe (noté D) et d'un terme stochastique (ε). En notant π_{ij} le profit que réalise l'entrepreneur i s'il se localise dans la région ou la zone d'emploi j, on a

$$\pi_{ij} = D_{ij} + \varepsilon_{ij}. \tag{4.1}$$

Le terme D_{ij} englobe tous les éléments observés qui influent sur le profit. Le terme ε_{ij} représente l'hétérogénéité non observée ainsi que les erreurs de mesure.

L'entrepreneur compare les profits dans les différentes régions ou les différentes zones d'emploi et choisit comme localisation la région ou la zone d'emploi dans laquelle le profit qu'il s'attend à faire est le plus élevé. Formellement, l'entrepreneur i sélectionne la localisation j si

$$\pi_{ij} > \pi_{ik}, \forall k, \, k \neq j. \tag{4.2}$$

De cette façon, il maximise l'utilité aléatoire. On définit une variable C_{ij} telle que $C_{ij} = 1$ si l'entrepreneur i s'implante dans la région ou la zone d'emploi j et $C_{ij} = 0$ s'il s'établit ailleurs. Le critère de choix et la nature stochastique de la fonction de profit conduisent à la relation suivante : la probabilité que l'entrepreneur i se localise dans la région ou la zone d'emploi j est égale à la probabilité que le profit le plus fort de l'entrepreneur i soit obtenu dans la région ou la zone d'emploi j, ce qui s'écrit

$$\Pr\left(C_{ij} = 1\right) = \Pr\left(\pi_{ij} > \pi_{ik}\right), \forall k, \, k \neq j. \tag{4.3}$$

Chaque entrepreneur est supposé sélectionner sa localisation en fonction de caractéris-

tiques des régions ou des zones d'emploi qui affectent son profit. La décision de localisation, une fois prise, révèle les préférences de l'entrepreneur pour ces attributs. Le terme D_{ij} est une combinaison linéaire des caractéristiques de la région ou de la zone d'emploi j. Il a pour expression

$$D_{ij} = D_j = \beta X_j \tag{4.4}$$

si aucun attribut n'a d'aspect sectoriel, et

$$D_{ij} = D_{jm} = \beta X_j + \gamma Y_{jm} \tag{4.5}$$

si certains attributs ont un aspect sectoriel tandis que d'autres n'en ont pas. Dans l'équation (4.5), l'indice m désigne le secteur de l'entrepreneur i. Dans les équations (4.4) et (4.5), X est un vecteur de variables dont les valeurs diffèrent selon la localisation mais pas selon le secteur, Y un vecteur de variables dont les valeurs diffèrent à la fois suivant la localisation et suivant le secteur, et β et γ des vecteurs de paramètres inconnus.

On suppose que ε est distribué de manière indépendante et identique selon une distribution des valeurs extrêmes de type I. Cette distribution, à la différence de la plupart des autres, permet de calculer $\Pr(C_{ij} = 1)$ sans avoir à procéder à une intégration numérique dont l'ordre est égal au nombre de localisations. On peut montrer que, dans le cas où les caractéristiques des régions ou des zones d'emploi sont toutes sans dimension sectorielle,

$$\Pr(C_{ij} = 1) = \frac{\exp(D_j)}{\sum_{k=1}^{J} \exp(D_k)} \tag{4.6}$$

et que, dans l'autre cas,

$$\Pr(C_{ij} = 1) = \frac{\exp(D_{jm})}{\sum_{k=1}^{J} \exp(D_{km})}, \tag{4.7}$$

les démonstrations étant analogues à celle qu'a faite McFadden (1974). Les équations (4.6) et (4.7) sont des applications du modèle logit conditionnel. Une expression de la log-vraisemblance est

$$\ln L = \sum_{j=1}^{J} Z_j \left\{ D_j - \ln \left[\sum_{k=1}^{J} \exp(D_k) \right] \right\} \tag{4.8}$$

si aucun attribut des régions ou des zones d'emploi n'a d'aspect sectoriel et que l'on s'intéresse à la localisation de l'ensemble des entreprises,

$$\ln L = \sum_{m=1}^{M} \sum_{j=1}^{J} Z_{jm} \left\{ D_{jm} - \ln \left[\sum_{k=1}^{J} \exp(D_{km}) \right] \right\} \tag{4.9}$$

si certaines caractéristiques ont une dimension sectorielle et que l'on se penche sur la

localisation de l'ensemble des entreprises[2], et

$$\ln L = \sum_{j=1}^{J} Z_{jm} \left\{ D_{jm} - \ln \left[\sum_{k=1}^{J} \exp\left(D_{km}\right) \right] \right\} \tag{4.10}$$

si certains attributs ont un aspect sectoriel et que l'on examine les déterminants des choix de localisation des entreprises du secteur m.

De l'hypothèse d'indépendance de ε_{ij} entre les entrepreneurs et entre les localisations découle une application de la propriété du modèle logit conditionnel connue sous le nom d'indépendance des états non pertinents (*independance of irrelevant alternatives*) ou propriété IIA. Celle-ci implique, en l'occurrence, que les entrepreneurs, une fois qu'ils ont pris en considération les caractéristiques observées incorporées dans le modèle, voient en toutes les localisations des substituts parfaits. Mais des caractéristiques non observées des localisations ou des entrepreneurs peuvent faire que certaines localisations sont de plus proches substituts que d'autres. Si c'est le cas, les attributs non observés sont corrélés entre les localisations ou entre les entrepreneurs, et les états non pertinents ne sont pas indépendants. Il est alors possible que les estimations des paramètres du modèle soient biaisées.

4.2.2 La méthode d'estimation

La détermination des valeurs des paramètres des modèles développés ci-dessus se heurte à plusieurs problèmes. L'un d'eux se rapporte à la taille de l'ensemble des localisations. Les capacités actuelles des logiciels sont souvent insuffisantes pour estimer les paramètres d'un modèle logit conditionnel comportant de nombreuses modalités (les modalités étant ici les localisations). Nous rencontrons ce problème dans le cas des estimations à l'échelle des zones d'emploi. Ces zones, qui sont les composantes d'un découpage territorial fin, sont au nombre de 348. Une solution, s'inspirant des travaux de HANSEN (1987), de FRIEDMAN, GERLOWSKI et SILBERMAN (1992) ou de GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2000) par exemple, serait de constituer un sous-ensemble de zones d'emploi tirées de façon aléatoire dans l'ensemble complet. Mais elle est peu satisfaisante : elle néglige une partie de l'information disponible. Un autre problème provient du fait que certaines localisations peuvent ne pas accueillir d'entreprises. Cela est sans conséquence d'un point de vue économétrique, mais pour que les logiciels fournissent les valeurs des paramètres, il peut être nécessaire que chaque modalité soit choisie au moins une fois. Nous avons à faire face à ce problème car les données dont nous nous servons sont telles que, pour certains secteurs, aucun entrepreneur ne se localise dans certaines zones d'emploi. La solution qui, à l'image de celle retenue par WOODWARD (1992), entre autres, consisterait à retirer de l'ensemble des zones d'emploi celles où aucun entrepreneur ne s'implante semble critiquable : les caractéristiques de ces zones expliquent pourquoi elles ne sont jamais sélectionnées par les entrepreneurs.

GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2003) ont récemment montré que les coefficients du modèle logit conditionnel peuvent être estimés de façon équivalente en uti-

[2]Voir GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2003).

lisant le modèle de Poisson[3]. En sens inverse, il est possible de donner aux coefficients du modèle de Poisson une interprétation économique compatible avec la maximisation de l'utilité aléatoire. Recourir à un modèle de Poisson pour procéder aux estimations permet de résoudre les deux problèmes précédents.

Le modèle de Poisson est un modèle de comptage. Un modèle de cette famille peut être appliqué quand le phénomène analysé est mesuré en comptant les réalisations d'un événement. Dans les modèles de Poisson correspondant aux modèles logit conditionnels qui précèdent, l'événement est réalisé si la région ou la zone d'emploi j est choisie comme localisation. Ces modèles de Poisson conduisent à agréger les décisions individuelles de localisation par région ou par zone d'emploi. Les variables Z_j et Z_{jm} sont les résultats de cette agrégation. Rappelons que les variables Z_j et Z_{jm} sont, respectivement, le nombre de producteurs qui s'implantent dans la région ou la zone d'emploi j et le nombre de producteurs du secteur m qui s'établissent dans la région ou la zone d'emploi j.

Des estimations de trois types seront réalisées. Les estimations de type I sont telles que les secteurs ne sont pas dissociés les uns des autres (les variables introduites dans les modèles étant Z_j et X_j). En revanche, ils le sont, mais les observations relatives aux différents secteurs sont groupées, s'agissant des estimations de type II (variables Z_{jm}, X_j et Y_{jm}). Enfin, les estimations de type III sont faites secteur par secteur (variables Z_{jm}, X_j et Y_{jm}).

Dans les modèles de Poisson qui se substituent aux modèles logit conditionnels, les variables Z_j et Z_{jm} sont distribuées selon des distributions de Poisson de paramètres λ_j et λ_{jm} respectivement. La probabilité que la localisation j accueille z_j entreprises est donc

$$\Pr(Z_j = z_j) = \frac{\exp(-\lambda_j)(\lambda_j)^{z_j}}{z_j!},\ z_j = 0, 1, 2, ... \tag{4.11}$$

L'expression analogue pour la variable Z_{jm} est

$$\Pr(Z_{jm} = z_{jm}) = \frac{\exp(-\lambda_{jm})(\lambda_{jm})^{z_{jm}}}{z_{jm}!},\ z_j = 0, 1, 2, ... \tag{4.12}$$

L'espérance de Z_j, λ_j, ou celle de Z_{jm}, λ_{jm}, est une fonction log-linéaire des caractéristiques de la région ou de la zone d'emploi j. Cette fonction est définie par

$$\mathrm{E}(Z_j) = \lambda_j = \lambda_j^I = \exp(\beta X_j) \tag{4.13}$$

dans le cas des estimations de type I,

$$\mathrm{E}(Z_{jm}) = \lambda_{jm} = \lambda_{jm}^{II} = \exp\left(\beta X_j + \gamma Y_{jm} + \sum_{l=1}^{M} \delta_l S_l\right) \tag{4.14}$$

[3]Cette propriété est exploitée par ARAUZO CAROD (2002).

dans le cas des estimations de type II, et

$$\mathrm{E}(Z_{jm}) = \lambda_{jm} = \lambda_{jm}^{III} = \exp\left(\beta X_j + \gamma Y_{jm}\right) \tag{4.15}$$

dans le cas des estimations de type III. Dans l'équation (4.14), S_l est une variable muette prenant la valeur 1 pour le secteur m et la valeur 0 pour les autres secteurs, et δ_l est un paramètre inconnu. La log-vraisemblance s'écrit

$$\ln L = \sum_{j=1}^{J} \left[-\lambda_j^I + z_j \ln\left(\lambda_j^I\right) - \ln\left(z_j!\right)\right] \tag{4.16}$$

dans le cas des estimations de type I,

$$\ln L = \sum_{m=1}^{M} \sum_{j=1}^{J} \left[-\lambda_{jm}^{II} + z_{jm} \ln\left(\lambda_{jm}^{II}\right) - \ln\left(z_{jm}!\right)\right] \tag{4.17}$$

dans le cas des estimations de type II, et

$$\ln L = \sum_{j=1}^{J} \left[-\lambda_{jm}^{III} + z_{jm} \ln\left(\lambda_{jm}^{III}\right) - \ln\left(z_{jm}!\right)\right] \tag{4.18}$$

dans le cas des estimations de type III. Les expressions (4.16), (4.17) et (4.18) rendent équivalents les modèles logit conditionnels qui mènent aux équations (4.8), (4.9) et (4.10) et les modèles de Poisson[4]. Les paramètres sont estimés en maximisant la log-vraisemblance.

4.2.3 Les extensions des modèles

Une propriété d'une variable qui suit une loi de Poisson est que sa variance est égale à son espérance. Cette propriété est nommée « équidispersion ». La restriction que constitue l'égalité de la variance et de l'espérance est un inconvénient du modèle de Poisson, car les données sont souvent telles que cette égalité doit être rejetée (CAMERON et TRIVEDI, 1998, p. 62). Le terme « surdispersion » désigne une situation dans laquelle la variance excède l'espérance. La surdispersion a des conséquences analogues à celles de l'hétéroscédasticité dans le modèle linéaire : les estimations des paramètres sont sans biais, mais celles des écarts types sont biaisées. En raison de ce biais, les tests d'hypothèses traditionnels sont invalides : ils pourraient être à la base d'une erreur consistant à affirmer que des variables explicatives sont significatives alors qu'elles ne le sont pas. La surdispersion se fait jour, par exemple, quand le nombre de localisations n'accueillant aucune entreprise est élevé ou quand de nombreux entrepreneurs choisissent la même localisation.

Le problème de la surdispersion est fréquemment traité en ayant recours au modèle binomial négatif[5], qui est une extension du modèle de Poisson. Le plus souvent, la distribution binomiale négative est présentée comme une combinaison de la distribution de

[4]Voir GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2003).

[5]WU (1999), COUGHLIN et SEGEV (2000) et BASILE (2001) font usage de cette solution.

Poisson et de la distribution gamma. La forme la plus courante du modèle binomial négatif est le modèle que CAMERON et TRIVEDI (1998) appellent « NB2 ». Nous adoptons cette double démarche et cette forme particulière. Les estimations auxquelles nous procéderons et qui reposent sur le modèle NB2 sont de type III uniquement[6]. On suppose que Z_{jm} suit une loi de Poisson de paramètre μ_{jm}, et qu'un effet aléatoire entre de manière multiplicative dans l'expression de l'espérance de Z_{jm}. De ce fait, on a

$$\mathrm{E}\left(Z_{jm}|\phi_j\right) = \mu_{jm} = \mu_{jm}^{III} = \exp\left(\beta X_j + \gamma Y_{jm} + \eta_j\right) = \lambda_{jm}^{III}\phi_j \text{ avec } \phi_j = \exp\left(\eta_j\right), \quad (4.19)$$

où η_j est une variable aléatoire reflétant l'hétérogénéité non observée des localisations. On choisit pour ϕ_j une distribution gamma de paramètres $(\alpha^{-1}, \alpha^{-1})$. L'espérance de ϕ_j est alors égale à 1 et la variance de ϕ_j est égale à α. L'équation (4.12) devient

$$\Pr\left(Z_{jm} = z_{jm}\right) = \frac{\Gamma\left(z_{jm} + \alpha^{-1}\right)}{\Gamma\left(z_{jm} + 1\right)\Gamma\left(\alpha^{-1}\right)}\left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_{jm}}\right)^{\alpha^{-1}}\left(\frac{\lambda_{jm}}{\alpha^{-1} + \lambda_{jm}}\right)^{z_{jm}},$$
$$z_{jm} = 0, 1, 2, ..., \alpha > 0, \quad (4.20)$$

où $\Gamma(\cdot)$ est la fonction gamma, telle que

$$\Gamma(a) = \int_0^\infty \exp(-u)\, u^{a-1} \mathrm{d}u,\ a > 0. \quad (4.21)$$

La distribution donnée à l'équation (4.20) est une distribution NB2. Quand α tend vers 0, la distribution NB2 tend vers une distribution de Poisson. L'espérance de Z_{jm} et sa variance apparaissent du côté droit des égalités

$$\mathrm{E}\left(Z_{jm}\right) = \lambda_{jm} \text{ et } \mathrm{V}\left(Z_{jm}\right) = \lambda_{jm} + \alpha\left(\lambda_{jm}\right)^2. \quad (4.22)$$

Comme $\alpha > 0$, $\mathrm{V}(Z_{jm}) > \mathrm{E}(Z_{jm})$; il y a ainsi surdispersion. La log-vraisemblance est

$$\ln L = \sum_{j=1}^{J}\left\{\left[\sum_{h=0}^{z_{jm}-1}\ln\left(h + \alpha^{-1}\right)\right] - \ln\left(z_{jm}!\right) - \left(\alpha^{-1} + z_{jm}\right)\ln\left(\alpha^{-1} + \lambda_{jm}^{III}\right)\right.$$
$$\left. + \alpha^{-1}\ln\left(\alpha^{-1}\right) + z_{jm}\ln\left(\lambda_{jm}^{III}\right)\right\}. \quad (4.23)$$

Par rapport au modèle de Poisson, un paramètre supplémentaire, α, doit être estimé[7].

Puisque les valeurs des coefficients des modèles de Poisson dont nous nous servons sont identiques à celles des coefficients des modèles logit conditionnels qui découlent de l'approche par laquelle nous formalisons les décisions de localisation des entreprises, il nous faut aborder non seulement les inconvénients du modèle de Poisson, mais aussi ceux du modèle logit conditionnel. Nous avons évoqué ci-dessus la propriété IIA du modèle logit conditionnel. L'implication que nous avons énoncée semble souvent non appropriée d'un point de vue empirique. L'indépendance des états non pertinents est alors trop

[6] Voir plus loin le modèle de Poisson avec effets aléatoires.

[7] Les démonstrations relatives au modèle NB2, formulées de manière générale, figurent dans l'ouvrage de CAMERON et TRIVEDI (1998).

contraignante, ce qui révèle une limite du modèle. Plusieurs voies ont été empruntées pour adapter ce modèle à des situations dans lesquelles les localisations ne sont pas toutes des substituts parfaits. Une première méthode peut être appliquée quand la corrélation des caractéristiques non observées des localisations s'explique par le fait que l'effet de ces attributs dépasse les limites des unités spatiales mais ne se fait plus sentir au-delà d'une certaine distance, et quand, en conséquence, des localisations voisines sont de plus proches substituts que des localisations éloignées. Le risque qu'un tel phénomène se produise, donc que les états non pertinents ne soient pas indépendants, est d'autant plus élevé que les localisations sont plus nombreuses et de plus petite taille. Ainsi ce risque est-il très grand lorsque sont étudiées les décisions de localisation dans les zones d'emploi françaises. La solution proposée est la suivante : il s'agit de former des groupes de localisations voisines[8] et d'incorporer dans le modèle une variable muette pour chaque groupe. Grâce à ces variables muettes, le modèle tient compte des attributs non observés des localisations corrélés entre les localisations appartenant à un même groupe. Mais, si des attributs non observés sont corrélés entre les groupes, d'autres variables doivent être ajoutées. Cette voie a été suivie par BARTIK (1985), WOODWARD (1992), LEVINSON (1996), MANI, PARGAL et HUQ (1996) et HEAD, RIES et SWENSON (1999), entre autres.

Une deuxième méthode repose sur le modèle logit hiérarchisé. C'est ce modèle qu'ont privilégié, par exemple, HANSEN (1987) et MAYER et MUCCHIELLI (1999). La forme du modèle logit hiérarchisé la plus courante dans les études sur les déterminants du choix de localisation peut être illustrée à l'aide d'un arbre de décision à deux niveaux de localisation. Les localisations de niveau supérieur sont subdivisées en un certain nombre de localisations de niveau inférieur[9]. Chaque entrepreneur sélectionne une localisation de niveau supérieur en sachant qu'il doit aussi choisir une des localisations de niveau inférieur que réunit l'unité spatiale de niveau supérieur où il s'implante. Une variable qui dépend des caractéristiques de ces localisations de niveau inférieur (appelée « variable d'inclusion ») est introduite dans le modèle de choix de la localisation de niveau supérieur[10]. Cependant, la théorie économique fournit peu d'indications quant à la structure adéquate de l'arbre de décision et quant à l'influence des caractéristiques des localisations de niveau inférieur relativement à celle des attributs des localisations de niveau supérieur. En outre, les deux voies que nous venons de décrire obligent à admettre que les localisations rattachées à un même groupe de localisations voisines ou à un même ensemble de localisations de niveau inférieur sont des substituts parfaits.

Il existe une solution plus efficace que les deux précédentes pour éviter que les estimations des paramètres du modèle ne soient biaisées. Comme les deux autres, elle est utile quand la non-indépendance des états non pertinents provient d'une corrélation des attributs non observés des localisations. Inclure, dans le modèle, un effet spécifique pour chaque localisation fait complètement disparaître cette forme de corrélation. Toutes les caractéristiques non observées des unités spatiales, affectant le choix de localisation, sont

[8]Si les localisations sont les zones d'emploi françaises, les groupes peuvent être les régions administratives.

[9]Dans les travaux de MAYER et MUCCHIELLI (1999), le niveau supérieur est celui des pays et le niveau inférieur est celui des régions infranationales.

[10]Voir GREENE (2000, p. 866-867) pour plus de détails.

alors prises en considération. C'est par cette inclusion que se caractérise la solution plus efficace. Nous notons ξ_j l'effet spécifique pour la région ou la zone d'emploi j et nous l'insérons dans la fonction de profit (4.1), qui devient

$$\pi_{ij} = D_{ij} + \xi_j + \varepsilon_{ij}. \tag{4.24}$$

L'effet ξ_j est soit une variable aléatoire dont il faut postuler la distribution, soit une constante spécifique pour la région ou la zone d'emploi j.

Si ξ_j est une variable aléatoire, les valeurs des coefficients des modèles logit conditionnels tirés de l'équation (4.24) peuvent être obtenues par l'intermédiaire de modèles de Poisson avec effets aléatoires. Si ξ_j est une constante spécifique pour la région ou la zone d'emploi j, des modèles de Poisson avec effets fixes permettent de mettre au jour ces valeurs (FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD, 2002b). Le fait que les données dont nous disposons aient deux dimensions (l'une spatiale et l'autre sectorielle) rend possible l'usage de modèles de Poisson avec effets aléatoires ou de modèles de Poisson avec effets fixes[11].

Dans les modèles de Poisson avec effets aléatoires qui correspondent aux modèles logit conditionnels résultant de la fonction de profit (4.24), la variable Z_{jm} est distribuée selon une distribution de Poisson de paramètre ν_{jm}. De plus, l'effet spécifique pour la région ou la zone d'emploi j est multiplicatif ; il est noté ψ_j. L'espérance de Z_{jm} conditionnellement à ψ_j a pour expression

$$\mathrm{E}\left(Z_{jm}|\psi_j\right) = \nu_{jm} = \nu_{jm}^{II} = \exp\left(\beta X_j + \gamma Y_{jm} + \sum_{l=1}^{M} \delta_l S_l + \xi_j\right) = \lambda_{jm}^{II}\psi_j$$
$$\text{avec } \psi_j = \exp\left(\xi_j\right). \tag{4.25}$$

La technique d'estimation des paramètres des modèles de Poisson avec effets aléatoires est fondée sur la densité jointe de $(Z_{j1}, ..., Z_{jM})$. Celle-ci se note $\Pr\left(Z_{j1}, ..., Z_{jM}\right)$. On suppose que ψ_j suit une loi gamma de paramètres $(\alpha^{-1}, \alpha^{-1})$. On a alors

$$\Pr\left(Z_{j1}, ..., Z_{jM}\right) = \left[\prod_{m=1}^{M} \frac{(\lambda_{jm})^{z_{jm}}}{z_{jm}!}\right] \frac{\Gamma\left(\left(\sum_{m=1}^{M} z_{jm}\right) + \alpha^{-1}\right)}{\Gamma\left(\alpha^{-1}\right)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\left(\sum_{m=1}^{M} \lambda_{jm}\right) + \alpha^{-1}}\right)^{\alpha^{-1}}$$
$$\left(\left(\sum_{m=1}^{M} \lambda_{jm}\right) + \alpha^{-1}\right)^{-\sum_{m=1}^{M} z_{jm}}, \; z_{jm} = 0, 1, 2, ..., \; \alpha > 0. \tag{4.26}$$

La vraisemblance est égale au produit en j des densités jointes de $(Z_{j1}, ..., Z_{jM})$. La log-

[11] HAUSMAN, HALL et GRILICHES (1984) sont parmi les premiers à avoir développé ces modèles.

vraisemblance s'écrit

$$\ln L = \sum_{j=1}^{J} \left\{ \left[\sum_{m=1}^{M} \left(z_{jm} \ln \left(\lambda_{jm}^{II} \right) - \ln \left(z_{jm}! \right) \right) \right] - \left(\alpha^{-1} + \overline{z_j} \right) \ln \left(\overline{\lambda_j^{II}} + \alpha^{-1} \right) \right.$$
$$\left. + \alpha^{-1} \ln \left(\alpha^{-1} \right) + \sum_{h=0}^{\overline{z_j}-1} \ln \left(h + \alpha^{-1} \right) \right\} \text{ avec } \overline{z_j} = \sum_{m=1}^{M} z_{jm} \text{ et } \overline{\lambda_j^{II}} = \sum_{m=1}^{M} \lambda_{jm}^{II}. \quad (4.27)$$

Une même combinaison, celle qui associe la distribution de Poisson et la loi gamma, génère la distribution binomiale négative (voir plus haut) et la densité jointe dont le membre de droite de l'équation (4.26) est un exemple. De ce fait, cette densité est proche de la distribution binomiale négative et elle est parfois nommée « distribution multinomiale négative ».

Si, dans les modèles de Poisson avec effets aléatoires, les effets spécifiques pour les régions ou les zones d'emploi sont corrélés avec les caractéristiques de ces unités spatiales, les estimations des paramètres sont biaisées. Le problème de la corrélation de ces effets spécifiques et de ces caractéristiques ne se pose pas s'agissant des modèles de Poisson avec effets fixes. C'est pour cela que nous employons également ces modèles.

Les effets fixes font disparaître les effets des attributs des régions ou des zones d'emploi sans aspect sectoriel, regroupés dans le vecteur X. Pour cette raison, il faut apporter quelques modifications à la formalisation se rapportant aux modèles de Poisson avec effets aléatoires. Dans les modèles de Poisson avec effets fixes, le paramètre de la loi de Poisson que suit la variable Z_{jm} est noté $\widetilde{\nu}_{jm}$. On pose

$$\lambda_{jm} = \widetilde{\lambda}_{jm}^{II} = \exp \left(\gamma Y_{jm} + \sum_{l=1}^{M} \delta_l S_l \right). \quad (4.28)$$

L'espérance conditionnelle de Z_{jm} s'écrit

$$\mathrm{E}\left(Z_{jm} | \psi_j \right) = \widetilde{\nu}_{jm} = \widetilde{\nu}_{jm}^{II} = \exp \left(\gamma Y_{jm} + \sum_{l=1}^{M} \delta_l S_l + \xi_j \right) = \widetilde{\lambda}_{jm}^{II} \psi_j \text{ avec } \psi_j = \exp \left(\xi_j \right). \quad (4.29)$$

Deux méthodes d'estimation des paramètres des modèles de Poisson avec effets fixes seront exposées. La première peut être mise en pratique quand le nombre de localisations est peu élevé. On reformule alors l'espérance conditionnelle de Z_{jm} de sorte que

$$\mathrm{E}\left(Z_{jm} | \psi_j \right) = \widetilde{\nu}_{jm}^{II} = \exp \left(\gamma Y_{jm} + \sum_{l=1}^{M} \delta_l S_l + \sum_{k=1}^{J} \xi_k R_k \right) \text{ avec } \psi_j = \exp \left(\xi_j \right), \quad (4.30)$$

où R_k est une variable muette qui revêt la valeur 1 pour la localisation j et la valeur 0 pour les autres localisations. Les paramètres ξ_k sont estimés. L'expression de la log-vraisemblance est identique au côté droit de l'équation (4.17), à cela près que $\widetilde{\nu}_{jm}^{II}$ se

substitue à λ_{jm}^{II}. Cette méthode est inapplicable si l'ensemble des localisations est de grande taille, car les paramètres ξ_k attachés à un tel ensemble sont trop nombreux pour se prêter à une estimation.

La deuxième méthode, celle du maximum de vraisemblance conditionnelle, n'exige pas que l'ensemble des localisations soit de petite taille. Elle nécessite de déterminer une densité jointe conditionnelle de $(Z_{j1}, ..., Z_{jM})$. Ce qui conditionne $(Z_{j1}, ..., Z_{jM})$ est la variable $\sum_{m=1}^{M} Z_{jm}$. Cette densité se note $\Pr\left(Z_{j1}, ..., Z_{jM} | \sum_{m=1}^{M} Z_{jm}\right)$. On peut montrer que

$$\Pr\left(Z_{j1}, ..., Z_{jM} | \sum_{m=1}^{M} Z_{jm}\right) = \frac{\left(\sum_{m=1}^{M} z_{jm}\right)!}{\prod_{m=1}^{M} (z_{jm}!)} \prod_{m=1}^{M} \left(\frac{\lambda_{jm}}{\sum_{l=1}^{M} \lambda_{jm}}\right)^{z_{jm}}, \; z_{jm} = 0, 1, 2, ... \tag{4.31}$$

La log-vraisemblance conditionnelle est donnée dans l'équation

$$\ln CL = \sum_{j=1}^{J} \left\{ \ln\left[\left(\sum_{m=1}^{M} z_{jm}\right)!\right] - \sum_{m=1}^{M} \ln(z_{jm}!) + \sum_{m=1}^{M} z_{jm} \ln\left(\frac{\widetilde{\lambda}_{jm}^{II}}{\sum_{l=1}^{M} \widetilde{\lambda}_{jm}^{II}}\right) \right\}. \tag{4.32}$$

Le rôle de la log-vraisemblance conditionnelle est le même que celui que joue la log-vraisemblance dans les autres modèles[12].

Pour que les effets des caractéristiques des régions ou des zones d'emploi sans aspect sectoriel puissent être identifiés au moyen de modèles de Poisson avec effets fixes, il faudrait que les données aient, en plus des dimensions spatiale et sectorielle, une dimension temporelle[13] et qu'elles varient suffisamment dans le temps. Comme les données sur lesquelles nous nous appuyons n'ont pas cette dimension temporelle, c'est à l'aide des modèles de Poisson sans effets fixes ou aléatoires, des modèles NB2 et du modèle de Poisson avec effets aléatoires, uniquement, que seront appréhendés les effets des attributs des régions ou des zones d'emploi sans aspect sectoriel.

4.3 Les variables explicatives des modèles de choix de localisation

Dans les modèles logit conditionnels développés à la section 4.2, chaque entrepreneur choisit comme localisation la région ou la zone d'emploi dans laquelle le profit qu'il s'attend à réaliser est le plus grand, et le profit dépend de caractéristiques de la région ou de la zone d'emploi. Les variables expliquant la décision de localisation qui devront être retenues quand nous procéderons aux estimations économétriques sont donc les facteurs

[12]Pour des démonstrations semblables à celles qui aboutissent aux équations (4.27) et (4.32), voir CAMERON et TRIVEDI (1998, p. 299).

[13]Ou toute autre troisième dimension.

régionaux ou se rapportant aux zones d'emploi censés influer sur le profit attendu de l'entreprise. Les estimations feront apparaître les variables dont l'effet est significatif; ce sont ces variables qui, d'un point de vue empirique, constituent les déterminants du choix de localisation. Les principaux déterminants que les études existantes mettent en avant peuvent être classés en cinq catégories : la demande, les déterminants qui entrent en jeu sur les marchés des facteurs de production, les taxes et la fourniture de biens publics, les politiques d'attraction de l'investissement, et les facteurs à l'origine d'externalités.

4.3.1 La demande

Le rôle de la demande dans la décision de localisation vient immédiatement à l'esprit : une entreprise préfère s'établir là où la demande du bien qu'elle produit est forte. La demande est souvent mesurée à l'aide du revenu personnel ou du PIB. Certaines études se servent du revenu personnel de l'ensemble des habitants (ce que font HEAD, RIES et SWENSON (1999) par exemple[14]), d'autres du PIB généré par l'ensemble des agents économiques (MAYER et MUCCHIELLI, 1999), d'autres encore du revenu par tête (SHONKWILER et HARRIS, 1996).

L'étendue du marché de l'entreprise qui sélectionne une localisation pose problème. Si les limites de l'aire de marché de l'entreprise sont les mêmes que celles de l'unité spatiale où elle s'implante (région ou zone d'emploi dans les recherches que nous menons), il suffit de tenir compte de la demande émise par cette unité spatiale. En revanche, si l'aire de marché de l'entreprise englobe toutes les unités spatiales parmi lesquelles elle choisit une localisation (ce qui signifie, dans les travaux que nous réalisons, que son marché est national), la demande qu'émet une unité spatiale particulière est sans importance. HEAD, RIES et SWENSON (1999) et FRIEDMAN, GERLOWSKI et SILBERMAN (1992) envisagent des situations intermédiaires entre ces deux extrêmes. Les premiers font la somme des demandes émises par les unités spatiales voisines de celle où se localise l'entreprise et incorporent cette variable dans les modèles à côté de la demande qu'émet l'unité spatiale accueillant l'entreprise. Les seconds, comme d'autres, construisent une mesure gravitaire de la demande. Pour la localisation j, la mesure gravitaire est une fonction directe des demandes émises par les localisations k (y compris j) et une fonction inverse des distances entre la localisation j et les localisations k. Dans les deux cas, les auteurs avancent qu'une entreprise s'établissant *à proximité* d'une unité spatiale peut bénéficier de la demande s'exprimant à l'intérieur de cette unité spatiale. Les résultats des travaux s'intéressant à l'impact du revenu personnel ou du PIB sur le choix de localisation permettent d'affirmer que, quand cet effet est significatif, il est presque toujours tel qu'une demande élevée attire les entreprises.

À l'échelle des zones d'emploi françaises, qui sont des unités spatiales de petite taille, il nous semble que le pouvoir explicatif de la demande doit être faible. Une entreprise qui décide de se localiser dans une zone d'emploi peut facilement étendre son aire de marché aux zones d'emploi adjacentes, en particulier celles qui font partie de la région d'accueil de l'entreprise. Pour cette raison, dans le cas du choix de zone d'emploi, nous n'introduisons

[14] Chaque fois que nous citons des travaux en exemple dans cette section, nous donnons l'exemple qui, à notre connaissance, est le plus récent.

pas dans les modèles de variable reflétant la demande, mais nous le faisons dans le cas du choix de région. Nous apprécions la demande régionale au moyen du PIB régional par habitant en 1998.

4.3.2 Les facteurs entrant en jeu sur les marchés des facteurs de production

Le marché du travail

Les déterminants du choix de localisation liés au fonctionnement des marchés des facteurs de production seront présentés en commençant par ceux dont l'influence est transmise par l'intermédiaire du marché du travail. Une entreprise arbitre entre le coût du travail et le niveau de capital humain ou la qualité de sa main-d'œuvre. Toutes choses égales par ailleurs, en particulier le capital humain, l'entreprise doit *a priori* privilégier les localisations où le salaire est bas. Certaines recherches empiriques sont parvenues à le confirmer. On peut mentionner, par exemple, les travaux de LIST (2001) qui portent sur la localisation des unités de production d'entreprises étrangères et ceux de FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002a) dans lesquels est examinée la localisation des entreprises nationales. Cependant, aux conclusions de ces recherches s'opposent les résultats d'autres études. Dans celles de GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2000) et de HANSEN (1987), concernant respectivement la localisation des établissements à participation étrangère et la localisation des entreprises nationales, l'effet du salaire sur le choix de localisation n'est pas significatif[15]. En se limitant aux établissements des secteurs de l'équipement automobile, filiales d'entreprises japonaises, que les sociétés mères implantent aux États-Unis, SMITH et FLORIDA (1994) montrent que la probabilité qu'une unité spatiale accueille un établissement est plus grande là où le salaire est d'un plus haut niveau. En outre, dans les travaux de FRIEDMAN, GERLOWSKI et SILBERMAN (1992), qui considèrent les filiales d'entreprises étrangères, les résultats diffèrent selon la nationalité de la société mère : l'effet du salaire est significatif et négatif quand elle est japonaise, mais il est non significatif quand sa nationalité est l'une ou l'autre des nationalités européennes.

Le salaire ne représente qu'une partie du coût du travail. Les charges sociales sont une autre composante de ce coût. Les charges dues par le travailleur sont certes incluses dans le salaire brut, ce qui pourrait expliquer partiellement pourquoi les études qui, comme nous, ont recours à un modèle de choix discret ou à un modèle de comptage ne traitent presque jamais la question de l'impact des charges sociales sur le choix de localisation. Mais le salaire brut ne comprend pas les charges versées par l'employeur. MAYER et MUCCHIELLI (1999) sont parmi les seuls à se pencher sur la question formulée précédemment. Cependant, le type de charges sociales (charges salariales, charges patronales, ou leur somme) n'est pas précisé. Les résultats de MAYER et MUCCHIELLI (1999) indiquent qu'une localisation où les charges sociales sont faibles a plus de chances de voir s'implanter une entreprise qu'une localisation où ces charges sont fortes.

L'activité des syndicats est parfois regardée comme la source d'un coût supplémentaire attaché au facteur travail (FRIEDMAN, GERLOWSKI et SILBERMAN, 1992, p. 416),

[15] Des études plus anciennes pourraient aussi être citées.

en particulier pour les entreprises dont la production est intensive en ce facteur. Elle est jugée néfaste car il est reproché aux syndicats de perturber l'activité de l'entreprise en déclenchant des grèves, d'intervenir dans la gestion du processus de production en imposant des règles sociales rigides et des procédures de réclamation, et d'orienter en leur faveur les décisions des gouvernements. En revanche, quand peu de travailleurs sont syndiqués, les entreprises tirent parti d'une économie en termes de coût du travail et peuvent librement introduire des changements en matière d'organisation. Certains de ces changements amènent à gérer la production de façon flexible et à établir des rapports de travail non hiérarchiques entre les membres d'une même entreprise. Il est donc peu surprenant que des études aient réussi à vérifier que les entreprises préfèrent se localiser là où la proportion de travailleurs syndiqués, ou une mesure équivalente, est basse, l'impact de cette variable pouvant être considérable (voir WOODWARD (1992) par exemple) ou modéré (voir SMITH et FLORIDA (1994)). Cependant, il est possible que l'efficacité productive des travailleurs syndiqués soit supérieure à celle des travailleurs non syndiqués. C'est cette explication que proposent COUGHLIN, TERZA et ARROMDEE (1991) lorsqu'ils mettent au jour un effet positif (auquel conduisent toutes leurs spécifications sauf une) de l'activité syndicale sur le choix de localisation. Elle pourrait être pertinente également s'agissant de certaines estimations que FRIEDMAN, GERLOWSKI et SILBERMAN (1992) ont réalisées, celles qui se rapportent aux filiales d'entreprises japonaises implantées aux États-Unis par les sociétés mères.

Des travaux empiriques ont mis le taux de chômage au rang des déterminants potentiels du choix de localisation. Son rôle est ambigu. Un fort taux de chômage en une localisation peut être le signal, perçu par les entrepreneurs, d'une grande disponibilité de la main-d'œuvre dans cette unité spatiale. De ce fait, un tel taux de chômage devrait attirer les entreprises. Les résultats des recherches de COUGHLIN, TERZA et ARROMDEE (1991) se prêtent tous à cette interprétation. Il faut néanmoins remarquer que, si les hypothèses de concurrence pure et parfaite sont remplies sur le marché du travail, il est inutile d'incorporer simultanément le salaire *et* le taux de chômage dans les modèles : sous ces hypothèses, le salaire traduit exactement en termes de prix la disponibilité de la main-d'œuvre. Un taux de chômage élevé peut aussi révéler l'existence d'importantes rigidités sur le marché du travail. L'assurance chômage, si elle accroît la durée moyenne du chômage ou si elle encourage les travailleurs à hausser leur salaire de réserve, est une cause de ces imperfections du marché du travail. On trouve également parmi ces causes, qui font l'objet de nombreux débats, le salaire minimum et la faible mobilité géographique des travailleurs. Par ailleurs, quand la qualité de vie est moins bonne dans une unité spatiale affichant un taux de chômage considérable que dans une autre, il est vraisemblable qu'un travailleur mobile exige, pour accepter une proposition d'emploi dans l'unité spatiale la moins favorisée, un salaire supérieur à celui qu'il demanderait pour le faire dans l'autre unité spatiale. Enfin, la demande de biens est sans doute plus faible dans une unité spatiale où le chômage, relativement à la population active, est largement répandu que dans une autre unité spatiale. Pour ces différentes raisons, les entrepreneurs peuvent privilégier les localisations où les chômeurs, à proportion des actifs, sont peu nombreux. WOODWARD (1992) met ce phénomène en lumière. Ses conclusions contredisent les résultats empiriques précédents.

Il est possible que l'embauche d'un travailleur dont le salaire est plus haut que ce-

lui d'un autre soit pour une entreprise une décision rationnelle. Il faut pour cela que le travailleur le mieux rémunéré soit plus productif que l'autre. Ce qui importe pour un entrepreneur qui en a conscience n'est pas le salaire en lui-même mais le salaire en comparaison de la productivité. C'est pourquoi WOODWARD (1992) et FRIEDMAN, GERLOWSKI et SILBERMAN (1992) font figurer non seulement le salaire mais aussi la productivité du travail parmi les facteurs susceptibles d'être des déterminants du choix de localisation. Le premier met en évidence le fait qu'une productivité élevée des travailleurs incite les entreprises à s'implanter là où ces travailleurs exercent leur activité. Les conclusions des seconds relatives à la productivité varient de la même façon que celles que nous avons évoquées ci-dessus et qui ont trait au salaire, avec cette fois-ci un effet significatif et positif ou non significatif.

Une des raisons pour lesquelles un travailleur est plus productif qu'un autre est qu'il possède un plus grand stock de capital humain. Le capital humain d'un individu se renforce lorsqu'il suit une formation, que ce soit avant d'entrer dans la vie active ou en cours de carrière, ou qu'il accumule de l'expérience. Il se réduit lorsque ses connaissances deviennent obsolètes ou qu'il perd les connaissances qu'il avait acquises auparavant. Un individu pourvu d'un capital humain bien développé est en mesure, notamment, d'améliorer de manière continue le système productif d'une entreprise ou de s'intégrer facilement dans une équipe de travail. En conséquence, le salaire qu'un entrepreneur est disposé à verser est plus fort pour un travailleur qualifié que pour un autre travailleur, quelles que soient les compétences que la qualification procure au salarié, intellectuelles ou manuelles. Le niveau d'études tient souvent lieu d'indicateur de la qualité de la main-d'œuvre ; il est supposé refléter la faculté d'apprentissage des travailleurs et la capacité qu'ils ont de mettre en œuvre de nouvelles techniques. Plus précisément, l'indicateur retenu est soit la part, dans la population, des individus ayant atteint un niveau d'études donné ou de ceux l'ayant dépassé, soit le nombre d'années d'études médian. Les recherches empiriques qui s'appuient sur le premier indicateur (les travaux de COUGHLIN et SEGEV (2000) par exemple) aboutissent presque toutes à une conclusion identique : il est plus probable qu'une entreprise se localise là où le niveau d'études est plus élevé. Ce résultat apparaît également quand est utilisé le deuxième indicateur (ce qui est fait dans la contribution de WOODWARD (1992)), mais il est alors peu robuste.

La variable de salaire dont nous faisons usage est le salaire brut annuel moyen en 1999. Il s'obtient en divisant la masse des salaires bruts qu'ont versés les entreprises en 1999 par le nombre de postes rémunérés au dernier jour de cette année. Nous ne disposons de données de salaire qu'à l'échelle régionale. Les taux des cotisations sociales, en France, sont les mêmes pour tout le territoire. L'étude de la localisation dans les régions ou les zones d'emploi françaises ne nécessite donc pas de prendre en considération une variable de charges sociales. Le fait que seul un petit nombre de travailleurs soient adhérents d'un syndicat, en France, à la fin des années 1990, nous amène à négliger l'effet de la proportion de travailleurs syndiqués ou d'une mesure équivalente sur le choix de localisation. Nous évaluons le taux de chômage en calculant les valeurs de la part des chômeurs dans la population active totale en 1999. La définition du chômage que nous adoptons est une définition large : les personnes au chômage sont celles qui se disent chômeurs sauf si

elles déclarent par ailleurs ne pas rechercher de travail[16]. La population active totale est composée principalement des actifs occupés et des chômeurs. Comme la productivité du travail est très certainement corrélée avec le niveau de capital humain ou la qualité de la main-d'œuvre et que nous nous intéressons à l'influence des deuxièmes sur le choix de localisation, nous n'envisageons pas l'impact de la première. Nous mesurons la qualité de la main-d'œuvre au moyen de la part, en 1999, des individus titulaires d'un diplôme de niveau supérieur dans la population de quinze ans ou plus. Précisons que nous appelons « diplôme de niveau supérieur » tout diplôme universitaire de deuxième ou de troisième cycle, tout diplôme d'ingénieur ou tout autre diplôme d'une grande école. Les variables représentant le taux de chômage et la qualité de la main-d'œuvre sont incluses dans les modèles de choix de région et dans les modèles de choix de zone d'emploi.

Les marchés des autres facteurs de production

Dans la catégorie des déterminants du choix de localisation formée de ceux qui entrent en jeu sur les marchés des facteurs de production, on trouve, outre le coût du travail, le coût de la terre. Des observations directes du prix de la terre destinée aux activités de production n'ont presque jamais été employées dans les recherches empiriques portant sur la localisation des entreprises et fondées sur un modèle de choix discret ou un modèle de comptage, la contribution de HANSEN (1987) faisant exception[17]. BARTIK (1985) avance que la densité de population peut constituer une approximation du prix de ce type de terre car les agents économiques qui acquièrent la terre à des fins résidentielles et ceux qui le font à des fins de production se concurrencent sur le marché de ce bien. C'est à cette approximation que recourent la plupart des travaux relatifs au rôle du coût de la terre dans la décision de localisation et de la même famille que ceux déjà cités dans cette section. Parmi eux, les travaux de MANI, PARGAL et HUQ (1996) et de FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002a) font apparaître un effet significatif et négatif de ce coût sur le choix de localisation. Le fait que seules ces deux études y parviennent est quelque peu surprenant, à en juger par l'importance du coût de la terre dans la théorie néoclassique de la localisation. Faute de mieux, la densité de population en 1999 nous sert d'indicateur du coût de ce facteur. Elle est définie par le ratio de la population, en 1999, à la superficie. Nous mettons la densité de population au rang des déterminants potentiels du choix de localisation que le modèle soit défini à l'échelle des régions ou qu'il le soit au niveau des zones d'emploi. Selon GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2000, p. 125), l'approximation qui consiste à apprécier le coût de la terre à l'aide de la densité de population est d'autant moins grossière que les unités spatiales sont de plus petite taille. Elle semble donc de bonne qualité pour les zones d'emploi françaises.

Les coûts de facteurs de production autres que le travail ou la terre sont susceptibles d'affecter le choix de localisation. Évoquons d'abord le coût de l'énergie. CARLTON (1983) montre que la probabilité qu'une localisation accueille un établissement est beaucoup plus basse là où le prix de l'électricité est plus élevé. Dans les travaux de SCHMENNER, HUBER et COOK (1987) est examiné l'impact du coût de l'énergie tous combustibles confondus ; les conclusions de cette étude s'opposent à celles de CARLTON (1983). De plus,

[16]Voir plus loin les sources des données.

[17]Dans cette étude, l'effet du coût de la terre sur le choix de localisation n'est pas significatif.

SCHMENNER, HUBER et COOK (1987) se penchent sur l'effet du coût de la construction. Leurs résultats permettent d'affirmer que les établissements évitent les localisations où ce coût est considérable. Nous supposons que le coût de l'énergie et celui de la construction ne varient pas, en France, suivant la localisation. De ce fait, nous procéderons aux estimations économétriques sans chercher à savoir si, dans le cas de la France à la fin des années 1990, ces coûts influent sur le choix de région ou de zone d'emploi.

L'importance des coûts de transport dans la sélection d'une localisation est plus fréquemment étudiée que celle du coût de l'énergie ou du coût de la construction. Elle est appréhendée de manière indirecte, par l'intermédiaire de la distance. L'hypothèse sous-jacente est que les coûts de transport dépendent positivement de la distance. Les recherches menées au niveau d'un pays et traitant de l'effet de la distance sur le choix d'une unité spatiale à l'intérieur du pays tiennent souvent compte de l'éloignement existant entre l'unité spatiale et les principales villes du pays (voir FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002a) par exemple). Une telle démarche est appropriée quand les biens produits par les entreprises doivent être acheminés vers les marchés de ces centres urbains ou que ces derniers sont les seuls où puisse être satisfaite la demande de biens intermédiaires dont les entreprises ont besoin. Parmi les biens intermédiaires qui ne sont fournis que dans les principales villes d'un pays, il faut mentionner les services des grandes institutions financières et les services des administrations. Certaines analyses empiriques considèrent la distance en ligne droite et d'autres la distance par route. Dans le premier cas, l'unité de mesure de la distance est une unité du système métrique. Il peut s'agir également, dans le deuxième cas, d'une unité de temps ; le terme « distance » signifie alors « temps de parcours ». Cette conception est adaptée à une approximation des coûts de transport par la distance, car l'hypothèse sous-jacente énoncée ci-dessus est parfois justifiée en mettant en avant une relation croissante entre le temps nécessaire au transport et les coûts de transport. Quelle que soit l'unité de mesure, les travaux empiriques aboutissent à une conclusion très robuste : les entreprises privilégient les localisations qui sont proches des villes principales.

La seule variable de distance que puisse comporter un modèle de choix de région formulé pour la France est la distance séparant Paris du lieu où les entreprises sont susceptibles de s'implanter. Mais l'existence de métropoles régionales nous incite à penser que le pouvoir explicatif d'une telle variable, *toutes choses égales par ailleurs*, est modeste. En conséquence, nous n'incorporons pas de variable de distance dans les modèles de choix de région. En ce qui concerne les modèles de choix de zone d'emploi, il nous semble pertinent d'utiliser, en tant que variable explicative, la distance qui sépare la localisation où les entreprises peuvent s'établir du chef-lieu (ou de la ville principale) de la région à laquelle appartient la localisation[18]. Cependant, les zones d'emploi sont trop nombreuses pour que nous puissions calculer les valeurs de cette variable. Un autre problème réside dans le fait que la distance n'est qu'une approximation des coûts de transport. Nous préférerions faire reposer les estimations économétriques sur des données de coûts de transport généralisés semblables à celles qu'exploitent COMBES et LAFOURCADE (2001). Dans leur étude, les coûts de transport sont la somme d'un coût qui est fonction de

[18]Une valeur de cette variable est par exemple la distance entre la zone d'emploi de Dunkerque et la ville de Lille.

la distance et d'un coût d'opportunité du temps. Le premier comprend les achats de carburant, de pneus, les dépenses de maintenance et les péages, et le deuxième les salaires, les dépenses d'assurance et la dépréciation des moyens de transport. Nous ne disposons pas de telles données.

4.3.3 Les taxes et la fourniture de biens publics

Parmi les effets que les caractéristiques des unités spatiales (régions ou zones d'emploi par exemple) ont sur le choix de localisation, certains sont véhiculés par les marchés ; ce sont quelques-uns d'entre eux que nous avons décrits jusqu'ici. D'autres ne le sont pas : les actions des gouvernements leur donne naissance, intentionnellement ou non. C'est le cas, en particulier, de l'impact des taxes.

Le rôle des taxes dans la décision de localisation d'une entreprise a souvent été analysé, notamment dans le champ du développement régional. Néanmoins, cette question continue d'être débattue et elle est encore l'objet de controverses. Le niveau des taxes est une des seules grandeurs économiques sur lesquelles les gouvernements ont une autorité directe. C'est pourquoi les incitations fiscales sont pour eux des instruments de politique économique très importants[19]. Ils les mettent fréquemment au service de leurs objectifs de développement. Cet usage très répandu suggère que les gouvernants sont convaincus que les taxes influent sur le choix de localisation d'une entreprise.

Pourtant, les résultats empiriques sur ce sujet sont contradictoires. Leur hétérogénéité s'observe quand les types de taxes sont distingués les uns des autres. Les taxes que les entreprises ont à supporter sont très diverses ; certaines sont assises sur leur revenu, d'autres sont des taxes sur la propriété. Dans les travaux de BARTIK (1985), l'effet du taux de taxe sur le revenu est significatif et négatif, alors que celui du taux de taxe sur la propriété est non significatif au seuil de 5 %. D'autres études de l'impact des taxes sur le choix de localisation sont faites secteur par secteur plutôt que pour l'ensemble de l'activité économique. Les conclusions de certaines d'entre elles diffèrent suivant le secteur (voir par exemple PAPKE (1991)). Par ailleurs, les résultats peuvent dépendre de la variable grâce à laquelle est évaluée la charge fiscale. Deux variables communément employées sont le ratio des taxes à la population et le ratio des taxes au PIB ou au revenu personnel. COUGHLIN et SEGEV (2000) constatent que les entreprises tendent à écarter les localisations où le ratio des taxes au PIB est d'un haut niveau, mais que leur comportement de localisation n'est pas fonction du ratio des taxes à la population. Enfin, les conclusions varient d'une étude empirique à l'autre même lorsque le type de taxes et la variable fiscale sont identiques. Dans la contribution de FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002b), une localisation où les taxes sur la propriété, par habitant, sont fortes a moins de chances de bénéficier de l'implantation d'une entreprise qu'une localisation où cette variable prend une petite valeur. En revanche, dans celle de WOODWARD (1992), les taxes sur la propriété, par habitant, n'ont pas d'effet significatif.

La mise en évidence de l'impact des taxes sur le choix de localisation soulève plusieurs problèmes. Comme le rappelle PAPKE (1991, p. 48), il n'est pas possible de connaître

[19]Nous reviendrons plus loin sur les politiques d'attraction des entreprises.

le taux de taxe effectif auquel sont soumises les entreprises en se limitant à un unique taux de taxe nominal. Nous ne sommes pas en mesure de déterminer un taux de taxe effectif et nous effectuerons les estimations sans avoir résolu ce problème. D'autre part, une entreprise formée de plusieurs établissements, en particulier une entreprise multinationale, peut implanter une de ses filiales dans une unité spatiale et soustraire cette filiale aux taxes sur le revenu que le gouvernement de cette unité spatiale cherche à percevoir (WOODWARD, 1992, p. 697). Elle le fait en assignant le revenu de la filiale à un établissement de l'entreprise localisé dans une autre unité spatiale. Pour cela, les biens et services que la filiale d'où provient réellement le revenu se procure auprès de l'autre établissement sont transférés à un prix que la société mère fixe de sorte qu'il soit supérieur au prix de marché. En France, les taxes sur le revenu des entreprises sont définies au niveau national et non à l'échelle régionale ou locale[20]. Ces taxes ne sont donc pas des déterminants du choix de région ou de zone d'emploi et le problème du transfert de revenu ne se pose pas dans une étude des facteurs expliquant ce choix.

L'existence de taxes réduit le profit des entreprises de manière directe, mais elle peut aussi l'accroître de façon indirecte. Il faut pour cela que les taxes financent la fourniture de biens publics dont les entreprises tirent parti. Plus généralement, certaines dépenses publiques peuvent affecter la décision de localisation d'une entreprise. Il s'agit avant tout des dépenses liées aux infrastructures de transport ou à l'éducation. La plupart des travaux empiriques qui ont trait à l'impact des dépenses publiques et qui s'appuient sur un modèle de choix discret ou un modèle de comptage s'en tiennent aux infrastructures routières. La contribution de COUGHLIN, TERZA et ARROMDEE (1991) fait exception : ces auteurs étendent leurs recherches aux infrastructures ferroviaires et aéroportuaires. Leur conclusion est la même quel que soit le type d'infrastructures de transport : des infrastructures bien développées attirent les entreprises. Les autres études révèlent l'effet de la simple présence d'une autoroute (voir par exemple COUGHLIN et SEGEV (2000)) ou celui de la densité des autoroutes, c'est-à-dire le ratio de la longueur des autoroutes à la superficie (voir BARTIK (1985)). Les résultats sont identiques à ceux de COUGHLIN, TERZA et ARROMDEE (1991) et ils sont très robustes.

En France, les autorités régionales (le terme « régional » se rapportant aux régions administratives) décident de taux qui s'appliquent à l'assiette de certaines taxes, par exemple la taxe professionnelle ou la taxe foncière sur les propriétés bâties. En revanche, les zones d'emploi françaises n'étant pas des divisions administratives, aucune taxe ne varie selon la zone d'emploi. Dans les recherches que nous menons, l'impact des taxes sur le choix de localisation ne peut donc être appréhendé qu'à l'échelle régionale. Nous faisons usage d'une seule variable fiscale, le taux régional de taxe professionnelle en 1999. Parmi les taxes pour lesquelles il existe un taux régional, la taxe professionnelle est la plus critiquée par les entrepreneurs, car son niveau est jugé excessif. L'effet du taux régional de taxe professionnelle devrait donc être négatif. Si, malgré tout, il était positif, il serait assimilé à celui des dépenses publiques, mais il ne serait alors qu'une approximation.

[20]Il existe cependant une exception : une très petite partie de la taxe professionnelle, taxe qui relève de la compétence des autorités infranationales, est assise sur le revenu.

4.3.4 Les politiques d'attraction de l'investissement

Pour favoriser le développement économique des unités spatiales où ils exercent le pouvoir, les gouvernements s'engagent dans des politiques d'attraction des entreprises. Nous avons déjà abordé quelques-uns des instruments par lesquels ces politiques sont mises en œuvre. Le gouvernement d'une unité spatiale peut accorder des exemptions de taxes, ou tout au moins des réductions de celles-ci, aux entreprises qui choisissent cette unité spatiale comme localisation[21]. Ces incitations fiscales sont tellement courantes que, aux États-Unis notamment, les entrepreneurs estiment qu'ils sont certains d'en bénéficier (HEAD, RIES et SWENSON, 1999, p. 198). Elles sont à la base de la compétition fiscale entre les localisations.

Un gouvernement a aussi la possibilité d'orienter volontairement les dépenses publiques vers la satisfaction des besoins spécifiques des entreprises qu'il souhaite accueillir. Les incitations de ce type consistent par exemple en la construction d'infrastructures de transport nécessaires aux entreprises ou en la formation des travailleurs qu'elles sont susceptibles d'embaucher.

D'autres dépenses publiques n'ont pas été mises en lumière précédemment car elles ne s'inscrivent que dans des programmes d'attraction des entreprises. Ces dépenses sont celles qu'engendrent les subventions facilitant l'acquisition de terrains, la construction de bâtiments ou l'achat de biens d'équipement, les aides au financement des investissements, ou encore l'assistance à la recherche-développement[22]. Si chaque programme pris isolément n'a qu'un impact très limité sur le choix de localisation d'une entreprise mais que la juxtaposition des programmes joue un rôle important dans sa décision, il est pertinent d'inclure dans les modèles un indice qui synthétise les divers programmes. C'est ce que fait par exemple WOODWARD (1992). Dans ses travaux, comme dans d'autres, l'effet de l'indice synthétique des politiques d'attraction des entreprises n'est pas significatif. Cette absence de significativité pourrait trouver son origine dans le fait que le calcul d'un tel indice est toujours quelque peu arbitraire. Bien que se heurtant au même problème, LUGER et SHETTY (1985) montrent que, dans un des trois secteurs qu'ils étudient (celui de la production de machines industrielles), la probabilité qu'une unité spatiale voit s'implanter une entreprise est plus élevée là où l'indice est d'un plus haut niveau ; cela témoigne, pour ce secteur, d'une certaine efficacité des politiques d'attraction.

La dernière catégorie de dépenses publiques que nous présenterons est celle qui réunit les dépenses que le gouvernement d'une unité spatiale fait pour fournir gracieusement aux entrepreneurs des informations sur cette unité spatiale, ce qui devrait les inciter à s'y localiser. Ces informations sont souvent de nature comparative et portent principalement sur la fiscalité et l'offre de biens publics. Elles sont transmises grâce à des missions commerciales et à des campagnes publicitaires. La politique fondée sur les dépenses qu'occasionne la diffusion des informations est surtout suivie quand le gouvernement cherche à convaincre des entrepreneurs d'un pays qui n'est pas le sien ; elle est alors une politique d'attraction de l'investissement direct étranger. Dans les travaux existants qui mettent au jour l'effet

[21] HEAD et RIES (1996, p. 47) mentionnent également, entre autres politiques d'attraction, l'assouplissement de la réglementation du travail.

[22] Cette liste n'est pas exhaustive.

d'une telle politique sur le choix de localisation d'un établissement et qui reposent sur un modèle de choix discret ou un modèle de comptage, ce ne sont pas uniquement les sommes dépensées pour informer les investisseurs qui sont prises en considération, mais, plus largement, les sommes dépensées pour l'attraction de l'investissement direct étranger (voir notamment FRIEDMAN, GERLOWSKI et SILBERMAN (1992)). Empiriquement, on observe que les dépenses faites par le gouvernement d'une unité spatiale influent positivement sur la probabilité que cette unité spatiale soit choisie comme localisation.

Les comptes des régions françaises qui font l'objet de publications sont trop peu détaillés pour que nous puissions disposer, à l'échelle régionale, de données relatives aux politiques d'attraction des entreprises. D'autre part, de telles politiques ne sont pas mises en application au niveau des zones d'emploi françaises, car ces zones ne sont pas des divisions administratives.

4.3.5 Les facteurs à l'origine d'externalités

Les facteurs générant des économies d'agglomération

Le déterminant du choix de localisation sur lequel nous nous concentrons dans ce qui suit est à la base du processus d'agglomération des entreprises, c'est-à-dire du processus par lequel elles se regroupent en un même lieu. Si les entreprises s'agglomèrent, c'est que chacune d'elles préfère s'implanter là où d'autres sont déjà présentes. Les choix de localisation sont alors cumulatifs : l'implantation d'un producteur dans une unité spatiale (pays, région, zone d'emploi ou autre) rend cette unité spatiale plus attractive pour les entreprises qui, ultérieurement, auront à sélectionner une localisation. Le fait qu'un producteur s'ajoute aux entreprises déjà présentes dans une unité spatiale est la propre cause d'une expansion supplémentaire, car il entraîne une amélioration de la situation de l'unité spatiale du point de vue du facteur ayant initialement conduit le producteur à s'y localiser. En s'établissant dans une unité spatiale où des entreprises sont agglomérées, un producteur profite d'économies externes à son entreprise mais internes à la localisation. Ces économies externes, ou externalités positives, sont appelées « économies d'agglomération ». Comme les autres externalités, elles sont le résultat d'interactions des agents économiques. Selon que les interactions se produisent en dehors des marchés ou qu'elles font intervenir des prix, les économies externes sont qualifiées d'externalités technologiques ou d'externalités pécuniaires. Dans le premier cas, les économies d'agglomération affectent la technique de production des entreprises et, par là, leur profit ; dans le deuxième, les économies d'agglomération se traduisent par des effets directs sur le profit des entreprises. L'existence d'économies d'agglomération fait que la probabilité qu'une unité spatiale soit choisie comme localisation est liée de manière positive à la présence d'entreprises dans cette unité spatiale.

On distingue traditionnellement deux catégories d'économies d'agglomération, les économies de localisation[23] et les économies d'urbanisation. Les premières sont les économies qu'une entreprise d'un secteur donné tire de l'agglomération, là où elle est localisée, d'entreprises du secteur auquel elle appartient. La définition des secondes n'a pas d'aspect

[23] Remarquons que cette expression est peu explicite.

sectoriel : ce sont les économies qui proviennent de l'agglomération, dans une unité spatiale, des entreprises en général et qu'exploitent toutes les entreprises implantées dans cette unité spatiale.

Il existe plusieurs types d'économies de localisation. Ceux-ci sont souvent caractérisés en reformulant en termes contemporains les trois grands avantages de l'agglomération des entreprises d'un secteur particulier exposés par MARSHALL (1891) : l'agglomération crée une large réserve de main-d'œuvre très qualifiée (*pooled market for workers with specialized skills*), facilite le développement d'un réseau de fournisseurs de biens intermédiaires spécialisés, et rend possibles des transferts de connaissances entre les agents économiques qui se font sans donner naissance à un coût (*knowledge spillovers*). Un producteur réalise une économie en se localisant dans une unité spatiale où les travailleurs qui ont la qualification adaptée à ses besoins sont nombreux, car le coût de la recherche de ces travailleurs y est plus faible qu'ailleurs. D'autre part, une entreprise qui s'implante là où les fournisseurs de biens intermédiaires spécialisés sont établis évite les coûts de transport qu'elle aurait à supporter pour se procurer ces biens si elle se localisait ailleurs. Enfin, dans une unité spatiale où des connaissances sont transférées entre les agents économiques, l'apprentissage est rapide et les innovations d'une entreprise peuvent être combinées à celles des autres. De ce fait, une entreprise, si elle s'implante dans une telle unité spatiale, voit son activité croître davantage que si elle choisissait une autre localisation.

Par ailleurs, le processus d'agglomération des entreprises dans une unité spatiale, qu'elles soient du même secteur ou non, s'accompagne d'une extension des infrastructures de transport (internationalisation des aéroports ou augmentation du tonnage des ports maritimes par exemple) et d'une diversification des services aux entreprises dans cette unité spatiale. Un producteur qui s'y localise bénéficie d'économies d'urbanisation sous la forme d'un accès à ces infrastructures et à ces services qui, suite à leur évolution, sont sources de recettes élevées et de coûts modérés.

Les travaux empiriques que nous avons déjà cités s'intéressent presque tous aux économies d'agglomération. Certaines contributions se servent exclusivement de variables définies pour l'activité économique dans son ensemble quand elles cherchent à associer des valeurs au facteur à l'origine des économies d'agglomération[24]. Le plus souvent, il s'agit du nombre d'établissements, du niveau de l'emploi ou du niveau de la production, chacune de ces variables étant relative à l'industrie manufacturière (voir WOODWARD (1992) pour la première variable, COUGHLIN et SEGEV (2000), entre autres, pour la deuxième, et MANI, PARGAL et HUQ (1996) pour la troisième). La variable est parfois combinée à une autre quantité. Dans l'étude de COUGHLIN, TERZA et ARROMDEE (1991), l'emploi est divisé par la superficie de façon à obtenir une densité. COUGHLIN et SEGEV (2000) calculent les valeurs du ratio de l'emploi manufacturier à l'emploi total. Quelle que soit la variable, un résultat très robuste se dégage : le facteur à la base des économies d'agglomération a un effet positif sur le choix de localisation d'une entreprise. Mais l'usage de variables sans dimension sectorielle, comme les trois précédentes, peut être critiqué. GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2000) jugent ces variables grossières car elles ne permettent pas d'isoler les économies de localisation. De telles variables rendent les

[24] Ces études n'examinent que les choix de localisation des entreprises de l'industrie manufacturière.

analyses peu précises. Les économies d'agglomération qu'elles font apparaître sont des économies d'urbanisation. Ainsi la grandeur par laquelle COUGHLIN, TERZA et ARROMDEE (1991) tiennent compte des économies d'agglomération reflète-t-elle uniquement, dans les travaux de FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002a), le facteur engendrant des économies d'urbanisation.

Les études de la même famille que celles mentionnées ci-dessus mais qui se penchent sur les économies de localisation introduisent pour cela dans les modèles le nombre d'établissements du secteur dont fait partie l'entrepreneur sélectionnant une localisation, une grandeur qui est fonction de ce nombre (voir par exemple HEAD, RIES et SWENSON (1999) ou FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002b)), ou encore le niveau de l'emploi du secteur ou une grandeur qui dépend de ce dernier (voir, entre autres, HANSEN (1987) ou FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002a)). Une nouvelle fois, certains auteurs combinent le nombre d'établissements ou l'emploi à une autre quantité. FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002b, 2002a) utilisent le ratio du nombre d'établissements du secteur à la superficie ou le ratio de l'emploi du secteur à l'emploi tous secteurs manufacturiers confondus[25]. Remarquons qu'ils n'explicitent pas les raisons pour lesquelles ils adoptent le nombre d'établissements dans une de leur contribution et l'emploi dans l'autre. Quoi qu'il en soit, le fait que la variable soit l'emploi plutôt que le nombre d'établissements importe peu, ce que l'on constate en comparant les résultats de ces travaux et aussi ceux des autres. L'effet que le facteur générant des économies de localisation a sur le choix d'une unité spatiale fait par une entreprise est presque toujours significatif et positif. Il faut cependant souligner que les trois types d'économies de localisation décrits plus haut ne sont pas dissociés les uns des autres.

Les recherches empiriques les plus complètes sont celles qui envisagent simultanément les économies de localisation et les économies d'urbanisation. Les études qui le font grâce à un modèle de choix discret ou à un modèle de comptage se différencient par la variable à laquelle elles ont recours pour déterminer le rôle du facteur à l'origine des économies d'urbanisation. Elles se distinguent aussi par le champ de l'activité économique auquel est appliquée cette variable. Plus précisément, la variable est soit le nombre d'établissements de l'industrie manufacturière, soit le nombre d'établissements de l'ensemble des activités secondaires et tertiaires, soit le niveau de l'emploi de l'industrie manufacturière. FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002b) divisent la deuxième de ces variables par la superficie, tandis que MAYER et MUCCHIELLI (1999), notamment, laissent la première telle quelle. Dans d'autres études, en particulier celle de FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002a), est employé le ratio de la troisième variable à la superficie[26]. De manière originale, c'est au moyen du nombre de travailleurs qualifiés de l'ensemble des activités manufacturières et minières que HANSEN (1987) appréhende le facteur à la base des économies d'urbanisation. L'effet de ce facteur sur le choix de localisation d'une entreprise est, dans cette contribution, significatif au seuil de 10 % et positif. Dans les

[25]Des recherches moins récentes s'appuient également sur ce dernier ratio.

[26]Puisque FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002a) retiennent une densité dans le cas des économies d'urbanisation, ils pourraient aussi le faire dans le cas des économies de localisation. Pourtant, ils choisissent une autre grandeur (voir le corps du texte), sans justifier la différence de traitement entre les deux catégories d'économies d'agglomération.

autres travaux, le facteur qui engendre des économies d'urbanisation influe très souvent de façon significative et positive sur le choix de localisation. Les résultats sont presque aussi robustes que ceux qui concernent les économies de localisation.

L'agglomération d'entreprises n'appartenant pas au secteur du producteur qui fait un choix de localisation peut être pour ce producteur une source d'économies. Nous nous contenterons d'aborder les économies qui découlent de l'agglomération des entreprises du secteur de service et dont profitent les producteurs de l'industrie manufacturière. Celles-ci sont étudiées par GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2000). Ces auteurs avancent qu'une entreprise s'implantant dans une unité spatiale où sont regroupés les fournisseurs de services commerciaux et financiers a une plus forte productivité qu'une entreprise se localisant ailleurs. Ils font figurer dans les modèles dont ils estiment les coefficients la part du secteur de service dans l'emploi, cela afin de mettre au jour les économies d'agglomération générées par les entreprises de ce secteur. Signalons que, selon eux, l'effet de cette grandeur peut être assimilé à une économie d'urbanisation. Les résultats de GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2000) indiquent clairement que les entreprises de l'industrie manufacturière ont une préférence pour les localisations où les fournisseurs de services sont agglomérés, et donc que les économies d'agglomération qui trouvent leur origine dans le secteur de service sont importantes.

Les économies d'agglomération sont la conséquence d'interactions des agents, comme nous l'avons rappelé ci-dessus. La distance au-delà de laquelle ces interactions ne se produisent plus pose problème. D'une part, GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2000) soutiennent, en se référant à l'ouvrage de MARSHALL (1891), que les économies d'agglomération ne sont transmises qu'à l'intérieur d'unités spatiales de petite taille. Pour que le rôle des économies d'agglomération puisse être connu avec exactitude, ils préconisent d'appliquer les modèles de choix de localisation à des unités spatiales peu étendues. Ils mettent en pratique leur recommandation en estimant les coefficients d'un tel modèle à l'échelle des *concelhos* portugais. D'autre part, HEAD, RIES et SWENSON (1995) suggèrent que les économies d'agglomération dépassent les limites d'unités spatiales de grande taille. Pour cette raison, HEAD, RIES et SWENSON (1995, 1999), qui traitent des déterminants du choix de localisation au niveau des États fédérés américains, ajoutent les uns aux autres les nombres d'établissements des localisations voisines de l'unité spatiale où s'implante une entreprise[27]. Cela les amène à construire plusieurs variables car ils distinguent le nombre d'établissements nationaux du secteur de l'entreprise, le nombre d'établissements étrangers de ce secteur et le nombre total d'établissements étrangers. Ils incorporent ces variables dans les modèles qui sous-tendent les estimations auxquelles ils procèdent[28]. Les variables définies pour les localisations limitrophes ont presque toujours un effet significatif et positif. Cependant, l'effet n'est pas significatif dans le cas du nombre d'établissements étrangers tous secteurs confondus. Un producteur qui se localise dans une unité spatiale bénéficie donc d'économies d'agglomération générées dans les unités spatiales limitrophes, mais tous les établissements ne sont pas à l'origine de telles économies.

[27] Une autre solution serait d'utiliser une mesure gravitaire (voir le paragraphe 4.3.1).

[28] Dans ces modèles sont également incluses des variables qui représentent des facteurs à la base d'économies d'agglomération et qui ne dépendent pas de caractéristiques des unités spatiales voisines de celle où l'entreprise se localise.

Les résultats des travaux empiriques qui portent sur les économies d'agglomération peuvent être critiqués en mettant en avant le caractère arbitraire des limites des unités spatiales à l'échelle desquelles sont recueillies les données. Il s'agit souvent de limites administratives, et non économiques. SMITH et FLORIDA (1994) substituent aux limites administratives un cercle de 250 miles de rayon tracé autour de la localisation où s'implante une entreprise. Mais le rayon de ce cercle est arbitraire et la critique précédente ne disparaît pas complètement. Dans la contribution de SMITH et FLORIDA (1994), la substitution n'est faite que pour une variable explicative. Celle-ci s'obtient en dénombrant certains établissements. Ces établissements sont des unités de production situées en aval dans la filière d'une entreprise d'amont qui a à choisir une localisation ; de ce fait, ils sont des clients potentiels de cette entreprise. L'effet de cette variable diffère selon l'ensemble de localisations à l'aide duquel est effectuée l'estimation ; il est soit significatif et positif, soit non significatif. Ce n'est que dans le premier cas qu'il est possible d'affirmer que la présence de clients dans un rayon de 250 miles autour d'un fournisseur influe sur le choix de localisation de celui-ci en engendrant des économies d'agglomération. Modifier la nature des limites des unités spatiales rend donc les conclusions en termes d'économies d'agglomération un peu moins robustes.

Compte tenu des données dont nous disposons, nous pouvons introduire de deux façons les facteurs à l'origine d'économies d'agglomération dans les modèles de choix de localisation. D'une part, nous avons la possibilité de faire usage de l'emploi total et de l'emploi sectoriel. Cela permettrait de dissocier les économies d'urbanisation et les économies de localisation. D'autre part, bien que nous n'ayons pas à notre disposition de données sur le nombre d'établissements par secteur, nous pouvons recourir au nombre d'établissements tous secteurs confondus. Nous privilégions le nombre d'établissements : il nous semble plus proche du concept d'économies d'agglomération que l'emploi. À défaut de données plus récentes, nous retenons le nombre d'établissements total de l'année 1997. Nous faisons figurer ce nombre dans les modèles de choix de région et dans les modèles de choix de zone d'emploi. Nous ne le combinons pas à une autre quantité. Comme le remarquent MAYER et MUCCHIELLI (1999, note 8), se conformer aux modèles théoriques nécessite de ne pas s'appuyer sur une combinaison de ce type. Deux commentaires supplémentaires doivent être faits au sujet du nombre d'établissements. Il est vraisemblable que le nombre d'établissements d'une localisation (et, plus généralement, son niveau d'activité économique) soit corrélé avec les attributs non observés de cette localisation qui attirent les entreprises. Si c'est le cas, le coefficient du nombre d'établissements reflète partiellement les effets de ces caractéristiques non observées. Par ailleurs, dans une unité spatiale où le nombre d'établissements est considérable, la concurrence sur le marché des produits de cette unité spatiale est vive. Cela incite les entreprises à sélectionner une autre localisation. Cet effet, qui pourrait se traduire par un signe négatif pour le coefficient du nombre d'établissements, s'oppose aux effets des facteurs qui sont sources d'économies d'agglomération.

Les facteurs que reflètent la concentration spatiale et la spécialisation

Une forte concentration spatiale de l'activité économique à l'intérieur d'un pays ou d'une région infranationale ou un bas degré de spécialisation de ce pays ou de cette région peuvent conduire les entreprises à choisir cette unité spatiale comme localisation.

Pour le comprendre, il nous faut revenir sur les externalités de connaissance (*knowledge spillovers*) que nous avons évoquées plus haut. Nous avons vu qu'une entreprise peut préférer s'implanter là où elle tire avantage de transferts de connaissances sans qu'elle ait à supporter un coût. Les transferts s'effectuent par la voie de la rotation des travailleurs qualifiés entre les entreprises ou par celle des contacts directs (COMBES, 2000, p. 331). Ces externalités de connaissance sont conditionnées par la proximité physique des entreprises car celle-ci, en stimulant les interactions des entreprises, rend possible une communication sans coût. Si les entreprises sont proches les unes des autres, il existe entre elles un flux de connaissances ayant trait par exemple aux marchés ou aux innovations. Dans ce dernier cas, les externalités sont nommées « retombées technologiques » (*technological spillovers*).

Il nous paraît nécessaire de clarifier la notion de proximité. Si les unités spatiales ne sont pas décomposées en unités plus petites, le nombre d'entreprises suffit pour évaluer la proximité de ces entreprises. Sous l'hypothèse que nous venons d'énoncer, les entreprises sont d'autant plus proches dans une unité spatiale qu'elles y sont plus nombreuses. C'est cette représentation de l'espace, à un seul échelon géographique, qu'adoptent implicitement MARSHALL (1891) et, après lui, presque tous les auteurs des études empiriques sur les déterminants du choix de localisation que nous avons citées[29]. Il est donc peu surprenant que le nombre d'entreprises ait été employé en tant qu'indicateur d'un facteur à la base d'externalités de connaissance (voir HEAD, RIES et SWENSON (1995)). Cependant, si le territoire est découpé en emboîtant deux échelons géographiques (un niveau supérieur et un niveau inférieur, tels que les unités spatiales de niveau supérieur sont formées d'unités spatiales de niveau inférieur), la proximité des entreprises dans une unité spatiale de niveau supérieur n'est pas uniquement fonction de leur nombre. Les entreprises d'une unité spatiale sont plus proches les unes des autres que celles d'une autre unité spatiale ayant le même nombre d'entreprises quand la concentration des entreprises est plus forte à l'intérieur de la première unité spatiale qu'à l'intérieur de la deuxième. Il faut, pour pouvoir apprécier la concentration existant à l'intérieur d'une unité spatiale, que celle-ci soit elle-même constituée d'unités spatiales car la concentration des entreprises à l'intérieur de l'unité spatiale de niveau supérieur repose sur leur répartition entre les unités spatiales de niveau inférieur. Le lien entre la proximité et les externalités de connaissance prend ici la forme d'une relation entre la concentration spatiale et ces externalités. Celle-ci explique que la concentration spatiale soit susceptible d'affecter le choix de localisation d'une entreprise.

Puisque, dans les recherches que nous menons, sont considérés deux échelons spatiaux emboîtés, celui des régions et celui des zones d'emploi, il est possible de mesurer la concentration spatiale de l'activité économique à l'intérieur des régions ; nous le faisons en calculant les valeurs d'indices d'Hellinger. Nous optons pour l'indice d'Hellinger plutôt que pour un autre indicateur en raison de ses caractéristiques de forme et de ses propriétés favorables, explicitées par VALEYRE (1993).

L'indice de concentration spatiale d'Hellinger est une mesure de la concentration relative : il se construit en comparant la répartition de l'activité économique entre des

[29]Les contributions fondées sur le modèle logit hiérarchisé (voir la section 4.2) font exception, mais elles négligent l'aspect de la proximité des entreprises exposé plus loin dans le corps du texte.

unités spatiales et la répartition d'un élément de référence entre ces unités spatiales. La concentration relative de l'activité économique est d'un haut niveau lorsque les unités spatiales qui réalisent une large part de l'activité ont une faible part dans l'élément de référence, et inversement. Nous envisageons non seulement la concentration spatiale de l'activité économique tous secteurs confondus, mais aussi la concentration du secteur de l'entrepreneur faisant un choix de localisation. Ne disposant pas de données sur le nombre d'établissements par secteur, nous appliquons l'indicateur de la concentration de ce secteur à l'emploi du secteur. Afin que l'indicateur de la concentration de l'activité économique tous secteurs confondus soit semblable à l'indicateur de la concentration du secteur, nous en déterminons les valeurs en utilisant l'emploi total. D'autre part, la superficie nous sert d'élément de référence. Un indicateur comme l'indice d'Hellinger est sans doute plus proche de la notion de concentration *spatiale* lorsque l'élément de référence est la superficie que lorsque cette fonction est remplie par une autre quantité, par exemple l'emploi tous secteurs confondus.

Une fois les variables précisées, nous pouvons donner les expressions des indicateurs. L'indice d'Hellinger s'écrit, dans le cas de la concentration de l'activité tous secteurs confondus à l'intérieur de la région j,

$$HELLCONC_j = \sum_{k=1}^{K_j} \left(\sqrt{\frac{L_k}{\sum_{k=1}^{K_j} L_k}} - \sqrt{\frac{A_k}{\sum_{k=1}^{K_j} A_k}} \right)^2 \tag{4.33}$$

et, dans le cas de la concentration du secteur m à l'intérieur de la région j,

$$HELLCONC_{jm} = \sum_{k=1}^{K_j} \left(\sqrt{\frac{L_{km}}{\sum_{k=1}^{K_j} L_{km}}} - \sqrt{\frac{A_k}{\sum_{k=1}^{K_j} A_k}} \right)^2, \tag{4.34}$$

où k désigne la zone d'emploi, où K_j est le nombre de zones d'emploi de la région j, et où L_k, L_{km} et A_k sont, pour la zone d'emploi k, l'emploi total, l'emploi du secteur m et la superficie respectivement. Les données d'emploi nécessaires au calcul des valeurs de ces indicateurs et des indicateurs suivants (équations (4.35) et (4.36)) sont relatives à l'année 1999. Nous faisons figurer les indices $HELLCONC_j$ et $HELLCONC_{jm}$ parmi les variables explicatives des modèles de choix de région. Si les externalités de connaissance sont plus intenses dans une région à l'intérieur de laquelle la concentration spatiale de l'activité économique est élevée que dans une région à l'intérieur de laquelle elle est basse, la concentration intrarégionale doit avoir un effet positif sur le choix de région. Cependant, un haut niveau de concentration à l'intérieur d'une région peut créer de la congestion et générer ainsi des externalités négatives, que les entreprises évitent en s'implantant dans une autre région. L'influence de la congestion sur le choix de région est contraire à celle des externalités de connaissance. De ce fait, l'effet de la concentration intrarégionale pourrait être négatif.

Les externalités de connaissance sont liées non seulement à la concentration spatiale,

mais aussi à la spécialisation ou à la variété sectorielle. De la littérature économique se dégagent deux points de vue s'agissant de l'origine sectorielle des externalités de connaissance. D'une part, les externalités dites de Marshall-Arrow-Romer proviennent du secteur de l'entreprise qui en tire parti. Ces externalités sont favorisées par la surreprésentation de ce secteur dans l'unité spatiale où l'entreprise est localisée. Afin de mettre au jour l'effet que la surreprésentation d'un secteur a, par l'intermédiaire d'externalités de connaissance, sur le choix de localisation d'une entreprise de ce secteur, nous faisons usage d'un indicateur appelé « indice de Balassa » en économie internationale, que nous formulons en termes d'emploi. Nous l'incorporons dans les modèles dont les coefficients sont estimés à l'échelle des régions et dans ceux dont les coefficients le sont au niveau des zones d'emploi. Pour la région ou la zone d'emploi j et le secteur m, il est défini par

$$BAL_{jm} = \frac{\frac{L_{jm}}{L_j}}{\frac{L_m}{L}}, \tag{4.35}$$

où L_{jm} et L_j sont, respectivement, l'emploi du secteur m et l'emploi tous secteurs confondus pour la localisation j, et où L_m et L sont, respectivement, l'emploi du secteur m et l'emploi tous secteurs confondus pour la France dans son ensemble. Cet indicateur est conçu de manière à appréhender l'importance du secteur m dans l'emploi de la région ou de la zone d'emploi j relativement à l'importance de ce secteur dans l'emploi du pays, c'est-à-dire la spécialisation de la localisation j dans le secteur m par rapport au pays. En ce sens, il est un indicateur non synthétique de spécialisation[30]. GLAESER *et al.* (1992) et COMBES (2000) ont recours à un indice de Balassa analogue à celui dont l'équation (4.35) est une définition formelle. Cependant, ils ne s'intéressent pas à son effet sur le choix de localisation ; ils recherchent une corrélation entre cet indicateur et la croissance de l'emploi.

D'autre part, les externalités dites de Jacobs sont engendrées à l'extérieur du secteur de l'entreprise qui en profite. Si celle-ci est en situation d'incertitude quant au secteur qui donne naissance aux externalités, elle privilégie une localisation où la variété sectorielle est forte de façon à avoir de grandes chances de bénéficier d'externalités. En d'autres termes, la variété sectorielle sous-tend les externalités de connaissance potentielles et, par là, elle a un effet sur le choix de localisation. Nous étudions cet effet à l'échelle des régions et au niveau des zones d'emploi. Pour cela, nous exploitons la relation décroissante existant entre un indicateur de variété sectorielle et un indicateur synthétique de spécialisation. À la différence d'un indicateur non synthétique de spécialisation, un indicateur synthétique tient compte de la totalité de la structure sectorielle d'une unité spatiale. Il permet d'apprécier le caractère inégalitaire de la répartition de l'activité économique de l'unité spatiale entre les secteurs. En cela, il fournit une information sur le degré de spécialisation de l'unité spatiale[31] ou, inversement, sur sa variété sectorielle.

[30] Remarquons que l'indice de Balassa ne se distingue pas d'un indicateur non synthétique de concentration spatiale relative : si on récrit l'indicateur BAL_{jm} sous la forme $(L_{jm}/L_m)\,/\,(L_j/L)$, on voit qu'il mesure le poids de la localisation j dans l'emploi du secteur m en comparaison du poids de cette localisation dans l'emploi tous secteurs confondus, autrement dit la concentration du secteur m dans l'unité spatiale j par rapport à l'activité économique dans son ensemble.

[31] Il ne s'agit pas du degré de spécialisation de l'unité spatiale dans un secteur.

Les indicateurs synthétiques de spécialisation que nous retenons (définis l'un au niveau des régions, l'autre à l'échelle des zones d'emploi) sont des indices d'Hellinger. Chacun s'appuie sur une comparaison de la structure sectorielle d'une unité spatiale et de la structure sectorielle d'un élément de référence. Plus la structure sectorielle de l'unité spatiale s'écarte de celle de l'élément de référence, donc plus le degré de spécialisation de l'unité spatiale est élevé, plus la valeur que prend l'indicateur est grande. La grandeur à laquelle nous appliquons ces indicateurs est l'emploi. L'élément de référence est l'emploi pour la France dans son ensemble. En notant j l'unité spatiale (région ou zone d'emploi) et s le secteur, les indices de spécialisation d'Hellinger s'écrivent sous la forme

$$HELLSPEC_j = \sum_{s=1}^{S} \left(\sqrt{\frac{L_{js}}{L_j}} - \sqrt{\frac{L_s}{L}} \right)^2 , \tag{4.36}$$

où S est le nombre de secteurs et où L_{js}, L_j, L_s et L représentent, respectivement, l'emploi du secteur s pour la localisation j, l'emploi tous secteurs confondus pour la localisation j, l'emploi du secteur s pour la France dans son ensemble et l'emploi tous secteurs confondus pour la France dans son ensemble.

À notre connaissance, un indicateur synthétique de spécialisation, qui est une mesure relative, n'a jamais été employé dans les travaux empiriques concernant les déterminants de la localisation des entreprises et fondés sur un modèle de choix discret ou un modèle de comptage. La mesure absolue qui correspond à cette mesure relative, par exemple un indice de Herfindahl, ne l'a été que par ARAUZO CAROD (2002). Cette mesure absolue ne dépend que de la structure sectorielle d'une unité spatiale ; elle peut être appelée « indicateur d'absence de diversité sectorielle ». Plusieurs études ayant trait aux déterminants de la croissance de l'emploi se sont penchées sur l'effet d'un indicateur d'absence de diversité sectorielle. Dans ces contributions, les observations ont à la fois une dimension spatiale et une dimension sectorielle. Pour chaque observation, HENDERSON, KUNCORO et TURNER (1995), HENDERSON (1997) et MAUREL (1997) prennent en considération la valeur d'un indicateur de l'absence de diversité sectorielle à l'extérieur du secteur, dans l'unité spatiale, plus précisément la valeur d'un indice de Herfindahl qui est fonction des parts que tous les secteurs, autres que celui pour lequel est faite l'observation, ont dans l'activité économique de l'unité spatiale[32].

Une mesure absolue telle que l'indice d'absence de diversité sectorielle de Herfindahl a cependant un inconvénient. La part d'un secteur dans l'emploi d'une unité spatiale peut être supérieure à celle d'un autre secteur simplement parce que le premier secteur est plus intensif en travail que le deuxième. Plus généralement, les différences d'intensité en travail entre les secteurs font que la répartition de l'emploi de l'unité spatiale entre les secteurs est inégalitaire, ce qui amène une valeur élevée d'un indicateur d'absence

[32] COMBES (2000), qui analyse la croissance de l'emploi à l'aide d'observations faites pour les différents secteurs dans les différentes zones d'emploi françaises, construit une variable explicative en divisant l'inverse d'un indice de Herfindahl pour la zone d'emploi par l'inverse d'un indice de Herfindahl pour le pays, ces indices étant analogues à ceux des trois études citées dans le corps du texte. Par ailleurs, dans les travaux de GLAESER *et al.* (1992), la mesure qui joue le rôle d'indicateur d'absence de diversité sectorielle néglige les secteurs dont les parts dans l'activité économique sont les plus faibles.

de diversité sectorielle. Mettre en parallèle la structure sectorielle de l'emploi de l'unité spatiale et celle d'un élément de référence fait partiellement disparaître l'influence des différences d'intensité en travail. C'est pourquoi une mesure relative comme l'indice de spécialisation d'Hellinger (4.36) nous semble plus appropriée qu'une mesure absolue pour rendre apparent l'effet qu'une répartition égalitaire de l'activité économique entre les secteurs a sur le choix de localisation.

4.3.6 Les données

L'estimation des coefficients des modèles de Poisson de la section 4.2, équivalente à celle des coefficients des modèles logit conditionnels, nécessite deux types de données. Les données du premier type sont celles qui se rapportent à la variable au moyen de laquelle les choix de localisation sont introduits dans les modèles de Poisson ; il s'agit donc des nombres de producteurs qui s'implantent dans les différentes régions ou dans les différentes zones d'emploi. Les données du deuxième type sont relatives aux attributs des régions ou des zones d'emploi décrits dans les paragraphes 4.3.1 à 4.3.5 et qui sont les variables explicatives des modèles de Poisson.

Dans les travaux que nous réalisons, les nombres de producteurs faisant un choix de localisation sont les nombres d'établissements créés au cours de l'année 2000. Il nous faut ici dissocier l'établissement et l'entreprise. Un établissement est une unité de production occupant un point de l'espace. Une entreprise est une personne juridique formée d'un ou plusieurs établissements. La localisation d'une entreprise est fixée au lieu où est implanté son siège social. Substituer les nombres d'entreprises aux nombres d'établissements aboutirait donc à ne traiter que des déterminants des choix de localisation des sièges sociaux. En outre, chaque entreprise ou chaque établissement doit être rattaché à un unique secteur. Cela pose moins de problèmes dans le cas des établissements que dans le cas des entreprises car l'activité des premiers est plus homogène que celle des secondes. Nous n'envisageons que les créations pures d'établissements. Une création pure est la création d'un établissement jusqu'alors inexistant. Elle entraîne l'installation de nouveaux moyens de production. Les créations pures se distinguent des créations par réactivation, par reprise ou consécutives à des transferts géographiques, qui ne sont des créations que d'un point de vue administratif. Toutes les créations d'établissements n'impliquent pas une décision de localisation ; les créations pures sont parmi celles qui en exigent une.

Les données sur le nombre d'établissements créés en 2000 sont tirées du répertoire SIRENE, qui est géré par l'INSEE. Dans le répertoire SIRENE sont enregistrés toutes les entreprises et tous les établissements (y compris les filiales d'entreprises étrangères) implantés en France. Ce répertoire comprend par exemple les établissements des sociétés commerciales, des commerçants, des artisans ou des personnes exerçant une profession libérale. Il contient, entre autres, des informations sur l'activité principale exercée par chaque établissement, sur sa localisation, sur la date de sa création et sur la nature de celle-ci. La première de ces informations confère une dimension sectorielle aux données dont nous nous servons. Le niveau de désagrégation sectorielle est celui de la NES16 (nomenclature économique de synthèse à seize secteurs). L'agriculture et le secteur des services financiers n'apparaissent pas dans la base de données obtenue auprès de l'INSEE. Puisque presque aucun établissement du secteur administratif n'a été créé en France en 2000, nous

excluons ce secteur de la base de données. Les secteurs ne sont donc qu'au nombre de treize[33]. Soulignons que certains de ces secteurs sont des secteurs secondaires, d'autres des secteurs tertiaires, alors que la grande majorité des études existantes qui portent sur les déterminants des choix de localisation des producteurs et qui reposent sur un modèle de choix discret ou un modèle de comptage se limite à l'industrie manufacturière[34].

Les variables explicatives des modèles de Poisson sont des facteurs caractérisant les régions ou les zones d'emploi à la fin des années 1990 (voir les paragraphes 4.3.1 à 4.3.5). Les sources des données sur ces facteurs sont presque toutes le résultat des travaux de l'INSEE. Seule la source des données sur la fiscalité ne l'est pas. Ajoutons que la nomenclature sectorielle sous-jacente aux valeurs de l'indicateur synthétique de spécialisation est la NES36 pour les régions et la NES16 pour les zones d'emploi et que toutes les variables explicatives sont incluses dans les modèles sous forme logarithmique.

Les décisions de localisation sont celles qui ont été prises au cours de l'année 2000, alors que les valeurs des variables explicatives sont celles qu'elles revêtent à la fin des années 1990. Cet écart d'une ou plusieurs années traduit une des hypothèses que nous faisons : nous supposons que les producteurs choisissent leur localisation en observant la situation passée des régions ou des zones d'emploi. En d'autres termes, les caractéristiques des régions ou des zones d'emploi, si elles jouent un rôle dans les décisions des producteurs, le font avec retard. Nous ne nous interrogeons pas sur l'amplitude temporelle d'un tel décalage. HENDERSON (1997) examine cette question dans des travaux concernant les déterminants de la croissance.

Le tableau 4.1 donne, pour chaque déterminant potentiel du choix de région, le signe attendu du coefficient de la variable explicative, la moyenne et l'écart type des données relatives à cette variable ainsi que la source de ces données. Le tableau 4.2 est l'analogue du tableau 4.1 pour les zones d'emploi. Les figures 4-1 et 4-2 rendent apparente la répartition, entre les régions et les zones d'emploi respectivement, des établissements créés en 2000. Ces cartes sont relatives à l'activité économique dans son ensemble. Elles indiquent, sous forme d'intervalle, le nombre d'établissements de chaque région et de chaque zone d'emploi[35]. Les recherches que nous menons contribuent à la compréhension des différences entre unités spatiales que les deux cartes font ressortir.

4.4 Les déterminants du choix de région

La concentration spatiale et la spécialisation n'ont, à notre connaissance, jamais été introduites dans des modèles de choix discret ou des modèles de comptage utilisés en vue de mettre au jour les déterminants du choix de localisation d'une entreprise. Pour savoir si les facteurs représentés par les indicateurs de concentration spatiale et de spécialisation

[33]Industries agricoles et alimentaires, industries des biens de consommation, industrie automobile, industries des biens d'équipement, industries des biens intermédiaires, énergie, construction, commerce, transports, activités immobilières, services aux entreprises, services aux particuliers, secteur de l'éducation, la santé, l'action sociale.

[34]La contribution de BAUDEWYNS (1999) est un contre-exemple.

[35]Ces cartes ont été réalisées à l'aide du logiciel MapInfo.

Déterminant du choix de région	Signe attendu	Moyenne	Écart type	Source des données
Demande (PIB par habitant en 1998)	+	11,752	0,141	Comptes régionaux
Salaire (salaire brut annuel moyen en 1999)	−	11,842	0,076	Déclarations annuelles de données sociales
Taux de chômage (part des chômeurs dans la population active en 1999)	?	−2,061	0,199	Publication issue du recensement de la population
Niveau de capital humain (part des personnes les plus diplômées dans la population de 15 ans ou plus en 1999)	+	−2,763	0,252	Publication issue du recensement de la population
Coût de la terre (densité de population en 1999)	−	4,533	0,745	Publication issue du recensement de la population
Taxes (taux de taxe professionnelle en 1999)	−	−1,362	9,984	Fichier élaboré par la Direction générale des collectivités locales
Nombre d'établissements tous secteurs confondus en 1997	+	11,347	0,775	Répertoire SIRENE
Concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus ($HELLCONC$)	+	−2,109	0,631	Publication issue du recensement de la population
Concentration intrarégionale du secteur ($HELLCONC_m$)	+	−1,757	0,705	Publication issue du recensement de la population
Surreprésentation du secteur (BAL_m)	+	−0,096	0,502	Publication issue du recensement de la population
Degré de spécialisation ($HELLSPEC$)	−	−3,600	0,460	Publication Insee Résultats

Note : toutes les variables explicatives en logarithme

TAB. 4.1: Les variables explicatives des modèles de choix de région et les données correspondantes

Déterminant du choix de zone d'emploi	Signe attendu	Moyenne	Écart type	Source des données
Taux de chômage (part des chômeurs dans la population active en 1999)	?	$-2,123$	$0,265$	Publication issue du recensement de la population
Niveau de capital humain (part des personnes les plus diplômées dans la population de 15 ans ou plus en 1999)	+	$-3,002$	$0,377$	Publication issue du recensement de la population
Coût de la terre (densité de population en 1999)	−	$4,439$	$1,083$	Publication issue du recensement de la population
Nombre d'établissements tous secteurs confondus en 1997	+	$8,377$	$0,894$	Répertoire SIRENE
Surreprésentation du secteur (BAL_m)	+	$-0,624$	$4,640$	Publication issue du recensement de la population
Degré de spécialisation ($HELLSPEC$)	−	$-3,000$	$0,684$	Publication issue du recensement de la population

Note : toutes les variables explicatives en logarithme

TAB. 4.2: Les variables explicatives des modèles de choix de zone d'emploi et les données correspondantes

définis à la section 4.3 contribuent globalement à l'explication du choix de région ou du choix de zone d'emploi et si cette contribution est de grande ampleur, nous spécifions les modèles de la section 4.2 d'une part en excluant ces indicateurs et d'autre part en les prenant en considération. Les spécifications[36] diffèrent également selon que d'autres variables explicatives sont incorporées ou non dans les modèles. Les spécifications sans indicateurs de concentration spatiale ou de spécialisation sont proches de celles des études antérieures sur les déterminants du choix de localisation ; les conclusions peuvent donc être comparées. Nous détaillons, dans cette section, les résultats portant sur les coefficients des spécifications des modèles de choix de région. À la section 4.5, nous exposerons les conclusions s'appuyant sur les spécifications des modèles dont les coefficients sont estimés à l'échelle des zones d'emploi.

Les estimations des coefficients des modèles de choix de région[37] génèrent des résultats que nous présenterons en envisageant d'abord les modèles de Poisson sans effets spécifiques pour les localisations (estimations de types I, II et III, voir la section 4.2) et le modèle NB2 (estimation de type III), puis le modèle de Poisson avec effets aléatoires et le modèle de Poisson avec effets fixes.

[36] Ce que nous appelons « spécification » est une spécification au sens large du terme : elle se caractérise non seulement par une forme fonctionnelle mais aussi par un ensemble de variables explicatives.

[37] Ces estimations ont été réalisées à l'aide des logiciels Limdep 7.0 et TSP 4.4.

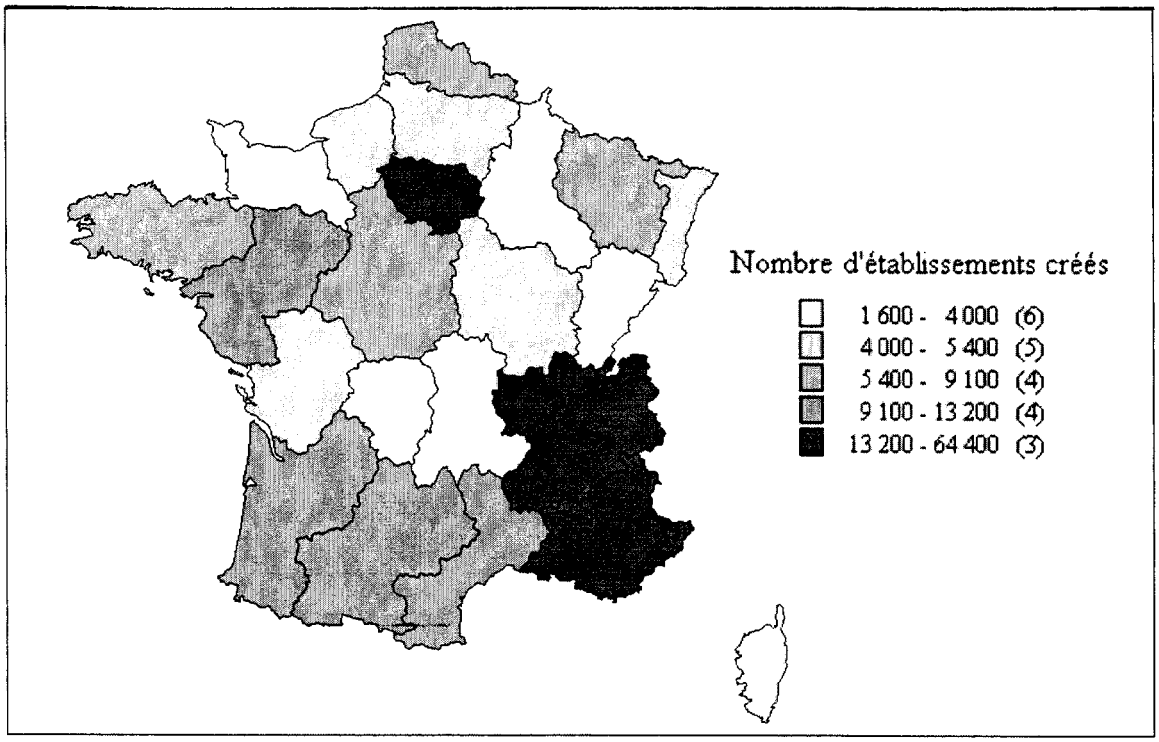

FIG. 4-1: Les établissements créés en 2000 (créations pures), par région, tous secteurs confondus

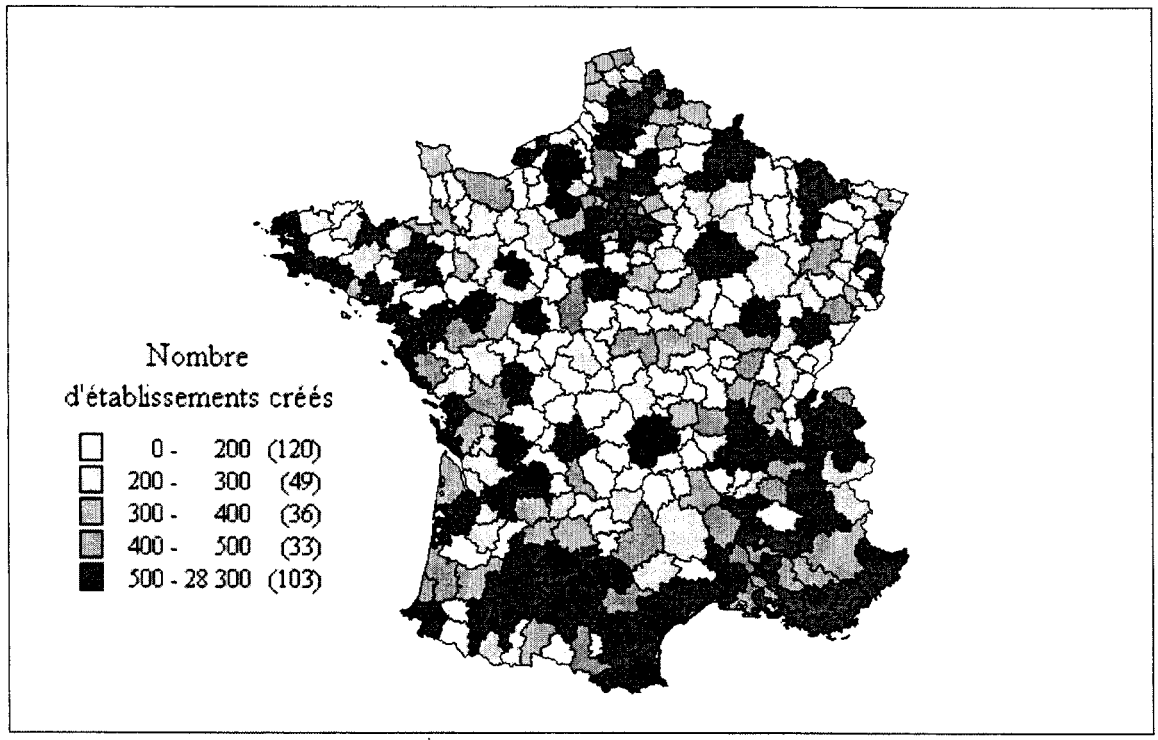

FIG. 4-2: Les établissements créés en 2000 (créations pures), par zone d'emploi, tous secteurs confondus

4.4.1 Les estimations sans effets spécifiques pour les régions

Les estimations sans dimension sectorielle

Le tableau 4.3 fournit les coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques dans le cas de l'estimation de type I, c'est-à-dire quand les secteurs ne sont pas distingués les uns des autres (voir les équations (4.13) et (4.16)). Il contient également les valeurs de la log-vraisemblance ($\ln L$), de la log-vraisemblance contrainte ($\ln L_0$), de la statistique du ratio de vraisemblance (LR) et de l'indice du ratio de vraisemblance ou pseudo-R^2 (LRI). L'expression de la log-vraisemblance apparaît dans l'équation (4.16). La valeur de $\ln L$ s'obtient en insérant dans cette expression les données et les valeurs des paramètres qui maximisent le membre de droite de l'équation (4.16). La log-vraisemblance contrainte est la log-vraisemblance d'un modèle de Poisson sans effets spécifiques dans le cas de l'estimation de type I tel qu'est imposée une restriction de nullité des coefficients autres que la constante. La statistique du ratio de vraisemblance se calcule à partir de la log-vraisemblance et de la log-vraisemblance contrainte. On a

$$LR = -2\left(\ln L_0 - \ln L\right). \tag{4.37}$$

Cette statistique permet d'effectuer le test du ratio de vraisemblance par l'intermédiaire duquel est étudiée la performance du modèle. L'hypothèse nulle est que les paramètres autres que la constante sont conjointement égaux à zéro. Sous l'hypothèse nulle, LR est asymptotiquement distribué selon une distribution du χ^2 avec un nombre de degrés de liberté égal au nombre de coefficients autres que la constante. Si, au seuil de significativité, la valeur de LR est supérieure à la valeur critique du χ^2, l'hypothèse nulle peut être rejetée et on peut affirmer que le modèle est globalement significatif. L'indice du ratio de vraisemblance, comme la statistique du ratio de vraisemblance, est fonction de la log-vraisemblance et de la log-vraisemblance contrainte. Il s'écrit

$$LRI = 1 - \frac{\ln L}{\ln L_0}. \tag{4.38}$$

Il n'existe pas, dans le modèle de Poisson, de contrepartie naturelle au coefficient de détermination, R^2, du modèle linéaire[38]. Plusieurs mesures ont été proposées pour révéler, quand le modèle est un modèle de Poisson, une information semblable à celle que traduit le coefficient de détermination. L'indice du ratio de vraisemblance est une de ces mesures. Il est compris entre 0 et 1, comme l'est le coefficient de détermination.

Toutes les spécifications que nous avons retenues pour le modèle de Poisson sans effets spécifiques dans le cas de l'estimation de type I (voir le tableau 4.3) sont globalement significatives au seuil de 1 %, ce dont témoignent les résultats des tests du ratio de vraisemblance. La spécification 1 est telle que seuls les indicateurs de concentration spatiale et de spécialisation ne sont pas inclus dans l'ensemble des variables explicatives. Les variables explicatives de cette spécification sont toutes significatives au seuil de 1 %. L'estimation suggère que les producteurs préfèrent se localiser dans les régions où le PIB par habitant, le taux de chômage, la part des personnes les plus diplômées dans la population, la densité

[38] Voir GREENE (2000, p. 882) pour plus de détails.

Variable explicative	Spécification			
	1	2	3	4
Constante	17,706***	6,342***	11,890***	2,101*
	(1,285)	(1,102)	(1,426)	(1,273)
PIB par habitant	0,347***		0,307***	
	(0,822e-01)		(0,835e-01)	
Salaire brut annuel moyen	-1,846***	-0,882***	-1,350***	-0,452***
	(0,163)	(0,980e-01)	(0,169)	(0,111)
Taux de chômage	0,322***	0,305***	0,243***	0,145***
	(0,191e-01)	(0,145e-01)	(0,212e-01)	(0,162e-01)
Part des personnes les plus diplômées dans la population	0,723***		0,580***	
	(0,268e-01)		(0,299e-01)	
Densité de population	0,524e-01***	-0,281e-01***	0,367e-01***	-0,274e-01***
	(0,730e-02)	(0,668e-02)	(0,755e-02)	(0,677e-02)
Taux de taxe professionnelle	-0,197e-02***	-0,799e-02***	0,238e-03	-0,211e-02***
	(0,647e-03)	(0,601e-03)	(0,675e-03)	(0,655e-03)
Nombre d'établissements	0,999***	1,205***	1,041***	1,187***
	(0,871e-02)	(0,539e-02)	(0,987e-02)	(0,708e-02)
Concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus			0,360e-01***	0,944e-01***
			(0,811e-02)	(0,753e-02)
Degré de spécialisation			0,130***	0,208***
			(0,118e-01)	(0,111e-01)
Log-vraisemblance	-404	-823	-335	-546
Log-vraisemblance contrainte	-1,160e05	-1,160e05	-1,160e05	-1,160e05
Statistique du ratio de vraisemblance (ddl du χ^2)	2,311e05 (7)	2,303e05 (5)	2,312e05 (9)	2,308e05 (7)
Indice du ratio de vraisemblance	0,997	0,993	0,997	0,995

Note : toutes les variables explicatives en logarithme
Écarts types entre parenthèses
***, **, * : significatif au seuil de 1 %, de 5 %, de 10 %

TAB. 4.3: Le modèle de Poisson pour le choix de région, sans effets spécifiques, sans dimension sectorielle

de population ou le nombre d'établissements sont élevés, et qu'ils évitent les régions dans lesquelles le salaire ou le taux de taxe professionnelle sont forts.

S'agissant de la demande, le résultat auquel nous parvenons et les conclusions de la plupart des études existantes vont dans le même sens, bien que la variable explicative que nous employons ne soit pas identique à celle de certaines autres contributions. Remarquons en outre que le fait de négliger le problème de l'étendue des aires de marché des établissements évoqué au paragraphe 4.3.1 ne nous empêche pas de dégager un effet positif de la demande. Par ailleurs, à la différence de HANSEN (1987) ou de GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2000), nous mettons en évidence un effet significatif du salaire sur le choix de localisation. Cet effet est négatif, comme dans les travaux de LIST (2001) ou de FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002a). Ce résultat n'est incompatible qu'avec celui de SMITH et FLORIDA (1994). L'estimation à laquelle nous avons procédé mène à une conclusion concernant le taux de chômage qui confirme celle de COUGHLIN, TERZA et ARROMDEE (1991) mais infirme celle de WOODWARD (1992). Dans les régions où le taux de chômage est considérable, les établissements paraissent tirer avantage d'une grande disponibilité de la main-d'œuvre et ne pas être trop affectés par les rigidités du marché du travail. L'effet, sur le choix de localisation, du niveau de capital humain auquel aboutit la spécification 1 est comparable aux résultats des autres études qui se penchent sur l'impact de la qualité de la main-d'œuvre.

L'influence des coûts fonciers que la spécification 1 rend apparente est beaucoup plus surprenante que celle de la demande ou des facteurs entrant en jeu sur le marché du travail. Elle est contraire aux attentes théoriques et à l'effet qui se fait jour dans les contributions de MANI, PARGAL et HUQ (1996) et de FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002a). Il est tout à fait possible que l'approximation des coûts fonciers par la densité de population ne soit pas de bonne qualité. Cet argument est celui qu'avancent GUIMARÃES, FIGUEIREDO et WOODWARD (2000) face à l'absence de significativité de la densité de population.

D'autre part, l'impact des taxes qui ressort de l'estimation des coefficients de la spécification 1 est pareil à celui que FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002b) mettent en lumière, même si la variable explicative est un peu différente de celle à laquelle ces auteurs ont recours. Sur ce point, l'estimation s'oppose partiellement à l'analyse de WOODWARD (1992), dans laquelle les taxes sur la propriété n'ont pas d'action significative. Puisque l'effet du taux régional de taxe professionnelle est négatif, il s'agit avant tout de l'influence directe de la fiscalité, et non de son influence indirecte que constitue l'effet des dépenses publiques (découlant par exemple des infrastructures de transport). Les conclusions relatives aux taxes étant hétérogènes dans de nombreux travaux, il nous faudra examiner avec attention la robustesse de l'impact du taux de taxe professionnelle. Nous le ferons notamment sur le plan sectoriel. Enfin, l'influence que nous trouvons pour le facteur à l'origine d'économies d'agglomération est en accord avec celle à laquelle conduisent les études antérieures. L'effet positif d'un tel facteur est un des résultats les mieux établis de la littérature empirique se rapportant aux déterminants des choix de localisation des entreprises.

L'ensemble des variables explicatives de la spécification 2 est de plus petite taille que celui de la spécification 1 : il ne comprend ni le PIB par habitant, ni la part des per-

sonnes les plus diplômées dans la population. La matrice des coefficients de corrélation des variables explicatives de la spécification 1 présente des valeurs élevées qui indiquent l'existence de fortes colinéarités entre le PIB par habitant, le salaire et la part des personnes les plus diplômées dans la population. C'est pourquoi nous construisons une spécification en retirant le premier et le troisième de ces déterminants potentiels du choix de localisation. Une meilleure solution au problème des colinéarités serait de former un système d'équations simultanées, car les trois déterminants potentiels (en particulier le deuxième et le troisième) ont sans doute entre eux des liens de causalité. Mais ces relations de causalité dépassent le cadre d'une explication des choix de localisation des entreprises.

L'action de chaque variable explicative de la spécification 2 est significative au seuil de 1 %. Le coefficient de la densité de population a cette fois-ci le signe négatif attendu, ce qui laisse penser que les producteurs sont attirés par les régions où les coûts fonciers sont bas. Chacun des coefficients des autres variables explicatives a le même signe que lorsque le PIB par habitant et la part des personnes les plus diplômées dans la population sont introduits dans le modèle (voir ci-dessus). Le salaire a un plus faible coefficient en valeur absolue. N'utiliser qu'une seule des trois variables explicatives de la spécification 1 fortement colinéaires entre elles a pour conséquence d'attribuer à cette variable l'influence des deux variables omises. Le coefficient du salaire, quand la spécification est la spécification 2, reflète non seulement l'effet négatif du salaire mais aussi les effets positifs du PIB par habitant et de la part des personnes les plus diplômées dans la population. Cela permet de comprendre pourquoi la valeur absolue de ce coefficient diminue lorsque l'on passe de la spécification 1 à la spécification 2. Par ailleurs, l'effet négatif de la taxe professionnelle obtenu en estimant les coefficients de la spécification 2 est de plus grande ampleur que celui qui résulte de la détermination des coefficients de la spécification 1. Pour le taux de taxe professionnelle, modifier l'ensemble des variables explicatives de la spécification 1 de sorte qu'il devienne celui de la spécification 2 entraîne une baisse de la probabilité de la zone critique (ou *p-value*, probabilité de dépasser en valeur absolue la valeur de la statistique de Student).

Les variables explicatives des spécifications 3 et 4 sont, pour certaines d'entre elles, celles des spécifications 1 et 2 respectivement. Chacun des ensembles des variables explicatives des spécifications 3 et 4 comporte également l'indicateur synthétique de la concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus, $HELLCONC$, et l'indicateur synthétique de spécialisation, $HELLSPEC$. L'incorporation de ces indicateurs génère un accroissement de la log-vraisemblance, que l'on compare les résultats fondés sur les spécifications 1 et 3 ou ceux qui reposent sur les spécifications 2 et 4. Des tests du ratio de vraisemblance amènent à rejeter très nettement l'hypothèse que la concentration intrarégionale et le degré de spécialisation n'ont aucun pouvoir explicatif[39]. Quand le PIB par habitant et la part des personnes les plus diplômées dans la population sont inclus parmi les variables explicatives, la valeur de la statistique de test est de 140. Lorsqu'ils ne le sont pas, cette valeur est de 554. Au seuil de 1 %, chacune de ces valeurs est supérieure à la valeur critique du χ^2 qui est de 9 environ.

[39]Les valeurs de la log-vraisemblance sont celles des spécifications 3 et 4, les valeurs correspondantes de la log-vraisemblance contrainte sont celles des spécifications 1 et 2, et les nombres de degrés de liberté sont les nombres de variables explicatives ajoutées aux spécifications 1 et 2.

Une conclusion qui se dégage des estimations des coefficients des spécifications 3 et 4 est qu'une concentration élevée à l'intérieur d'une région ou un haut degré de spécialisation de cette région incitent les producteurs à la sélectionner comme localisation. L'effet de la concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus suggère que les décisions de localisation des établissements sont prises de sorte que soit recueilli le bénéfice d'externalités de connaissance (voir le paragraphe 4.3.5). Mais une telle interprétation ne peut être faite pour l'influence du degré de spécialisation : il faudrait pour cela que le coefficient de cette variable explicative ait un signe opposé. Nous venons de voir que les effets de la concentration intrarégionale et du degré de spécialisation sont positifs[40] ; pour traiter la question de leur taille, on peut s'appuyer sur les élasticités de l'espérance du nombre d'établissements s'implantant dans la région j par rapport à l'indicateur synthétique de la concentration intrarégionale et par rapport à l'indicateur synthétique de spécialisation. Nous notons ces élasticités e_j^C et e_j^S. Elles sont définies par

$$e_j^C = \frac{\frac{\partial \mathrm{E}(Z_j)}{\mathrm{E}(Z_j)}}{\frac{\partial HELLCONC_j}{HELLCONC_j}} \text{ et } e_j^S = \frac{\frac{\partial \mathrm{E}(Z_j)}{\mathrm{E}(Z_j)}}{\frac{\partial HELLSPEC_j}{HELLSPEC_j}}. \tag{4.39}$$

Rappelons que nous adoptons, pour chaque variable explicative, la forme logarithmique. Une expression, tirée de l'équation (4.13), de l'espérance du nombre d'établissements qui se localisent dans la région j est alors

$$\mathrm{E}(Z_j) = \exp\left[\beta_1 \ln(HELLCONC_j) + \beta_2 \ln(HELLSPEC_j) + \Omega \mathbf{V_j}\right], \tag{4.40}$$

égalité qui équivaut à

$$\mathrm{E}(Z_j) = (HELLCONC_j)^{\beta_1} + (HELLSPEC_j)^{\beta_2} + \exp(\Omega \mathbf{V_j}), \tag{4.41}$$

où $\mathbf{V_j}$ est un vecteur constitué du logarithme des variables autres que $HELLCONC_j$ et $HELLSPEC_j$. En insérant l'équation (4.40) dans les définitions données à l'équation (4.39), il vient, pour les élasticités e_j^C et e_j^S,

$$e_j^C = e^C = \beta_1 \text{ et } e_j^S = e^S = \beta_2. \tag{4.42}$$

Le coefficient β_1 (β_2) est donc le pourcentage duquel varie l'espérance du nombre d'établissements lorsque l'indicateur synthétique de la concentration intrarégionale (de spécialisation) varie de 1 %. Les résultats de l'estimation des coefficients de la spécification 3 sont tels, d'une part, qu'une hausse de 10 % de la concentration intrarégionale est associée à une augmentation de 0,4 % de l'espérance du nombre d'établissements, et, d'autre part, que cette espérance s'accroît de 1,3 % quand le degré de spécialisation s'élève de 10 %. L'usage de la spécification 4 mène à des élasticités un peu moins basses : à la variation positive de 0,4 % se substitue une hausse de 0,9 % et l'augmentation de 1,3 % est remplacée par une variation positive de 2,1 %.

Six des sept autres variables explicatives de la spécification 3 sont significatives au

[40] Ici et dans tout ce qui suit, nous employons l'expression « effet positif » (« effet négatif ») pour désigner un effet significatif et positif (significatif et négatif).

seuil de 1 %. Nous avions mis au jour, avec la spécification 1, un effet significatif et négatif du taux de taxe professionnelle ; nous ne parvenons pas à faire de même avec la spécification 3 : l'action de ce taux est non significative. En revanche, l'impact de chacune des six variables significatives est compatible avec les conclusions de l'estimation des coefficients de la spécification 1. En particulier, l'effet positif de la densité de population s'oppose à nouveau à l'influence qu'il est possible d'anticiper pour les coûts fonciers en se référant à la théorie économique. Cette différence entre théorie et observation empirique disparaît, comme précédemment, si le PIB par habitant et la part des personnes les plus diplômées dans la population sont exclus de l'ensemble des variables explicatives. En outre, l'effet du taux de taxe professionnelle est alors significatif et négatif. Chaque variable explicative de la spécification 4 a, au seuil de 1 %, une action significative[41]. Son coefficient a le même signe que lorsque la spécification est la spécification 2. Mais les effets du salaire, du taux de chômage et du taux de taxe professionnelle sont de plus faible ampleur.

Les résultats auxquels conduit le modèle de Poisson sans effets spécifiques, quand les secteurs ne sont pas dissociés les uns des autres, sont intuitifs et robustes pour la demande, le salaire, le taux de chômage, le niveau de capital humain et le facteur à la base d'économies d'agglomération. Ils sont moins robustes s'agissant des taxes et contradictoires en ce qui concerne le coût de la terre. Les arguments du paragraphe 4.3.5 et les conclusions empiriques concordent pour la concentration spatiale mais divergent pour le degré de spécialisation.

Les estimations avec observations groupées

Afin d'exploiter la dimension sectorielle qu'ont certaines données régionales, une estimation de type II a été réalisée : dans ce cas, les paramètres du modèle de Poisson sans effets spécifiques pour les régions sont estimés en séparant les secteurs mais en groupant les observations qui se rapportent aux différents secteurs, ce qui signifie que l'estimation n'est pas faite secteur par secteur (voir les équations (4.14) et (4.17)). Dans le tableau 4.4 apparaissent les coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques qui découlent de l'estimation de type II, ainsi que les valeurs de statistiques analogues à celles qui ont été évoquées plus haut. Les coefficients des variables muettes sectorielles de l'équation (4.14) ne sont pas reproduits. En raison des colinéarités décrites ci-dessus, nous spécifions le modèle sans y introduire le PIB par habitant et la part des personnes les plus diplômées dans la population.

La spécification 1 ne comprend ni les deux indicateurs de la concentration intrarégionale (l'un sans aspect sectoriel, l'autre avec), ni les deux indicateurs de spécialisation (l'un non synthétique, l'autre synthétique[42]). Elle ne se différencie de la spécification 2 du modèle de Poisson sans effets spécifiques dans le cas de l'estimation de type I que par la présence de variables muettes sectorielles. Elle est globalement significative au seuil de 1 %. Certaines conclusions obtenues pour l'activité économique dans son ensemble (tableau 4.3, spécification 2) peuvent aussi être formulées au niveau sectoriel (tableau 4.4, spécification 1). Les coefficients des variables explicatives de la spécification 1 contenus dans le

[41] Nous ne revenons pas, ici, sur les variables *HELLCONC* et *HELLSPEC*.
[42] Voir le paragraphe 4.3.5.

Variable explicative	Spécification	
	1	2
Constante	-7,348***	3,519***
	(0,630)	(0,749)
Salaire brut annuel moyen	-0,471e-01	-0,887***
	(0,589e-01)	(0,674e-01)
Taux de chômage	0,332***	0,110***
	(0,142e-01)	(0,162e-01)
Densité de population	-0,260e-01***	-0,296e-01***
	(0,666e-02)	(0,676e-02)
Taux de taxe professionnelle	-0,760e-02***	-0,110e-02*
	(0,599e-03)	(0,630e-03)
Nombre d'établissements	1,187***	1,147***
	(0,509e-02)	(0,702e-02)
Concentration intrarégionale de		0,131***
l'activité tous secteurs confondus		(0,143e-01)
Concentration intrarégionale		-0,604e-01***
du secteur		(0,141e-01)
Surreprésentation du secteur		0,735***
		(0,103e-01)
Degré de spécialisation		0,168***
		(0,780e-02)
Log-vraisemblance	-7 322	-4 240
Log-vraisemblance contrainte	-2,592e05	-2,592e05
Statistique du ratio		
de vraisemblance (ddl du χ^2)	5,037e05 (17)	5,099e05 (21)
Indice du ratio de vraisemblance	0,972	0,984

Note : toutes les variables explicatives en logarithme
Écarts types entre parenthèses
***, **, * : significatif au seuil de 1 %, de 5 %, de 10 %

TAB. 4.4: Le modèle de Poisson pour le choix de région, sans effets spécifiques, avec observations groupées

tableau 4.4 permettent d'affirmer que les entrepreneurs ont une propension à implanter leur établissement dans les régions où le taux de chômage ou le nombre d'établissements sont considérables ou dans les régions où les valeurs de la densité de population ou du taux de taxe professionnelle sont petites. L'ampleur des effets de ces quatre variables explicatives est presque identique que le nombre d'établissements pour lesquels est prise une décision de localisation ait une dimension sectorielle ou qu'il n'en ait pas. Avec la spécification 1 dans le cas de l'estimation de type II, les quatre variables ont une action significative au seuil de 1 %. Le salaire n'a pas d'effet significatif. En cela, l'estimation avec dimension sectorielle mais observations groupées se distingue de l'estimation sans aspect sectoriel. Il est possible que le salaire varie d'un secteur à l'autre et que ce soit le salaire en vigueur dans le secteur de l'établissement qui affecte le choix de sa localisation, et non pas le salaire tous secteurs confondus (sur lequel sont fondés les résultats que nous exposons). Pour le vérifier, il faudrait recourir à des données sectorielles sur le salaire, mais nous ne disposons pas de ces données.

Aux variables explicatives de la spécification 1 du modèle de Poisson sans effets spécifiques dans le cas de l'estimation de type II sont adjoints, pour construire la spécification 2, l'indicateur de la concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus, l'indicateur de la concentration intrarégionale du secteur de l'entrepreneur faisant un choix de localisation, l'indicateur (non synthétique) de la spécialisation dans ce secteur et l'indicateur synthétique de spécialisation. Une nouvelle fois, la spécification est, au seuil de 1 %, globalement significative. Le test du ratio de vraisemblance au moyen duquel on peut se prononcer sur le pouvoir explicatif des indicateurs de concentration spatiale et de spécialisation repose sur une valeur de la statistique de test égale à 6 164 et sur une valeur critique du χ^2 à peu près égale à 13 au seuil de 1 %. La première est plus grande que la deuxième ; il est donc indispensable de prendre les indicateurs en considération pour comprendre le choix de localisation.

Les coefficients de la spécification 2 laissent penser que les producteurs d'un secteur privilégient les régions à l'intérieur desquelles la concentration de l'activité tous secteurs confondus est forte ou affichant un degré élevé de spécialisation, mais aussi les régions à l'intérieur desquelles le secteur est peu concentré ou dans lesquelles le secteur est surreprésenté. La variation de l'espérance du nombre d'établissements consécutive à une augmentation de 10 % de l'indicateur représentant l'un ou l'autre de ces quatre déterminants est une hausse de 1,3 % pour le premier déterminant, un renforcement de 1,6 % pour le deuxième, une diminution de 0,6 % pour le troisième et un accroissement de 7,3 % pour le quatrième.

L'effet de la concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus se prête, comme précédemment, à une interprétation en termes d'externalités de connaissance. En revanche, l'impact de la concentration intrarégionale du secteur pourrait témoigner du fait que les entrepreneurs cherchent, lorsqu'ils choisissent une région, à échapper à la congestion générée par le secteur auquel ils appartiennent, celle-ci étant pour eux une externalité négative.

D'autre part, l'influence de la surreprésentation du secteur et celle du degré de spécialisation indiquent qu'un producteur sélectionne une région en espérant profiter d'externalités de connaissance qui trouvent leur origine dans le secteur dont il fait partie et sans

compter sur des externalités de connaissance qui proviennent de la variété sectorielle. Pour lui, donc, les externalités de Marshall-Arrow-Romer sont importantes et les externalités de Jacobs ne le sont pas. L'effet positif de la surreprésentation du secteur sur le choix de localisation s'oppose aux résultats de GLAESER *et al.* (1992) et de COMBES (2000), qui montrent, à l'aide d'un indicateur analogue à celui dont nous faisons usage, que la surreprésentation d'un secteur réduit la croissance de l'emploi du secteur. La conclusion à laquelle nous aboutissons au sujet du degré de spécialisation, à savoir son effet positif sur le choix de localisation, diffère de celles des travaux de HENDERSON, KUNCORO et TURNER (1995) et de MAUREL (1997). Dans la première de ces études, l'absence de diversité sectorielle n'a pas d'effet significatif sur la croissance de l'emploi de secteurs manufacturiers traditionnels, mais les auteurs mettent en évidence des externalités de Jacobs dont tirent parti des secteurs de haute technologie. Dans la deuxième contribution, l'absence de diversité sectorielle est défavorable à la croissance de l'emploi au niveau sectoriel. Certains des résultats de HENDERSON, KUNCORO et TURNER (1995) et de MAUREL (1997) sont contraires à celui auquel nous parvenons en déterminant les coefficients de la spécification 2 du modèle de Poisson sans effets spécifiques dans le cas de l'estimation de type II. Mais ces auteurs se servent d'une mesure absolue (voir le paragraphe 4.3.5), alors que nous retenons une mesure relative.

Les coefficients des variables explicatives de la spécification 2 autres que les indicateurs de la concentration intrarégionale ou les indicateurs de spécialisation ont tous le signe attendu. À une exception près, l'impact de chaque variable est identique à celui qu'elle a avec la spécification 1. Le salaire retrouve l'effet significatif et négatif qu'il a lorsque les secteurs ne sont pas dissociés. À la différence des autres variables explicatives, le taux de taxe professionnelle n'est pas significatif au seuil de 1 %; il l'est au seuil de 10 %. Pour cette variable explicative, la probabilité de la zone critique est assez élevée. Cela va dans le même sens que le manque de robustesse de l'impact du taux de taxe professionnelle, point que nous avons déjà abordé.

Les différences entre secteurs : les résultats fondés sur le modèle de Poisson

L'estimation avec dimension sectorielle mais observations groupées (estimation de type II) oblige à faire abstraction des différences, en matière de choix de région, qui pourraient exister entre deux établissements ne faisant pas partie du même secteur. Pour mettre en lumière ces différences, nous avons procédé à une estimation de type III, qui ici consiste à calculer secteur par secteur les valeurs des coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques pour les régions (voir les équations (4.15) et (4.18)). Nous n'incorporons pas dans le modèle le PIB par habitant, ni la part des personnes les plus diplômées dans la population, la justification étant celle que nous avons explicitée plus haut. En outre, pour une grande majorité de secteurs, l'examen de la matrice des coefficients de corrélation des variables explicatives fait ressortir une colinéarité qui paraît forte entre la concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus et la concentration intrarégionale du secteur. En conséquence, nous employons, en plus d'une spécification sans indicateurs de concentration spatiale ou de spécialisation (spécification 1) semblable à la spécification 1 décrite dans le tableau 4.4, deux spécifications qui sont définies en excluant un des indicateurs de concentration spatiale. Nous faisons figurer dans l'ensemble des variables explicatives de chacune d'entre elles les variables de la spécification 1 et les indicateurs

de spécialisation, dans l'ensemble des variables de l'une d'entre elles l'indicateur de la concentration intrarégionale tous secteurs confondus (spécification 2) et dans l'ensemble des variables de l'autre spécification l'indicateur de la concentration intrarégionale du secteur (spécification 3).

Les effets des variables explicatives traditionnelles

Dans chaque secteur, chaque spécification est globalement significative au seuil de 1 %. L'effet du salaire, dans certains secteurs, traduit plutôt l'influence du PIB par habitant. Rappelons que les données sont telles que ces deux variables semblent fortement colinéaires. Le salaire a un effet positif sur les choix de localisation des établissements des secteurs de la construction et des transports. Selon la spécification, il est significatif au seuil de 1 %, 5 % ou 10 %. En revanche, dans sept secteurs sur treize, l'effet du salaire est significatif au seuil de 1 % et négatif, cela quelle que soit la spécification. Les industries agricoles et alimentaires et celles des biens d'équipement affichent les plus hauts niveaux, en valeur absolue, de l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport au salaire. Les résultats relatifs à l'impact du salaire, pour les autres secteurs, sont peu robustes voire contradictoires.

Les estimations de type I et II ont permis de dégager une préférence des producteurs pour les régions où le taux de chômage est élevé. Quand l'estimation est de type III, celle-ci s'observe dans les industries agricoles et alimentaires ainsi que dans les secteurs de la construction, du commerce, des transports et des services aux particuliers. L'effet du taux de chômage y est significatif au seuil de 1 % ou de 5 %. Les entrepreneurs de ces cinq secteurs pourraient être attirés par des marchés du travail très concurrentiels sur lesquels, du fait du chômage, une abondante main-d'œuvre est disponible. Dans le secteur de l'énergie, l'influence du taux de chômage est l'inverse de celle qui caractérise les secteurs précédemment mentionnés (l'action de cette variable explicative étant toujours significative au seuil de 1 %). Le taux de chômage pourrait être considéré par les entrepreneurs du secteur de l'énergie comme un indicateur des rigidités du marché du travail, auxquelles ils cherchent à se soustraire même si cela les oblige à se localiser là où les individus à la recherche d'un emploi sont peu nombreux. Le rôle que joue le taux de chômage dans les décisions de localisation des établissements du secteur immobilier ne peut être connu avec beaucoup de certitude, car le signe du coefficient varie suivant la spécification. Dans les secteurs non encore envisagés, l'effet obtenu pour le taux de chômage avec une ou deux des trois spécifications n'est pas significatif.

La mauvaise qualité de l'approximation qui consiste à substituer la densité de population aux coûts fonciers a été mise en avant lorsque ont été détaillées les conclusions de l'estimation sans dimension sectorielle. Elle peut l'être aussi pour expliquer les résultats de l'estimation faite secteur par secteur. Seuls les producteurs des industries des biens de consommation, de celles des biens intermédiaires, du secteur de l'énergie, de celui de la construction, de celui des transports et de celui des services aux particuliers évitent les régions où la densité de population est considérable. Dans les trois premiers de ces secteurs, avec certaines spécifications, l'effet de la densité n'est significatif qu'au seuil de 5 % ou de 10 %. De plus, le fait que la densité de population ne soit qu'une approximation des coûts fonciers amène à interpréter avec prudence les valeurs de l'élasticité de l'espérance

du nombre d'établissements par rapport à la densité. Ces valeurs font des coûts fonciers un des déterminants les moins importants des choix de localisation des établissements des six secteurs précédents. Dans une majorité de secteurs, la densité de population n'a pas d'effet significatif[43]. Cela n'est pas surprenant s'agissant du secteur immobilier : les entrepreneurs de ce secteur ont un accès aisé à des observations directes des coûts fonciers et sont en mesure d'exploiter une information bien plus pertinente que la densité de population. Pour leur part, les producteurs du secteur des services aux entreprises sélectionnent les régions où la densité de population revêt une valeur élevée plutôt que les autres. L'action de la densité sur les choix de localisation de ces établissements est toujours significative au seuil de 1 %. La densité, dans ce secteur, reflète au moins partiellement un déterminant autre que le coût de la terre. L'influence de ce déterminant pourrait révéler un avantage tiré du niveau d'urbanisation.

L'estimation de type III ne rend apparent l'impact indirect de la fiscalité, à savoir l'impact des dépenses publiques, que pour un seul secteur, celui de l'énergie. Quelle que soit la spécification, le taux de taxe professionnelle a un effet significatif au seuil de 5 % et positif sur les choix de localisation des établissements de ce secteur. L'influence directe de la fiscalité l'emporte sur l'influence des dépenses publiques, que soit utilisée la spécification 1, 2 ou 3, dans les industries agricoles et alimentaires ainsi que dans le secteur des transports, celui des services aux entreprises, celui des services aux particuliers et celui de l'éducation, la santé et l'action sociale. L'effet négatif du taux de taxe professionnelle y est presque toujours significatif au seuil de 1 %. Seules les estimations réalisées pour le secteur des transports avec les spécifications 2 et 3 conduisent à des effets qui ne sont pas significatifs au seuil de 1 % (l'action des taxes étant cependant significative au seuil de 10 % avec la spécification 2 et de 5 % avec la spécification 3). On peut ajouter, au sujet des entrepreneurs du secteur des transports, qu'il est quelque peu étonnant que leurs décisions de localisation soient insensibles ou peu sensibles aux dépenses publiques. Ce secteur est sans doute celui auquel les infrastructures de transport, souvent financées par les taxes, procurent les plus grands bénéfices. Pour cette raison, un entrepreneur du secteur des transports pourrait être incité à choisir une région où ces infrastructures sont bien développées, donc où les taxes sont fortes. Dans certains des secteurs pour lesquels les résultats ne sont pas présentés ci-dessus, le taux de taxe professionnelle n'a pas d'action significative[44] ; dans d'autres, le signe du coefficient de cette variable explicative diffère selon la spécification. L'impact des taxes mis en évidence dans le cas de l'estimation de type I n'est pas robuste à la désagrégation sectorielle. Néanmoins, leur effet reste le plus souvent négatif.

Les conclusions de l'estimation de type III qui portent sur le facteur à la base d'économies d'agglomération sont beaucoup plus nettes que celles qui concernent les autres variables explicatives. Quel que soit le secteur, les entrepreneurs implantant un établissement privilégient les régions où les établissements sont déjà nombreux. En outre, passer d'une spécification à une autre ne modifie pas le seuil de significativité : on peut toujours

[43] Ce résultat n'est pas extrêmement robuste pour les industries des biens d'équipement et le secteur de l'éducation, la santé et l'action sociale.

[44] Certaines spécifications appliquées aux industries des biens d'équipement et des biens intermédiaires font exception.

rejeter au seuil de 1 % l'hypothèse que le coefficient du nombre d'établissements est nul. Une augmentation de 10 % du nombre d'établissements en activité avant que soient faits les choix de localisation entraîne une hausse d'environ 13 % de l'espérance du nombre d'établissements nouvellement implantés. La valeur de cette élasticité est un peu plus grande dans l'industrie automobile et un peu plus basse dans le secteur de l'énergie. Il faut souligner que ces résultats sont obtenus bien que le facteur générant des économies d'agglomération soit relatif à l'activité tous secteurs confondus. Le recours simultané à une variable explicative avec dimension sectorielle et à une variable sans aspect sectoriel, pour appréhender les facteurs qui sont sources d'économies d'agglomération, pourrait aboutir à une valeur du coefficient de la première variable supérieure à celle du coefficient de la deuxième (voir HEAD, RIES et SWENSON (1999)). Grâce à l'estimation que nous avons effectuée, nous retrouvons, pour chaque secteur, l'effet positif que les études empiriques sur les économies d'agglomération ont très souvent fait ressortir.

Les effets de la concentration spatiale et de la spécialisation

La spécification 2 ne comportant pas l'indicateur de la concentration intrarégionale du secteur et l'indicateur de la concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus n'étant pas inclus parmi les variables explicatives de la spécification 3, il n'est pas possible d'examiner le pouvoir explicatif d'un ensemble formé de tous les indicateurs de concentration spatiale et de spécialisation. On ne peut s'intéresser qu'à celui d'un ensemble comprenant trois éléments. Le test du ratio de vraisemblance, lorsque la spécification est la spécification 2, montre que ces indicateurs ont un pouvoir explicatif dans onze des treize secteurs et que l'hypothèse contraire ne peut pas être écartée dans les industries agricoles et alimentaires et l'industrie automobile. Les résultats du test mené en faisant usage de la spécification 3 sont identiques.

La concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus influe de manière positive sur les choix de localisation des établissements d'une majorité de secteurs. Elle n'est pas liée aux décisions que prennent les entrepreneurs de quelques secteurs, mais n'a d'effet négatif dans aucun secteur. Le plus souvent, l'effet positif de l'indice $HELLCONC$ sans aspect sectoriel est significatif au seuil de 1 %. Le secteur immobilier se distingue des autres secteurs par la valeur de l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à cet indice : pour ce secteur, elle est égale à 0,247, alors qu'elle est plus de deux fois plus petite pour les autres secteurs.

L'effet négatif de la concentration intrarégionale du secteur, que nous avons mis en lumière dans le cas de l'estimation avec données groupées, masque des différences notables entre les secteurs. Les entrepreneurs des industries des biens d'équipement, du secteur de l'énergie et de celui des services aux particuliers préfèrent implanter leur établissement dans les régions à l'intérieur desquelles la concentration du secteur est faible, mais les entrepreneurs des secteurs de la construction, du commerce, des services aux entreprises et du secteur immobilier font plutôt le choix inverse. Une nouvelle fois, le secteur immobilier affiche une élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à l'indicateur de concentration spatiale très supérieure à la valeur qui se dégage des estimations faites pour les autres secteurs[45]. Dans tous ces secteurs, l'indice $HELLCONC$

[45] Dans le secteur immobilier, l'élasticité est égale à $0,426$.

avec dimension sectorielle a un effet significatif au seuil de 1 %. La relation entre la concentration intrarégionale du secteur et les choix de localisation des établissements du secteur de l'éducation, la santé et l'action sociale est semblable à celle qui existe entre l'indice $HELLCONC$ avec aspect sectoriel et les choix des établissements du deuxième des deux groupes de secteurs précédents, mais l'effet n'est significatif qu'au seuil de 10 %. Enfin, les décisions de localisation des établissements des industries des biens de consommation, de celles des biens intermédiaires et du secteur des transports ne dépendent pas de la concentration intrarégionale du secteur.

La composition du groupe de secteurs dans lesquels l'indice $HELLCONC$ avec dimension sectorielle a un effet positif suggère que la concentration intrarégionale du secteur reflète de façon correcte un facteur à l'origine d'externalités de connaissance. Ce groupe est principalement constitué de secteurs tertiaires et non de secteurs secondaires. Les premiers étant souvent plus intensifs en connaissances que les deuxièmes, ils sont plus sensibles qu'eux aux externalités de connaissance. Les entrepreneurs qui sont attirés par les régions à l'intérieur desquelles leur secteur est fortement concentré sont donc bien ceux qui attachent le plus d'importance à ces externalités. Par ailleurs, l'effet négatif de l'indice $HELLCONC$ avec aspect sectoriel dans les industries des biens d'équipement et le secteur de l'énergie ne doit pas surprendre. Ces secteurs sont deux secteurs secondaires. De tels secteurs sont relativement intensifs en capital physique et sont donc relativement peu affectés par les externalités de connaissance. En conséquence, le facteur qui engendre ces externalités est susceptible d'être dominé par les autres facteurs que l'emploi de l'indicateur de la concentration intrarégionale du secteur amène à prendre en considération, en particulier par celui qui donne naissance à la congestion. Le fait que les estimations réalisées pour les industries des biens d'équipement et le secteur de l'énergie conduisent à des coefficients de l'indice $HELLCONC$ avec dimension sectorielle de signe négatif indique que la congestion, externalité négative, a plus de poids dans les choix de localisation des établissements de ces secteurs que les externalités de connaissance.

Les conclusions ayant trait à la surreprésentation du secteur et au degré de spécialisation, dans le cas de l'estimation de type III, sont identiques pour de nombreux secteurs à celles qui se font jour dans le cas de l'estimation de type II. Un établissement d'un de ces secteurs, en s'implantant dans une région plutôt que dans une autre, cherche à bénéficier d'externalités de connaissance qui sont générées à l'intérieur du secteur dont il fait partie, mais pas d'externalités qui sont la conséquence de la variété sectorielle. Les entrepreneurs de la plupart des secteurs ont une propension à choisir les régions où leur secteur est surreprésenté. Avec la spécification 3, l'estimation révèle, pour tous ces secteurs, un effet de l'indice BAL significatif au seuil de 1 %. Avec la spécification 2, les résultats ne diffèrent des précédents que pour le secteur de l'énergie et le secteur immobilier : l'effet n'est pas significatif au seuil de 1 %, mais il l'est au seuil de 5 % (énergie) ou de 10 % (immobilier). L'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements de certains secteurs tertiaires par rapport à la surreprésentation du secteur est particulièrement élevée : un accroissement de 10 % de l'indice BAL augmente l'espérance du nombre d'établissements de 15 %, 18 % et 13 %, environ, respectivement dans les secteurs du commerce, des services aux entreprises et de l'éducation, la santé et l'action sociale. Ces valeurs font nettement contraste avec les résultats de COMBES (2000). En recourant à un indicateur analogue à l'indice BAL et à une nomenclature sectorielle plus détaillée que celle dont

nous nous servons, COMBES (2000) constate que la surreprésentation du secteur ne renforce la croissance de l'emploi d'aucun secteur tertiaire. D'autre part, on peut affirmer, en s'appuyant sur l'estimation à laquelle nous avons procédé, que les décisions de localisation des établissements produisant des biens de consommation ne sont pas fonctions de la surreprésentation du secteur. Cette absence d'effet significatif est partiellement compatible avec les conclusions des travaux de COMBES (2000) : dans ceux-ci, pour certains secteurs qui élaborent des biens de consommation, la surreprésentation du secteur n'agit pas sur la croissance de l'emploi du secteur tandis que, pour d'autres, elle influe sur la croissance de façon négative.

Le degré de spécialisation n'a d'effet négatif sur les choix de localisation des établissements d'aucun secteur. Les entrepreneurs de presque tous les secteurs privilégient les régions où l'indice $HELLSPEC$ prend une grande valeur. Le seuil de significativité varie suivant le secteur et la spécification, mais l'action du degré de spécialisation est très souvent significative au seuil de 1 %. L'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport au degré de spécialisation est relativement forte dans les secteurs secondaires et relativement basse dans les secteurs tertiaires. La valeur la plus haute de l'élasticité est obtenue pour les industries des biens de consommation (0,326) et la valeur la plus petite pour le secteur de l'éducation, la santé et l'action sociale (0,045). Pour leur part, les choix de localisation des établissements du secteur de l'énergie ne dépendent pas du degré de spécialisation. Enfin, dans les industries des biens d'équipement, l'effet de l'indice $HELLSPEC$ est positif avec l'une des deux spécifications, mais non significatif avec l'autre. Nous parvenons à des résultats qui sont différents de ceux de MAUREL (1997). À un niveau de nomenclature sectorielle plus fin que celui des recherches que nous menons, MAUREL (1997) observe que, selon le secteur, l'absence de diversité sectorielle n'a pas d'action significative sur la croissance de l'emploi du secteur ou a un effet négatif.

Les variables que nous avons retenues pour expliquer le choix de localisation semblent bien appropriées à certains secteurs, mais sont moins pertinentes pour d'autres secteurs. Dans les industries des biens intermédiaires, le secteur des services aux entreprises et celui de l'éducation, la santé et l'action sociale, l'influence des facteurs représentés par les variables explicatives est souvent conforme aux attentes théoriques. Elle l'est un peu moins fréquemment s'agissant du secteur du commerce et du secteur immobilier. Au contraire, dans les industries des biens de consommation et celles des biens d'équipement, les effets de nombreuses variables explicatives sont non significatifs ou ne sont pas les effets anticipés. Enfin, les choix de localisation des établissements de l'industrie automobile paraissent guidés par des facteurs autres que ceux que nous avons introduits dans les modèles.

Les différences entre secteurs : les résultats qui reposent sur le modèle binomial négatif

Les modèles qui sous-tendent les résultats exposés dans ce qui précède sont des modèles de Poisson appliqués au choix de région que font les producteurs. En conséquence, les conclusions reposent sur l'hypothèse que la variance du nombre de producteurs s'implantant dans une région est égale à l'espérance de ce nombre. Pour lever cette hypothèse, nous utilisons le modèle binomial négatif, sous la forme du modèle NB2.

À la section 4.2, un des paramètres du modèle NB2 a été noté α. Les hypothèses du test du ratio de vraisemblance permettant de savoir s'il est nécessaire de faire usage du modèle NB2 plutôt que du modèle de Poisson sont formalisées à l'aide de ce paramètre α. L'hypothèse nulle est $\alpha = 0$. La log-vraisemblance sur laquelle est fondé ce test est celle du modèle NB2. La log-vraisemblance contrainte est la log-vraisemblance du modèle de Poisson qui comporte les mêmes variables explicatives que le modèle NB2 ; seul le paramètre α n'est pas un paramètre de ce modèle de Poisson. La statistique du ratio de vraisemblance, sous l'hypothèse nulle, suit asymptotiquement une loi du χ^2 à un degré de liberté. Si on peut rejeter l'hypothèse nulle, le modèle NB2 est supérieur au modèle de Poisson. Une autre méthode au moyen de laquelle peut être examinée la supériorité du modèle NB2 consiste à réaliser, pour le paramètre α, un test de Student.

La détermination des coefficients du modèle de Poisson faite secteur par secteur nous a amené à mettre au jour des différences entre secteurs quant à l'impact des variables explicatives. De façon à confirmer ou infirmer l'existence de ces différences, nous avons estimé secteur par secteur les coefficients du modèle NB2 (estimation de type III, voir les équations (4.15) et (4.23)). S'agissant des variables explicatives, nous ne modifions pas les spécifications définies pour le modèle de Poisson dans le cas de l'estimation de type III. Nous envisageons ci-après uniquement les secteurs dans lesquels l'hypothèse que le paramètre α est égal à zéro (donc que le modèle NB2 n'est pas supérieur au modèle de Poisson) peut être rejetée avec au moins une des trois spécifications, le seuil de significativité étant, selon le secteur et la spécification, de 1 %, 5 % ou 10 %. En conséquence, nous n'étudions pas le secteur automobile.

Les effets des variables explicatives traditionnelles

L'action des variables explicatives du modèle NB2 est assez souvent non significative. Le salaire a un effet négatif, que la spécification soit la spécification 1, 2 ou 3, sur les choix de localisation des établissements de trois secteurs seulement. Le seuil de significativité est, en outre, parfois de 5 % ou de 10 %. À nouveau, c'est dans les industries agricoles et alimentaires et celles des biens d'équipement que l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport au salaire est, en valeur absolue, la plus élevée. Un effet négatif du salaire ressort également des estimations effectuées pour quatre autres secteurs, mais il est peu robuste. Par ailleurs, les calculs qui reposent sur la spécification 1 pourraient laisser croire que le salaire influe de manière positive sur les choix de localisation des établissements des industries des biens de consommation et du secteur des transports. Mais, avec les autres spécifications, il n'a pas d'action significative. Enfin, dans trois secteurs, aucune spécification ne mène à un coefficient du salaire significativement différent de zéro.

L'estimation indique que les entrepreneurs des industries agricoles et alimentaires sont attirés par les régions où le taux de chômage est considérable. Toutes les spécifications permettent de mettre en lumière un effet significatif de cette variable explicative sur les choix de ces entrepreneurs. Un tel impact du taux de chômage s'observe aussi dans quatre autres secteurs, mais l'effet n'est significatif qu'avec une ou deux des trois spécifications. En revanche, les entrepreneurs du secteur de l'énergie paraissent privilégier les régions où le taux de chômage est bas ; cependant, ce taux n'a pas d'action significative quand la

spécification est la spécification 1. D'autre part, les résultats des estimations, quelle que soit la spécification, sont tels qu'il est possible d'affirmer que les choix de localisation des établissements de six secteurs ne sont pas liés au taux de chômage.

Une conclusion que l'on peut tirer de l'estimation est que la densité de population ne joue aucun rôle dans les décisions de localisation des établissements de la plupart des secteurs. Certes nous parvenons, pour les industries des biens de consommation et les secteurs de l'énergie et des transports, à rendre apparent un effet négatif de la densité, mais cela ne peut être fait avec toutes les spécifications. Il serait néanmoins imprudent d'en déduire l'absence d'influence des coûts fonciers (voir la présentation des résultats de l'estimation de type I). Par ailleurs, la densité de population a un effet positif sur les choix de localisation des établissements du secteur des services aux entreprises. Un tel résultat a été interprété quand ont été détaillés les enseignements de l'estimation des coefficients du modèle de Poisson.

Le signe du coefficient du taux de taxe professionnelle témoigne de l'impact ambigu de cette variable explicative. On constate, en déterminant l'effet de ce taux, que les entrepreneurs des secteurs des services aux entreprises et de l'éducation, la santé et l'action sociale évitent les régions où les taxes sont d'un haut niveau. C'est donc l'influence directe de la fiscalité qui prévaut. En revanche, les entrepreneurs du secteur de l'énergie préfèrent se localiser dans les régions où les taxes sont élevées. Pour eux, les dépenses publiques ont le plus d'importance. Les choix de localisation des établissements de quatre secteurs ne sont pas fonctions du taux de taxe professionnelle. Dans cinq autres secteurs, les résultats soit ne sont pas très robustes, soit sont contradictoires.

Le facteur à l'origine d'économies d'agglomération a toujours un effet significatif. Les entrepreneurs de chaque secteur choisissent les régions où un grand nombre d'établissements est déjà localisé plutôt que les autres régions. L'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements nouvellement implantés par rapport au nombre d'établissements en activité avant que soient prises les décisions de localisation est plus forte dans les industries agricoles et alimentaires que dans les autres secteurs. Au contraire, le secteur de l'énergie est celui pour lequel le calcul de cette élasticité donne la plus petite valeur. Ces élasticités sont, respectivement, de 1,3 et 0,9 environ. La conclusion ayant trait au facteur qui engendre des économies d'agglomération est une des plus solides qui puissent être formulées à partir des estimations auxquelles nous avons procédé.

Les effets de la concentration spatiale et de la spécialisation

Lorsque le modèle est le modèle NB2, la concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus ne peut être considérée comme un déterminant du choix de localisation que pour un seul secteur, à savoir les industries des biens intermédiaires. L'indice *HELLCONC* sans dimension sectorielle a, dans ce secteur, un effet positif, mais il n'est significatif qu'au seuil de 10 %. Si l'indice *HELLCONC* d'une région est plus élevé de 10 % que celui d'une autre région, le nombre d'établissements de ces industries accueillis par la première région est supérieur de 1,3 % au nombre d'établissements qui s'implantent dans la deuxième région.

Les entrepreneurs d'aucun secteur n'ont une propension à se localiser dans les régions à l'intérieur desquelles la concentration du secteur est d'un haut niveau. Les estimations faites pour tous les secteurs sauf un conduisent à un effet non significatif de l'indice $HELLCONC$ avec aspect sectoriel. Dans les industries des biens d'équipement, l'effet de cet indice est significatif au seuil de 10 % et négatif. L'espérance du nombre d'établissements de ce secteur diminue de 2 % lorsque l'indice augmente de 10 %. À la différence de l'influence qu'a la concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus sur les décisions de localisation des établissements des industries des biens intermédiaires, l'impact de la concentration intrarégionale du secteur sur les choix des entrepreneurs des industries des biens d'équipement ne peut pas être interprété comme une recherche d'externalités de connaissance, mais peut l'être comme une aversion pour la congestion.

La surreprésentation du secteur affecte les choix de localisation des établissements de six secteurs. L'indice BAL a, dans ces secteurs, un coefficient de signe positif. Les décisions de localisation des entrepreneurs des secteurs du commerce et des services aux entreprises sont celles qui sont les plus sensibles à la surreprésentation du secteur (élasticités égales à 1,5). En revanche, l'effet de l'indice BAL sur les choix des entrepreneurs des industries des biens intermédiaires est de plus faible ampleur (élasticité égale à 0,5) que ceux que nous dégageons pour les autres secteurs. L'estimation portant sur le secteur de l'énergie aboutit, en ce qui concerne l'indice BAL, à un effet positif avec la spécification 3 mais non significatif avec la spécification 2. En outre, dans cinq secteurs, la surreprésentation du secteur n'a jamais d'action significative.

S'il est possible, grâce aux estimations que nous avons effectuées, de mettre en évidence pour certains secteurs le rôle des externalités de connaissance dont la source est propre au secteur (voir les résultats précédents), on ne peut faire de même pour le rôle des externalités fondées sur la variété sectorielle. Le degré de spécialisation n'influe de manière négative sur les choix de localisation des établissements d'aucun secteur. Nous obtenons au contraire, pour six secteurs, un effet positif de l'indice $HELLSPEC$. La valeur de l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à cet indice est plus grande dans les secteurs secondaires que dans les secteurs tertiaires. Ainsi peut-on opposer les industries des biens intermédiaires au secteur du commerce, les élasticités étant respectivement de 0,32 et 0,16. D'autre part, les entrepreneurs de six secteurs sélectionnent une région sans tenir compte de son degré de spécialisation.

Quand le modèle NB2 est substitué au modèle de Poisson, les effets des variables explicatives deviennent fréquemment non significatifs. De ce fait, les différences entre secteurs relatives aux déterminants du choix de localisation s'effacent. Seules subsistent les différences les plus nettes.

4.4.2 Les estimations avec effets spécifiques pour les régions

Certaines des estimations dont nous avons examiné les résultats dans ce qui précède s'appuient sur des modèles de Poisson qui sont tels qu'il est équivalent de déterminer leurs paramètres et de calculer les valeurs des paramètres de modèles logit conditionnels. Nous devons donc traiter le problème posé par la propriété du modèle logit conditionnel sur

Variable explicative	Spécification	
	1	2
Constante	-2,913	3,604
	(6,045)	(4,900)
Salaire brut annuel moyen	-0,475	-0,925**
	(0,550)	(0,437)
Taux de chômage	0,125	0,695e-01
	(0,126)	(0,972e-01)
Densité de population	0,269e-01	0,879e-02
	(0,558e-01)	(0,420e-01)
Taux de taxe professionnelle	-0,984e-02***	-0,301e-02
	(0,307e-02)	(0,269e-02)
Nombre d'établissements	1,184***	1,146***
	(0,463e-01)	(0,435e-01)
Concentration intrarégionale de		0,122***
l'activité tous secteurs confondus		(0,424e-01)
Concentration intrarégionale		-0,714e-01***
du secteur		(0,143e-01)
Surreprésentation du secteur		0,724***
		(0,103e-01)
Degré de spécialisation		0,147***
		(0,510e-01)
α^{-1}	109,677***	193,074***
	(33,587)	(60,291)
Log-vraisemblance	-6 609	-3 942

Note : toutes les variables explicatives en logarithme
Écarts types entre parenthèses
***, **, * : significatif au seuil de 1 %, de 5 %, de 10 %

TAB. 4.5: Le modèle de Poisson pour le choix de région, avec effets aléatoires

laquelle nous nous sommes penché à la section 4.2, propriété nommée « indépendance des états non pertinents ». Pour cela, nous incorporons dans le modèle de Poisson avec aspect sectoriel mais données groupées un effet spécifique pour chaque région (voir la section 4.2). Nous suivons ainsi la démarche de FIGUEIREDO, GUIMARÃES et WOODWARD (2002b). Ces effets spécifiques sont soit des effets aléatoires, soit des effets fixes. Le modèle de Poisson avec effets aléatoires comprend notamment des variables muettes sectorielles et un paramètre α introduit à la section 4.2 (voir les équations (4.14) et (4.27)). Les valeurs des paramètres de ce modèle, autres que les coefficients des variables muettes, et la valeur de la log-vraisemblance qui découle de leur estimation figurent dans le tableau 4.5. Afin de rendre possibles les comparaisons, les deux spécifications du modèle de Poisson avec effets aléatoires que nous utilisons sont semblables à celles que nous avons retenues pour le modèle de Poisson sans effets spécifiques dans le cas de l'estimation de type II.

Quelle que soit la spécification, la valeur de la log-vraisemblance à laquelle nous parvenons en recourant au modèle de Poisson avec effets aléatoires est très supérieure à la valeur calculée avec la spécification correspondante du modèle de Poisson sans effets spécifiques.

L'usage d'un modèle de Poisson avec effets aléatoires semble donc pertinent. Qu'il n'y ait pas, dans le modèle, d'effets aléatoires ou qu'il y en ait, l'estimation des coefficients de la spécification 1 laisse penser que les entrepreneurs privilégient les régions où le taux de taxe professionnelle est bas ou celles où les établissements déjà implantés sont nombreux. Dans l'un et l'autre cas, les effets de ces variables explicatives sont significatifs au seuil de 1 %. Celui du taux de taxe professionnelle est de plus grande ampleur dans le deuxième. L'inclusion des effets aléatoires, lorsque la spécification est la spécification 1, ne change pas le résultat qui se rapporte au salaire : celui-ci reste sans influence sur le choix de localisation. En revanche, elle rend non significatives l'action du taux de chômage et celle de la densité de population.

La spécification 2 du modèle de Poisson avec effets aléatoires, comme la spécification 2 du modèle de Poisson sans effets spécifiques, mène à un effet négatif du salaire et à un effet positif du nombre d'établissements déjà en activité. Pour la première de ces deux variables explicatives, le seuil de significativité n'est que de 5 % quand le modèle comporte des effets aléatoires, tandis qu'il est de 1 % si le modèle en est dépourvu. L'action de la deuxième variable est significative au seuil de 1 % que soit employé l'un ou l'autre modèle. D'autre part, lorsque des effets aléatoires sont adjoints à la spécification 2 du modèle de Poisson, l'effet significatif et positif du taux de chômage et les effets significatifs et négatifs de la densité de population et du taux de taxe professionnelle disparaissent. Chacune de ces trois variables explicatives n'a plus d'action significative.

Par ailleurs, se servir de la spécification 2 du modèle de Poisson avec effets aléatoires plutôt que de la spécification 2 du modèle de Poisson sans effets spécifiques est sans conséquence pour l'influence des facteurs que reflètent les indicateurs de concentration spatiale et de spécialisation. L'estimation réalisée à l'aide du modèle de Poisson avec effets aléatoires et celle qui l'est au moyen du modèle de Poisson sans effets spécifiques conduisent toutes les deux à des résultats qui témoignent d'une préférence des entrepreneurs pour les régions à l'intérieur desquelles l'activité tous secteurs confondus est très concentrée ou à l'intérieur desquelles le secteur est peu concentré, ou pour les régions dans lesquelles la surreprésentation du secteur est forte ou le degré de spécialisation élevé. Avec l'un ou l'autre modèle, les effets des indices $HELLCONC$ sans dimension sectorielle, $HELLCONC$ avec aspect sectoriel, BAL et $HELLSPEC$ sont significatifs au seuil de 1 %. On peut cependant remarquer que l'ajout des effets aléatoires entraîne une hausse de l'élasticité, en valeur absolue, de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à l'indice $HELLCONC$ avec dimension sectorielle. Les autres élasticités ne varient presque pas.

Le modèle de Poisson avec effets fixes développé à la section 4.2 ne peut compter que des variables explicatives ayant une dimension sectorielle. En conséquence, les variables explicatives de ce modèle sont, outre les variables muettes sectorielles, l'indicateur de la concentration intrarégionale du secteur ($HELLCONC$ avec aspect sectoriel) et l'indicateur de la spécialisation dans le secteur (BAL). Nous estimons les paramètres du modèle par l'intermédiaire de la méthode du maximum de vraisemblance conditionnelle (voir les équations (4.28) et (4.32)). Le tableau 4.6 donne les coefficients du modèle de Poisson avec effets fixes ainsi que la valeur de la log-vraisemblance qui correspond à ce modèle. Dans le cas du modèle de Poisson avec effets fixes, comme dans celui du modèle de Poisson sans

Variable explicative	Modèle de Poisson avec effets fixes
Concentration intrarégionale du secteur	-0,717e-01***
	(0,143e-01)
Surreprésentation du secteur	0,723***
	(0,103e-01)
Log-vraisemblance	-3 774

Note : toutes les variables explicatives en logarithme
Écarts types entre parenthèses
***, **, * : significatif au seuil de 1 %, de 5 %, de 10 %

TAB. 4.6: Le modèle de Poisson pour le choix de région, avec effets fixes

effets spécifiques, la concentration intrarégionale du secteur a un effet négatif sur le choix de région, et la surreprésentation du secteur un effet positif. Pour chacune de ces variables explicatives, l'estimation avec effets fixes et l'estimation sans effets spécifiques aboutissent au même seuil de significativité, qui est de 1 %. À nouveau, l'élasticité, en valeur absolue, de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à l'indice $HELLCONC$ s'accroît quand le modèle de Poisson sans effets spécifiques est remplacé par le modèle de Poisson avec effets spécifiques. L'élasticité par rapport à l'indice BAL reste à peu près identique.

Ni le modèle de Poisson sans effets spécifiques ni le modèle avec effets spécifiques ne permettent de mettre au jour l'impact auquel nous nous attendions pour le degré de spécialisation. D'autre part, la confrontation des résultats de l'estimation avec effets spécifiques et de ceux de l'estimation sans effets spécifiques révèle la dépendance de l'influence de certaines variables explicatives (notamment le taux de chômage et le coût de la terre) à l'égard du choix du modèle. Cependant, les économies d'agglomération et les effets des indicateurs de concentration spatiale et de spécialisation sont robustes : un changement de modèle ne modifie pas ces effets.

4.5 Les déterminants du choix de zone d'emploi

Les modèles grâce auxquels nous mettons en lumière les déterminants du choix de zone d'emploi sont semblables à ceux qui sous-tendent les estimations auxquelles nous avons procédé pour dégager les déterminants du choix de région. Mais les ensembles de variables explicatives diffèrent selon que les modèles sont formulés à l'échelle des zones d'emploi ou au niveau des régions (voir les tableaux 4.1 et 4.2). D'une part, nous n'abordons pas l'effet de la concentration de l'activité à l'intérieur de la zone d'emploi, alors que nous nous sommes intéressé à l'impact de la concentration intrarégionale. D'autre part, nous ne disposons pas, pour les zones d'emploi, de données sur la demande et le salaire analogues à celles que nous avons exploitées quand nous avons estimé les coefficients des modèles de choix de région. Enfin, si la fiscalité peut influer sur le choix de région, il n'en va pas de même en ce qui concerne le choix de zone d'emploi, car aucune taxe n'est fixée au niveau de ces zones.

Variable explicative	Spécification	
	1	2
Constante	-1,255***	-1,243***
	(0,660e-01)	(0,661e-01)
Taux de chômage	0,329***	0,331***
	(0,935e-02)	(0,935e-02)
Part des personnes les plus	0,249***	0,247***
diplômées dans la population	(0,863e-02)	(0,864e-02)
Densité de population	-0,206e-01***	-0,246e-01***
	(0,227e-02)	(0,257e-02)
Nombre d'établissements	1,029***	1,033***
	(0,412e-02)	(0,432e-02)
Degré de spécialisation		0,106e-01***
		(0,321e-02)
Log-vraisemblance	-3 768	-3 762
Log-vraisemblance contrainte	-2,220e05	-2,220e05
Statistique du ratio		
de vraisemblance (ddl du χ^2)	4,365e05 (4)	4,365e05
Indice du ratio de vraisemblance	0,983	0,983

Note : toutes les variables explicatives en logarithme
Écarts types entre parenthèses
***, **, * : significatif au seuil de 1 %, de 5 %, de 10 %

TAB. 4.7: Le modèle de Poisson pour le choix de zone d'emploi, sans effets spécifiques, sans dimension sectorielle

4.5.1 Les estimations sans effets spécifiques pour les zones d'emploi

Les estimations sans dimension sectorielle

Avant de tirer parti de l'ensemble de données avec dimension sectorielle à l'aide duquel nous étudions empiriquement les facteurs affectant le choix de zone d'emploi, nous utilisons l'ensemble de données sans aspect sectoriel. Nous envisageons donc ici le modèle de Poisson sans effets spécifiques dans le cas de l'estimation de type I. Les coefficients de ce modèle apparaissent dans le tableau 4.7 qui est l'analogue du tableau 4.3 pour les zones d'emploi. On peut y lire également les valeurs de statistiques nécessaires à un test du ratio de vraisemblance et la valeur de l'indice du ratio de vraisemblance (voir le paragraphe 4.4.1). Nous construisons deux spécifications du modèle. Elles ne se distinguent que par l'indicateur synthétique de spécialisation, $HELLSPEC$: il n'est pas inclus dans l'ensemble des variables explicatives de la spécification 1 mais l'est dans celui de la spécification 2. Nous pourrons ainsi savoir si la prise en considération du degré de spécialisation modifie les effets des autres variables et préciser la façon dont elle le fait.

Les valeurs qui forment la matrice des coefficients de corrélation des variables explicatives de l'une ou l'autre spécification semblent peu élevées ; cela suggère que les colinéarités entre ces variables ne sont pas très fortes. Ces colinéarités n'ont donc qu'une incidence

limitée sur les résultats que nous détaillons ci-après. Le test du ratio de vraisemblance effectué au moyen des statistiques contenues dans le tableau 4.7 montre que la spécification 1 est globalement significative au seuil de 1 %. En outre, à un tel seuil, l'action de chacune des variables explicatives de cette spécification est significative. Les signes des coefficients de ces variables indiquent qu'une zone d'emploi où le taux de chômage, la part des personnes les plus diplômées dans la population ou le nombre d'établissements déjà en activité revêtent de grandes valeurs, ou dans laquelle la densité de population est basse, a plus de chances d'accueillir un établissement qu'une autre zone d'emploi. C'est le nombre d'établissements déjà implantés qui a le plus de poids dans la décision de localisation (élasticité égale à 1 environ). Au contraire, l'effet de la densité de population est de plus faible ampleur que les effets des autres variables explicatives : la valeur absolue de l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à la densité (0,021) est particulièrement petite.

Le taux de chômage, le niveau de capital humain et le facteur engendrant des économies d'agglomération ont un impact similaire sur le choix de région et sur le choix de zone d'emploi. C'est ce que l'on observe tout au moins quand on compare les conclusions de l'estimation réalisée au niveau des zones d'emploi en recourant à la spécification 1 du modèle de Poisson sans effets spécifiques et sans aspect sectoriel et celles de l'estimation faite à l'échelle des régions et qui repose sur la spécification 1 du même modèle. En revanche, cette comparaison fait ressortir une différence quant à l'influence du coût de la terre : la variable explicative qui le représente a un effet positif au niveau régional mais négatif à l'échelle des zones d'emploi. Cette différence disparaît cependant si on substitue la spécification 2 du modèle de choix de région à la spécification 1 et que l'on laisse inchangée la spécification du modèle de choix de zone d'emploi.

Le seuil de significativité globale, pour la spécification 2 du modèle par l'intermédiaire duquel nous formalisons la sélection d'une zone d'emploi, est de 1 %. Après avoir estimé les paramètres de cette spécification, il est possible de se prononcer sur l'impact du degré de spécialisation. L'effet de l'indice $HELLSPEC$ est significatif au seuil de 1 % et positif. La probabilité qu'une zone d'emploi soit choisie comme localisation doit donc être d'autant plus forte que le degré de spécialisation de la zone d'emploi est plus élevé. Mais un accroissement de 10 % de l'indice $HELLSPEC$ n'entraîne qu'une augmentation de 0,1 % de l'espérance du nombre d'établissements. L'élasticité est plus basse pour le degré de spécialisation que pour n'importe quelle autre variable explicative. Ajoutons que le modèle de Poisson sans effets spécifiques et sans dimension sectorielle mène à une élasticité par rapport à l'indice $HELLSPEC$ beaucoup plus faible au niveau des zones d'emploi qu'à l'échelle régionale. On peut le constater en s'appuyant sur la spécification 2 du modèle de choix de zone d'emploi et sur la spécification 3 ou 4 du modèle de choix de région.

D'autre part, introduire dans le modèle appliqué aux zones d'emploi l'indicateur synthétique de spécialisation a peu de conséquences sur les effets des autres variables explicatives. Certes l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à la densité de population est plus grande en valeur absolue avec la spécification 2 qu'avec la spécification 1. Mais les signes des coefficients de la densité de population, du taux de chômage, de la part des personnes les plus diplômées dans la population et du nombre d'établissements déjà en activité ainsi que les seuils de significativité sont les mêmes quelle que soit la spé-

cification. De plus, les élasticités par rapport aux trois dernières variables explicatives ne varient presque pas lorsque la spécification qui ne comprend pas l'indice $HELLSPEC$ est remplacée par l'autre spécification.

Une nouvelle fois, les résultats empiriques relatifs à l'influence du degré de spécialisation s'opposent aux prévisions que nous avons faites au paragraphe 4.3.5. En revanche, à l'échelle des zones d'emploi, les effets de toutes les autres variables explicatives sont ceux que nous avons anticipés.

Les estimations avec observations groupées

L'ensemble de données avec dimension sectorielle et qui se rapporte aux zones d'emploi nous sert pour deux types d'estimation des coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques : nous déterminons d'abord ces coefficients en groupant les observations (estimation de type II), puis nous le faisons secteur par secteur (estimation de type III). L'estimation de type II conduit aux coefficients et aux valeurs des statistiques présentés dans le tableau 4.8. Rappelons que, dans le cas de l'estimation de type II, le modèle comporte des variables muettes sectorielles ; le tableau 4.8, analogue du tableau 4.4, ne fournit pas les coefficients de ces variables. Le modèle est spécifié d'une part sans y incorporer les deux indicateurs de spécialisation, BAL et $HELLSPEC$ (spécification 1), et d'autre part en tenant compte de ces indicateurs (spécification 2).

Chacune des deux spécifications est globalement significative au seuil de 1 %. Pour chaque variable explicative (autre qu'une variable muette sectorielle) de la spécification 1 du modèle de Poisson sans effets spécifiques et avec observations groupées, le signe du coefficient et le seuil de significativité sont les mêmes que le signe et le seuil que nous avons obtenus en faisant usage de la spécification 1 du modèle de Poisson sans effets spécifiques et sans dimension sectorielle. En outre, l'élasticité qui résulte de l'estimation de type II est comparable à celle qui découle de l'estimation de type I, cela quelle que soit la variable explicative. Le nombre d'établissements a un large effet positif sur le choix de zone d'emploi, la densité de population un effet négatif de très faible ampleur et le taux de chômage, comme la part des personnes les plus diplômées dans la population, un effet positif de taille moyenne. S'agissant du taux de chômage, de la densité de population et du nombre d'établissements, l'influence que nous mettons en évidence au niveau des zones d'emploi à l'aide de la spécification 1 du modèle de Poisson sans effets spécifiques et avec observations groupées est semblable à celle qui se fait jour à l'échelle des régions lorsque nous utilisons la spécification 1 du même modèle : les coefficients ont un signe identique dans les deux cas. De plus, les élasticités de l'espérance du nombre d'établissements nouvellement implantés par rapport au taux de chômage diffèrent à peine. Cependant, l'élasticité par rapport à la densité et l'élasticité par rapport au nombre d'établissements déjà implantés sont plus basses, en valeur absolue, à l'échelle des zones d'emploi qu'au niveau régional.

La spécification 2 du modèle de choix de zone d'emploi permet de procéder à un test grâce auquel on peut savoir si les indicateurs de spécialisation apportent quelque chose à la compréhension des décisions prises à cet échelon spatial. L'hypothèse nulle de ce test du ratio de vraisemblance est que la surreprésentation du secteur et le degré de spécialisation n'ont aucun pouvoir explicatif. Elle peut être rejetée au seuil de 1 % : la valeur

Variable explicative	Spécification	
	1	2
Constante	-5,317***	-5,175***
	(0,678e-01)	(0,674e-01)
Taux de chômage	0,329***	0,310***
	(0,935e-02)	(0,931e-02)
Part des personnes les plus	0,249***	0,205***
diplômées dans la population	(0,863e-02)	(0,856e-02)
Densité de population	-0,206e-01***	-0,405e-01***
	(0,227e-02)	(0,253e-02)
Nombre d'établissements	1,029***	1,040***
	(0,412e-02)	(0,427e-02)
Surreprésentation du secteur		0,652***
		(0,601e-02)
Degré de spécialisation		0,400e-01***
		(0,323e-01)
Log-vraisemblance	-2,529e04	-1,916e04
Log-vraisemblance contrainte	-3,803e05	-3,803e05
Statistique du ratio		
de vraisemblance (ddl du χ^2)	7,101e05 (16)	7,224e05 (18)
Indice du ratio de vraisemblance	0,934	0,950

Note : toutes les variables explicatives en logarithme
Écarts types entre parenthèses
***, **, * : significatif au seuil de 1 %, de 5 %, de 10 %

TAB. 4.8: Le modèle de Poisson pour le choix de zone d'emploi, sans effets spécifiques, avec observations groupées

de la statistique de test (égale à 12 257) est supérieure à la valeur critique du χ^2 (égale à 9 environ). L'estimation des coefficients des variables explicatives de la spécification 2 nous amène à formuler des conclusions ayant trait aux indices BAL et $HELLSPEC$. Ce qui ressort de cette estimation est qu'une forte surreprésentation d'un secteur dans une zone d'emploi ou un haut degré de spécialisation de cette zone d'emploi incitent les entrepreneurs du secteur à la choisir comme localisation. L'action de l'indice BAL et celle de l'indice $HELLSPEC$ sont significatives au seuil de 1 %. Une augmentation de 10 % de l'indice BAL est associée à un accroissement de 6,5 % de l'espérance du nombre d'établissements. Une hausse de 10 % de l'indice $HELLSPEC$ élève cette espérance de 0,4 %.

Que l'on ait recours à la spécification 2 du modèle de Poisson sans effets spécifiques et sans dimension sectorielle ou à la spécification 2 du modèle de Poisson sans effets spécifiques et avec observations groupées, le sens de l'effet du degré de spécialisation est le même. Cependant, la valeur que revêt l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à l'indice $HELLSPEC$ dans le cas de l'estimation de type II est presque quatre fois plus grande que la valeur que prend cette élasticité dans le cas de l'estimation de type I. D'autre part, lorsque sont confrontés les résultats de l'estimation effectuée à l'échelle des zones d'emploi, au moyen de la spécification 2 du modèle de Poisson sans effets spécifiques et avec observations groupées, et ceux de l'estimation réalisée au niveau des régions et fondée sur la spécification 2 du modèle analogue, il apparaît que le sens de l'effet de la surreprésentation du secteur, comme celui de l'effet du degré de spécialisation, est identique pour l'un et l'autre des deux échelons spatiaux. Passer du modèle de choix de région au modèle de choix de zone d'emploi n'entraîne qu'une petite variation de l'élasticité par rapport à l'indice BAL. L'élasticité par rapport à l'indice $HELLSPEC$, en revanche, est beaucoup plus faible au niveau des zones d'emploi qu'à l'échelle régionale.

Enfin, l'inclusion des deux indicateurs de spécialisation dans le modèle de choix de zone d'emploi ne modifie le sens de l'effet d'aucune des autres variables explicatives. Elle n'affecte aucun des seuils de significativité. Les seules élasticités qui diffèrent nettement suivant la spécification sont l'élasticité par rapport à la part des personnes les plus diplômées dans la population et l'élasticité par rapport à la densité de population. La première est plus basse quand l'ensemble des variables explicatives contient les indicateurs de spécialisation que quand ils en sont exclus. Un constat inverse peut être fait pour la deuxième.

Les effets du taux de chômage et du niveau de capital humain, ainsi que les économies d'agglomération, sont robustes : la décomposition de l'activité en secteurs et l'ajout de variables explicatives les laissent inchangés, tout au moins si on ne considère que les signes des coefficients. En outre, l'influence de ces facteurs à l'échelle des zones d'emploi est similaire à leur impact au niveau des régions. Il en est de même pour l'influence des facteurs que représentent les indicateurs de spécialisation.

Les différences entre secteurs : les résultats fondés sur le modèle de Poisson

L'estimation des coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques faite en groupant les observations néglige certaines informations que renferme l'ensemble de données

avec dimension sectorielle relatif aux zones d'emploi[46]. Pour exploiter ces informations, il est nécessaire d'estimer secteur par secteur les coefficients du modèle (estimation de type III). Les résultats d'une telle démarche sont exposés dans ce qui suit. Nous adoptons ici deux spécifications. Les variables explicatives sont, pour l'une de ces spécifications, celles de la spécification 1 du modèle de Poisson sans effets spécifiques et avec observations groupées, et, pour l'autre, celles de la spécification 2 de ce modèle. Quel que soit le secteur, l'une et l'autre spécifications sont, au seuil de 1 %, globalement significatives.

Les effets des variables explicatives traditionnelles

Au niveau régional, les effets des variables explicatives ne sont pas les mêmes dans tous les secteurs. Ce devrait être le cas également à l'échelle des zones d'emploi si les différences qui portent sur les déterminants du choix de localisation reflètent des différences de fonction de production. Nous vérifions que les variables n'influent pas de manière identique sur les décisions des entrepreneurs de tous les secteurs en envisageant d'abord le taux de chômage. Les producteurs des industries agricoles et alimentaires et des secteurs de la construction, du commerce, des transports et des services aux particuliers privilégient les régions où ce taux est élevé ; ceux du secteur de l'énergie les évitent. De façon similaire, au niveau des zones d'emploi, le taux de chômage a un effet positif sur les choix de localisation des établissements des cinq premiers secteurs, et un effet négatif sur les choix de localisation des établissements du dernier. À cet échelon spatial, quatre autres secteurs (industries des biens de consommation, des biens d'équipement, secteur immobilier, secteur de l'éducation, la santé et l'action sociale) figurent parmi ceux dont les producteurs sont attirés par un taux de chômage considérable. En outre, l'industrie automobile s'ajoute au secteur de l'énergie : les entrepreneurs de cette industrie préfèrent les zones d'emploi où le taux de chômage est faible. À l'échelle des zones d'emploi, l'action de la variable explicative est significative au seuil de 1 % dans bon nombre des secteurs mentionnés ci-dessus. Cependant, les seuils de significativité obtenus pour les industries des biens de consommation avec la spécification 1, pour l'industrie automobile, pour le secteur des transports avec la spécification 1 et pour ce secteur avec la spécification 2 sont de 5 %, 10 %, 5 % et 10 % respectivement. D'autre part, dans les industries des biens intermédiaires et le secteur des services aux entreprises, l'effet du taux de chômage est, selon la spécification, non significatif ou significatif et positif.

L'impact du niveau de capital humain n'est examiné secteur par secteur qu'à l'échelle des zones d'emploi[47]. Trois groupes de secteurs peuvent être constitués en s'appuyant sur l'influence de la part des personnes les plus diplômées dans la population. Les entrepreneurs des secteurs du premier groupe choisissent les zones d'emploi où cette part est grande plutôt que les autres. Cinq secteurs appartiennent à ce groupe. On y trouve presque tous les secteurs tertiaires, mais aussi le secteur de la construction. Le seuil de significativité auquel nous parvenons pour ces secteurs est, à une exception près, de 1 %. Il est possible que les producteurs de ce groupe ne recherchent pas un haut niveau de capital humain en tant que tel, mais la forte demande de biens qu'il implique. Le deuxième

[46]Nous avons évoqué une limite analogue quand nous avons analysé le choix de région (voir le paragraphe 4.4.1).

[47]La justification est donnée au paragraphe 4.4.1.

groupe réunit les secteurs dans lesquels la variable explicative qui nous intéresse ici a un effet négatif, à savoir l'industrie automobile et le secteur des transports. L'action de la part des personnes les plus diplômées dans la population y est significative au seuil de 1 % ou de 5 %. L'effet négatif de cette part pourrait signifier que les producteurs du deuxième groupe sélectionnent une zone d'emploi de façon à échapper au versement d'un salaire élevé. Les choix des entrepreneurs des secteurs du troisième groupe ne sont pas liés à la part des personnes les plus diplômées dans la population. Ces entrepreneurs sont ceux des industries des biens de consommation et du secteur de l'énergie. Enfin, quatre secteurs ne font partie d'aucun groupe : nous dégageons pour ces secteurs des résultats qui ne sont pas robustes.

Lorsque les choix étudiés sont des choix de zone d'emploi, l'action de la densité de population est très souvent significative au seuil de 1 %. Rappelons que c'est par l'intermédiaire de l'impact de la densité que nous appréhendons celui du coût de la terre. L'estimation de type III incite à penser que les entrepreneurs d'une large majorité de secteurs ont une propension à implanter leur établissement dans les zones d'emploi où le coût de la terre est bas. Pour quatre secteurs (industries des biens intermédiaires, secteurs de l'énergie, de la construction[48], des services aux particuliers), nous mettons au jour un effet négatif de la densité de population à la fois à l'échelle régionale et au niveau des zones d'emploi. Mais, dans cinq secteurs, la densité a un effet négatif sur le choix de zone d'emploi alors qu'elle n'a pas d'effet significatif sur le choix de région (voir le paragraphe 4.4.1 s'agissant du secteur immobilier). D'autre part, les producteurs de trois secteurs préfèrent les zones d'emploi où la densité de population prend une grande valeur. Les entrepreneurs de ces secteurs attachent probablement plus d'importance au niveau d'urbanisation qu'au coût de la terre. Pour le secteur des services aux entreprises, l'estimation mène à un effet positif de la densité aux deux échelons spatiaux que nous avons retenus. En revanche, dans deux secteurs, l'effet de la densité est positif au niveau des zones d'emploi, mais de sens contraire à l'échelle régionale (voir le paragraphe 4.4.1). Il faut ajouter, pour être complet, que les choix de zone d'emploi faits par les producteurs de l'industrie automobile ne dépendent pas de la densité de population.

Les entrepreneurs de chacun des secteurs sont attirés par les zones d'emploi où le nombre d'établissements déjà en activité est considérable. Pour tous les secteurs, la spécification 1, comme la spécification 2, conduit à un effet de cette variable explicative significatif au seuil de 1 %. Ces résultats attestent l'existence d'économies d'agglomération à l'échelle des zones d'emploi, cela pour chaque secteur. Ils sont semblables à ceux auxquels nous avons abouti en analysant le choix de région. Au niveau des zones d'emploi, l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements nouvellement implantés par rapport au nombre d'établissements déjà en activité est relativement forte dans l'industrie automobile (spécification 1) et relativement faible dans les industries des biens intermédiaires (spécification 1) et celles des biens d'équipement (spécification 2). Avec l'une ou l'autre spécification, le secteur de l'énergie affiche une des valeurs les plus élevées de cette élasticité. Ce dernier constat est totalement opposé à celui que nous avons fait après avoir estimé les coefficients du modèle de choix de région.

[48] Les résultats qui se rapportent à ce secteur ne sont pas robustes.

Les effets de la spécialisation

Prendre en considération les indicateurs de spécialisation s'avère très souvent nécessaire : certes ces indicateurs n'ont pas de pouvoir explicatif dans l'industrie automobile, mais le contraire est vrai dans les douze autres secteurs. Les entrepreneurs de chacun de ces douze secteurs privilégient les zones d'emploi où le secteur auquel ils appartiennent est surreprésenté. Quel que soit le secteur, le seuil de significativité, pour l'indice BAL, est de 1 %. Pour de très nombreux secteurs, nous mettons en évidence des effets de l'indice BAL qui sont de même sens à l'échelle des zones d'emploi et au niveau régional. Les industries des biens de consommation se distinguent des autres secteurs : l'effet de la surreprésentation du secteur sur le choix de zone d'emploi y est positif, mais l'effet sur le choix de région y est non significatif. Au niveau des zones d'emploi, lorsque l'indice BAL augmente, l'espérance du nombre d'établissements des secteurs de la construction, du commerce et des services aux particuliers s'accroît davantage que l'espérance du nombre d'établissements des autres secteurs (élasticités égales à 0,7, 0,8 et 0,8 respectivement). Dans le deuxième de ces trois secteurs, l'élasticité est également très haute à l'échelle régionale.

À la différence des estimations réalisées en exploitant les données régionales, les estimations fondées sur les données relatives aux zones d'emploi rendent apparents des effets négatifs du degré de spécialisation. Un tel impact du degré de spécialisation est obtenu pour trois secteurs : le secteur immobilier, le secteur des services aux entreprises et celui de l'éducation, la santé et l'action sociale. L'action de l'indice $HELLSPEC$ y est significative au seuil de 1 %. C'est dans le dernier de ces trois secteurs que l'effet négatif de $HELLSPEC$ est de la plus grande ampleur : une hausse de 10 % de l'indice a pour conséquence une diminution de 0,8 % de l'espérance du nombre d'établissements. Nous nous attendions à ce que le degré de spécialisation influe de manière négative sur le choix de localisation : cela témoigne du fait que les entrepreneurs cherchent à tirer avantage d'externalités de connaissance qui résultent de la variété sectorielle. Cependant, les estimations dont les conclusions sont présentées plus haut ne nous avaient pas permis de le vérifier empiriquement.

D'autre part, dans les industries des biens de consommation et les secteurs de la construction, du commerce et des services aux particuliers, le degré de spécialisation a un effet significatif au seuil de 1 % et positif. Le signe positif du coefficient n'est pas compatible avec l'interprétation en termes d'externalités explicitée ci-dessus. Les résultats des estimations auxquelles nous avons procédé pour ces quatre secteurs sont tels que l'influence du degré de spécialisation est semblable à l'échelle des zones d'emploi et au niveau des régions. Les choix de zone d'emploi des producteurs élaborant des biens de consommation sont ceux qui sont les plus sensibles au degré de spécialisation (élasticité égale à 0,126). Une observation analogue a été faite à l'autre échelon spatial. Enfin, cinq secteurs voient leurs entrepreneurs choisir une zone d'emploi sans que le degré de spécialisation entre en jeu.

Dans le secteur immobilier et celui de l'éducation, la santé et l'action sociale, chacune des variables explicatives a, sur le choix de zone d'emploi, l'effet prévu. Une conclusion presque identique peut être énoncée pour les industries agricoles et alimentaires et le

secteur du commerce. En revanche, les décisions prises par les entrepreneurs des industries des biens de consommation et du secteur des transports seraient sans doute mieux comprises si d'autres variables explicatives étaient utilisées.

Les différences entre secteurs : les résultats qui reposent sur le modèle binomial négatif

Le modèle de Poisson à l'aide duquel nous avons mis en lumière, au niveau des zones d'emploi, les différences existant entre les secteurs pourrait être trop restrictif[49]. Cela nous amène à compléter les estimations que sous-tend le modèle de Poisson par des estimations effectuées en recourant au modèle binomial négatif, plus précisément au modèle NB2. Le modèle NB2 (estimation de type III) est spécifié de deux façons. Ces deux spécifications sont, en ce qui concerne les variables explicatives, pareilles à celles dont nous avons fait usage quand nous avons estimé secteur par secteur les coefficients du modèle de Poisson. Les données dont nous disposons sont telles que, à l'échelle des zones d'emploi, le modèle NB2 est toujours supérieur au modèle de Poisson. L'hypothèse contraire peut être rejetée au seuil de 1 %, quelle que soit la spécification, dans douze secteurs. Pour l'industrie automobile, nous parvenons à un seuil de significativité qui n'est que de 5 % avec la spécification 1 et de 10 % avec la spécification 2.

Les effets des variables explicatives traditionnelles

L'estimation des coefficients du modèle NB2 réalisée au niveau des zones d'emploi fait à nouveau apparaître l'influence ambivalente du taux de chômage déjà évoquée au paragraphe 4.4.1. Pour six secteurs, la spécification 1 du modèle NB2, à l'échelle des zones d'emploi, conduit à un effet positif du taux de chômage. Dans chacun de ces secteurs, l'impact du chômage est similaire lorsque la spécification est la spécification 2. Parmi les six secteurs, on trouve notamment les industries agricoles et alimentaires, pour lesquelles nous avons dégagé au moyen du modèle NB2 un effet positif du chômage sur le choix de région. De plus, à l'échelle des zones d'emploi, le taux de chômage a, dans trois secteurs, un effet positif avec spécification 2 mais non significatif avec la spécification 1. D'autre part, la spécification 1, comme la spécification 2, aboutit à un effet négatif du taux de chômage sur les choix de zone d'emploi que font les entrepreneurs du secteur de l'énergie. Au niveau régional, l'influence du chômage sur les choix de ces entrepreneurs est semblable, mais le résultat est moins robuste. Enfin, à l'échelle des zones d'emploi, le taux de chômage est sans effet sur les décisions des producteurs de trois secteurs.

La variable explicative par laquelle nous évaluons le niveau de capital humain est introduite dans le modèle NB2 appliqué aux zones d'emploi, mais ne l'est pas dans le modèle analogue qui se rapporte aux régions. Il n'est donc pas possible de montrer que le niveau de capital humain affecte le choix de localisation de la même manière aux deux échelons spatiaux auxquels nous nous intéressons ou qu'il le fait de façons différentes. Après avoir calculé les valeurs des paramètres du modèle NB2 au niveau des zones d'emploi, on peut affirmer que les entrepreneurs d'une majorité de secteurs sélectionnent les localisations où la part des personnes les plus diplômées dans la population est élevée

[49]Voir le paragraphe 4.4.1 en substituant l'expression « zone d'emploi » au terme « région ».

plutôt que les autres localisations. Avec la spécification 1, nous mettons au jour pour sept secteurs un effet positif de cette part. L'estimation qui repose sur la spécification 2 révèle, pour chacun de ces secteurs et pour deux autres, un impact comparable. En revanche, avec la spécification 1, l'effet de la variable explicative sur laquelle nous nous penchons ici est négatif dans l'industrie automobile et les industries des biens intermédiaires. Un tel impact apparaît également dans le premier de ces secteurs quand la spécification est la spécification 2. Ajoutons que la variable n'a pas d'action significative sur les choix de zone d'emploi des entrepreneurs de deux autres secteurs, cela que l'estimation soit réalisée par l'intermédiaire de l'une ou de l'autre spécification.

L'estimation des coefficients du modèle NB2 suggère que les producteurs des industries agricoles et alimentaires, des industries des biens intermédiaires, du secteur de l'énergie et du secteur des services aux particuliers évitent les zones d'emploi où les coûts fonciers sont forts. Pour ces quatre secteurs, chacune des deux spécifications mène à un effet négatif de la densité de population. Rappelons que, en nous servant du modèle NB2, nous avons obtenu pour le secteur de l'énergie, mais pas pour les trois autres secteurs, un effet négatif de la densité sur le choix de région. Le résultat est cependant moins robuste au niveau régional qu'à l'échelle des zones d'emploi. L'estimation indique aussi que les entrepreneurs de cinq secteurs sélectionnent une zone d'emploi sans tenir compte des coûts fonciers. Dans ces secteurs, la densité de population n'a d'action significative avec aucune spécification. D'autre part, la densité influe de manière positive sur les décisions de certains producteurs : ceux-ci appartiennent aux industries des biens de consommation, à celles des biens d'équipement, au secteur des transports ou à celui des services aux entreprises. À la différence de la spécification 1, la spécification 2 ne permet pas toujours de faire ressortir un tel impact. S'agissant du dernier des quatre secteurs que nous venons de citer, le sens de l'effet de la densité est le même aux deux échelons spatiaux auxquels sont faites les estimations. Au contraire, dans les deuxième et troisième secteurs, les effets de la densité sont de sens inverses au niveau des zones d'emploi et à l'échelle régionale.

À nouveau, une conclusion de l'estimation est que le facteur générant des économies d'agglomération a un effet positif sur les choix de localisation des entrepreneurs de tous les secteurs. Lorsque la spécification du modèle NB2 relatif aux zones d'emploi est la spécification 1, l'action du nombre d'établissements déjà en activité est significative dans chaque secteur et le signe du coefficient de cette variable explicative y est positif. Substituer la spécification 2 à la spécification 1 est sans conséquence. En outre, on constate que les producteurs des industries des biens de consommation et du secteur de l'énergie sont, quant à leur choix de zone d'emploi, plus sensibles que les autres au facteur engendrant des économies d'agglomération (les élasticités calculées pour ces secteurs étant respectivement de 1,1 et 1,3 environ). Les valeurs les plus faibles de l'élasticité s'observent dans les industries des biens d'équipement et le secteur des transports : elle y est à peine supérieure à 0,9. Il faut remarquer que, pour le secteur de l'énergie, passer du modèle de choix de région au modèle de choix de zone d'emploi modifie à l'extrême les résultats : l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements de ce secteur est, au niveau des régions, la plus basse, mais elle est, à l'échelle des zones d'emploi, la plus grande.

Les effets de la spécialisation

Les conclusions qui peuvent être formulées en utilisant le modèle NB2 et qui concernent l'influence de la surreprésentation du secteur sur le choix de zone d'emploi sont homogènes, à une exception près. L'indice BAL a un effet positif dans tous les secteurs sauf l'industrie automobile. Les décisions des entrepreneurs de cette industrie ne sont pas fonctions de la surreprésentation du secteur. Un accroissement donné de l'indice BAL élève davantage l'espérance du nombre d'établissements du secteur du commerce et celle du nombre d'établissements du secteur des services aux particuliers que l'espérance du nombre d'établissements de tout autre secteur (les élasticités valant respectivement 0,6 et 0,8). En revanche, l'élasticité est plus petite dans les industries agricoles et alimentaires et celles des biens de consommation que dans les autres secteurs (l'élasticité étant inférieure à 0,3). Par ailleurs, les secteurs pour lesquels nous parvenons à un effet significatif de l'indice BAL sont beaucoup plus nombreux au niveau des zones d'emploi qu'à l'échelle des régions.

Le modèle NB2 ne conduit pour aucun secteur à un effet négatif du degré de spécialisation sur le choix de zone d'emploi. De la détermination des coefficients du modèle NB2 nous déduisons, à cet échelon spatial comme à l'autre, l'absence d'influence des externalités de connaissance ayant pour base la variété sectorielle. Dans une majorité de secteurs, le degré de spécialisation n'a pas d'action significative. Cependant, les estimations effectuées pour les industries des biens de consommation, celles des biens intermédiaires, le secteur de la construction, celui des transports et celui des services aux particuliers aboutissent à un effet positif de l'indice $HELLSPEC$. L'espérance du nombre d'établissements du premier de ces secteurs et celle du nombre d'établissements du quatrième augmentent de 1 % lorsque cet indice s'accroît de 10 %. La variation est plus faible dans les autres secteurs, notamment celui de la construction (0,6 % au lieu de 1 %). S'agissant de l'élasticité par rapport à $HELLSPEC$, il faut également évoquer le cas des industries des biens intermédiaires : ce secteur affiche, au niveau régional, la plus forte valeur de l'élasticité mais, à l'échelle des zones d'emploi, une valeur qui n'est ni particulièrement élevée, ni particulièrement basse.

Les résultats que sous-tend le modèle NB2 et qui ont trait au degré de spécialisation contredisent ceux qui s'appuient sur le modèle de Poisson : avec le modèle NB2, l'effet du degré de spécialisation sur le choix de zone d'emploi n'est jamais négatif. D'autre part, lorsque le modèle de Poisson est remplacé par le modèle NB2, les secteurs dans lesquels bon nombre de variables explicatives sont pertinentes et ceux dans lesquels peu de variables le sont changent quelque peu. Certes les industries agricoles et alimentaires ne quittent pas le premier de ces deux groupes, mais le secteur du commerce, le secteur immobilier et le secteur de l'éducation, la santé et l'action sociale n'en font plus partie. Le secteur des services aux entreprises prend leur place. En outre, le deuxième groupe ne comprend plus ni les industries des biens de consommation ni le secteur des transports. S'y substituent l'industrie automobile et les industries des biens d'équipement.

Variable explicative	Spécification	
	1	2
Constante	-5,090***	-4,993***
	(0,244)	(0,223)
Taux de chômage	0,233***	0,228***
	(0,350e-01)	(0,319e-01)
Part des personnes les plus	0,384***	0,309***
diplômées dans la population	(0,360e-01)	(0,327e-01)
Densité de population	0,925e-02	-0,157e-01
	(0,119e-01)	(0,109e-01)
Nombre d'établissements	1,007***	1,027***
	(0,169e-01)	(0,163e-01)
Surreprésentation du secteur		0,630***
		(0,613e-02)
Degré de spécialisation		0,587e-01***
		(0,139e-01)
α^{-1}	39,732***	50,962***
	(3,456)	(4,649)
Log-vraisemblance	-2,342e04	-1,797e04

Note : toutes les variables explicatives en logarithme
Écarts types entre parenthèses
***, **, * : significatif au seuil de 1 %, de 5 %, de 10 %

TAB. 4.9: Le modèle de Poisson pour le choix de zone d'emploi, avec effets aléatoires

4.5.2 Les estimations avec effets spécifiques pour les zones d'emploi

Les modèles logit conditionnels grâce auxquels nous formalisons les choix de localisation[50] ont un inconvénient majeur. Il s'agit, comme nous l'avons dit à propos des modèles de choix de région (voir le paragraphe 4.4.2), de la propriété d'indépendance des états non pertinents. Nous nous efforçons de résoudre ce problème, au niveau des zones d'emploi, de la même façon que nous l'avons fait quand nous avons analysé le choix de région : nous recourons à un modèle de Poisson avec effets aléatoires et à un modèle de Poisson avec effets fixes. Les effets spécifiques, aléatoires ou fixes, se rapportent ici aux zones d'emploi. Les coefficients du modèle de Poisson avec effets aléatoires, sauf ceux des variables muettes sectorielles, la valeur du paramètre α (voir la section 4.2) et la valeur de la log-vraisemblance calculée à partir d'eux sont donnés dans le tableau 4.9. Nous nous servons de deux spécifications : la spécification 1 ne comporte pas les deux indicateurs de spécialisation tandis que la spécification 2 les prend en considération, comme dans le cas du modèle de Poisson sans effets spécifiques et avec observations groupées.

La comparaison des valeurs de la log-vraisemblance obtenues pour le modèle de Poisson sans effets spécifiques et pour le modèle de Poisson avec effets aléatoires souligne

[50]Rappelons que l'usage des modèles de Poisson n'a d'autre objectif que l'estimation des paramètres des modèles logit conditionnels.

l'intérêt du deuxième de ces modèles. Que soit retenue l'une ou l'autre spécification, la valeur à laquelle mène le modèle avec effets aléatoires est plus élevée que la valeur fondée sur le modèle sans effets spécifiques. Passer de la spécification 1 du modèle de Poisson sans effets spécifiques à la spécification 1 du modèle de Poisson avec effets aléatoires rend non significative l'action de la densité de population. En revanche, les effets du taux de chômage, de la part des personnes les plus diplômées dans la population et du nombre d'établissements déjà en activité restent significatifs au seuil de 1 % et positifs. L'incorporation d'effets aléatoires réduit l'ampleur du premier de ces trois effets et renforce celle du deuxième. La taille du troisième n'est presque pas affectée.

La spécification 1 et la spécification 2 ont en commun certaines variables explicatives (taux de chômage, part des personnes les plus diplômées dans la population, densité, nombre d'établissements). La substitution de la spécification 2 du modèle de Poisson avec effets aléatoires à la spécification 2 du modèle de Poisson sans effets spécifiques a, pour ces variables, des conséquences exactement semblables à celles que nous venons de décrire. La plus notable est celle qui est relative à la densité de population. Lorsque le modèle est le modèle avec effets aléatoires, la spécification 2 ne permet pas de mettre en évidence un impact de la densité, tandis que, en l'absence d'effets spécifiques, elle révèle un effet négatif.

Dans l'ensemble des variables explicatives de la spécification 2 figurent, outre celles énumérées précédemment, les deux indicateurs de spécialisation. Introduire des effets aléatoires dans le modèle n'a guère d'incidence sur les résultats concernant l'indice BAL et l'indice $HELLSPEC$. Ceux que nous dégageons en nous appuyant sur le modèle avec effets aléatoires, comme ceux qui se font jour quand est utilisé le modèle sans effets spécifiques, incitent à penser que les entrepreneurs sont attirés par les zones d'emploi où la surreprésentation de leur secteur ou le degré de spécialisation sont élevés. Pour chacune de ces variables explicatives, le seuil de significativité est de 1 % quel que soit le modèle. Seule l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à l'indice $HELLSPEC$ distingue l'estimation des coefficients du modèle avec effets aléatoires de l'estimation des coefficients du modèle sans effets spécifiques. La valeur de cette élasticité est plus grande lorsqu'elle repose sur le modèle avec effets aléatoires. Les deux estimations conduisent à des valeurs de l'élasticité par rapport à l'indice BAL qui sont très proches l'une de l'autre.

Certaines des conclusions auxquelles nous parvenons en déterminant les coefficients du modèle de Poisson avec effets aléatoires sont similaires à l'échelle des zones d'emploi et au niveau des régions, mais d'autres ne le sont pas. Le nombre d'établissements déjà implantés, la surreprésentation du secteur et le degré de spécialisation ont un effet positif sur le choix de zone d'emploi et sur le choix de région. Pour sa part, la densité de population n'a d'action significative à aucun des deux échelons spatiaux. S'agissant du taux de chômage, nous aboutissons à un effet positif quand nous appliquons le modèle aux zones d'emploi, mais, en exploitant les données régionales, nous concluons à une absence d'influence. En outre, l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements nouvellement implantés par rapport au nombre d'établissements en activité avant que soient prises les décisions de localisation, l'élasticité par rapport à l'indice BAL et l'élasticité par rapport à l'indice $HELLSPEC$ sont plus basses au niveau des zones d'emploi qu'à l'échelle des régions.

Toutes les variables que nous avons sélectionnées afin d'expliquer le choix de zone d'emploi ne sont pas incorporées dans le modèle de Poisson avec effets fixes. Certaines ne peuvent l'être car nous ne disposons pas pour elles de données avec aspect sectoriel. D'autres ne peuvent pas être désagrégées secteur par secteur. La seule variable ayant une dimension sectorielle est l'indicateur non synthétique de spécialisation, BAL. De ce fait, l'ensemble des variables explicatives du modèle de Poisson avec effets fixes ne contient que cet indicateur et les variables muettes sectorielles. Pour procéder à l'estimation des paramètres de ce modèle, nous adoptons une nouvelle fois la méthode du maximum de vraisemblance conditionnelle.

Les conclusions tirées de la détermination des coefficients du modèle de Poisson avec effets fixes sont identiques à celles que nous mettons en lumière par l'intermédiaire du modèle de Poisson sans effets spécifiques et qui ont trait à l'indicateur non synthétique de spécialisation. Avec l'un ou l'autre modèle, l'effet de la surreprésentation du secteur est significatif au seuil de 1 % et positif. Quand le modèle est le modèle avec effets fixes, le coefficient de la variable explicative est égal à 0,629. Modifier le modèle de sorte qu'il comprenne des effets fixes n'a pour conséquence qu'une très petite baisse de l'élasticité de l'espérance du nombre d'établissements par rapport à l'indice BAL. D'autre part, les résultats de l'estimation des coefficients des modèles de Poisson avec effets fixes sont tels que le sens de l'effet de la surreprésentation du secteur est le même à l'échelle des zones d'emploi et au niveau régional. Cependant, sa taille diffère selon l'échelon spatial : l'effet sur le choix de zone d'emploi est d'une ampleur bien plus faible que l'effet sur le choix de région.

L'inclusion, dans le modèle de Poisson, d'un effet spécifique pour chaque zone d'emploi laisse presque inchangés l'impact du facteur générant des économies d'agglomération et celui de la surreprésentation du secteur. Elle influe sur la taille des effets du taux de chômage, du niveau de capital humain et du degré de spécialisation, mais pas sur leur sens. En revanche, elle fait disparaître l'impact du coût de la terre. Par ailleurs, même lorsque le modèle comporte des effets spécifiques, l'effet du degré de spécialisation est l'inverse de celui que nous avons anticipé. Enfin, à l'exception du taux de chômage, les variables explicatives des modèles avec effets spécifiques ont des effets de même sens aux deux échelons spatiaux auxquels nous avons analysé les décisions de localisation.

4.6 Conclusion

Les estimations que nous avons réalisées permettent de connaître les facteurs qui déterminent les choix de localisation des entreprises. Les modèles dont nous avons estimé les coefficients à l'aide de techniques économétriques ont été appliqués aux régions administratives et aux zones d'emploi françaises. Nous avons examiné les effets que les caractéristiques des régions ou des zones d'emploi relatives aux années 1997, 1998 ou 1999 ont eus sur les choix de localisation faits en 2000. En particulier, nous nous sommes intéressé à l'influence de la concentration intrarégionale et à celle de la spécialisation des régions et des zones d'emploi. La concentration spatiale et la spécialisation sont susceptibles de jouer un rôle dans la décision de localisation car sur elles repose la capacité qu'ont les entreprises de bénéficier d'externalités de connaissance.

La concentration intrarégionale de l'activité économique tous secteurs confondus a un effet positif sur le choix de région, tandis que la concentration intrarégionale du secteur de l'entrepreneur prenant une décision de localisation a un effet négatif. Les effets de la surreprésentation du secteur et du degré de spécialisation sont positifs. L'impact de la concentration de l'activité tous secteurs confondus est celui auquel nous nous attendions. En revanche, l'influence du degré de spécialisation, comme celle de la concentration du secteur, est l'inverse de celle que nous avons anticipée. D'autre part, les entrepreneurs préfèrent se localiser dans les régions où la demande, le niveau de capital humain ou le nombre d'établissements déjà en activité sont élevés. Certaines estimations conduisent à un effet négatif du salaire, à un effet positif du taux de chômage ou à un effet négatif des taxes, mais d'autres à des effets non significatifs de ces variables explicatives. Les résultats se rapportant au coût de la terre sont contradictoires. Pour les indicateurs de concentration spatiale et de spécialisation et pour les autres variables explicatives, sauf le nombre d'établissements déjà implantés, nous avons mis en lumière des résultats qui diffèrent selon le secteur.

La surreprésentation du secteur de l'entrepreneur ayant à sélectionner une localisation et le degré de spécialisation influent de manière positive sur le choix de zone d'emploi. En outre, les producteurs sont attirés par les zones d'emploi dans lesquelles le taux de chômage est fort, dans lesquelles les travailleurs disposent d'un capital humain bien développé ou dans lesquelles les établissements déjà en activité sont nombreux. Suivant l'estimation, le coût de la terre a un effet négatif ou un effet non significatif. Une nouvelle fois, les résultats varient fréquemment d'un secteur à l'autre. Seuls ceux qui concernent le nombre d'établissements déjà implantés et la surreprésentation du secteur sont semblables dans tous les secteurs. Il faut souligner que, à l'échelle des zones d'emploi, dans le secteur immobilier, le secteur des services aux entreprises et celui de l'éducation, la santé et l'action sociale, nous sommes parvenu à un effet négatif du degré de spécialisation. Cependant, nous n'avons obtenu un tel impact, qui est l'impact prévu, qu'avec un des deux modèles que nous avons utilisés.

Les données dont nous nous sommes servi pourraient limiter la généralité des conclusions des travaux que nous avons réalisés. Nous n'avons pas pu isoler, parmi les établissements créés durant la période d'étude, ceux qui, dès leur création, emploient de nombreux travailleurs. Il est tout à fait possible qu'une décision de localisation ne soit réellement prise que pour un établissement de grande taille. Il serait donc utile de refaire les estimations en recourant au nombre d'établissements dont les effectifs dépassent un certain seuil. De plus, seuls les établissements créés en 2000 ont pu être pris en considération. Pour que les estimations soient telles que les déterminants structurels du choix de localisation dominent la conjoncture économique, il faudrait envisager les établissements créés au cours d'une plus longue période.

Les niveaux de désagrégation sectorielle sur lesquels nous nous sommes appuyé posent d'autres problèmes. D'une part, il pourrait exister, en matière de choix de localisation, des différences entre les sous-secteurs faisant partie d'un même secteur défini au niveau de la NES16. D'autre part, l'indicateur synthétique de spécialisation étant sensible à la désagrégation sectorielle, substituer à la NES16 ou à la NES36 une nomenclature plus détaillée pourrait affecter les conclusions ayant trait au degré de spécialisation. Tout cela

reste à vérifier. Malgré leurs limites, les estimations auxquelles nous avons procédé révèlent l'intérêt des indicateurs de concentration spatiale et de spécialisation.

Conclusion générale

Tout pays suffisamment étendu a une structure spatiale : il est lui-même constitué d'unités spatiales, celles-ci pouvant se définir sur un plan administratif, économique ou autre. Il en est de même pour les régions infranationales. Ainsi la France est-elle formée de régions administratives ou d'unités spatiales économiquement homogènes comme celles auxquelles les zones d'emploi correspondent approximativement. Quand dans un pays ou une région existent des unités spatiales plus petites, on peut chercher à savoir si la répartition de l'activité économique du pays ou de la région entre ces unités spatiales est très proche d'une répartition égalitaire ou si elle s'en écarte nettement. Autrement dit, on peut s'interroger sur la concentration spatiale de l'activité économique.

En outre, l'existence de différences entre les biens produits dans un pays ou une région infranationale amène à décomposer l'activité du pays ou de la région en secteurs, tels que l'agriculture, l'industrie manufacturière, le commerce, le secteur des services, ou autre. La structure sectorielle ainsi obtenue peut être associée à une autre structure sectorielle : il est possible de comparer la structure sectorielle d'un pays à celle d'un autre ou, si le pays participe à une expérience d'intégration économique, à celle de la zone d'intégration, et de mettre en parallèle la structure sectorielle d'une région notamment avec celle d'une autre ou avec celle du pays dont elle fait partie. On s'efforce alors de mettre en lumière ce qui distingue la structure sectorielle nationale ou régionale de la structure sectorielle de référence, ou on cherche à savoir si globalement la première diffère peu ou beaucoup de la seconde. En d'autres termes, on s'interroge sur la spécialisation du pays ou de la région.

Les recherches que nous avons menées portent à la fois sur la concentration spatiale des activités économiques et sur la spécialisation des territoires. D'une part, nous avons déterminé, dans des modèles théoriques, l'évolution de la concentration spatiale et celle de la spécialisation au cours d'une expérience d'intégration économique. D'autre part, nous avons mis au jour empiriquement les effets que la concentration spatiale et la spécialisation ont sur les choix de localisation faits par les producteurs.

Les travaux théoriques que nous avons réalisés s'inscrivent dans le champ de la nouvelle économie géographique. Nous avons développé des modèles qui constituent des extensions des modèles traditionnels rattachés à ce courant. Chacun des modèles formalise une zone d'intégration économique composée de deux pays et dans laquelle sont actifs plusieurs secteurs à rendements d'échelle croissants. Un premier modèle suppose qu'il n'y a pas de régions infranationales et que les secteurs sont identiques du point de vue de leurs caractéristiques fondamentales. Un deuxième modèle suppose, comme précédemment, qu'il n'y a pas de régions infranationales, mais fait l'hypothèse que les secteurs ont des caractéristiques fondamentales différentes. Enfin, un dernier modèle suppose que chacun des pays

est formé de deux régions et que les secteurs sont différents quant à leurs caractéristiques fondamentales.

Dans chacun des modèles, nous avons considéré :

- la concentration spatiale de chaque secteur à l'intérieur de la zone d'intégration économique à l'échelle des pays ;
- le degré de spécialisation de chaque pays par rapport à la zone d'intégration économique.

Dans le dernier modèle, nous avons également envisagé :

- la concentration spatiale de chaque secteur à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions ;
- la concentration spatiale de chaque secteur à l'intérieur de l'un ou l'autre pays ;
- le degré de spécialisation de chaque région par rapport à la zone d'intégration ;
- le degré de spécialisation de chaque région par rapport au pays auquel elle appartient.

Précisons que les degrés de spécialisation que nous avons considérés sont les degrés de spécialisation à l'intérieur de l'ensemble formé des secteurs à rendements d'échelle croissants. Afin de faire apparaître les variations de la concentration spatiale et celles du degré de spécialisation qui accompagnent l'expérience d'intégration économique des pays, nous avons formalisé le degré d'intégration économique au moyen des coûts de transaction internationaux et avons déterminé les niveaux de concentration spatiale et les degrés de spécialisation pour différentes valeurs de ces coûts.

Les modèles ont été résolus pour une économie comprenant trois secteurs à rendements d'échelle croissants. Comme nous l'avons indiqué plus haut, les caractéristiques fondamentales des secteurs, dans les deuxième et troisième modèles, ne sont pas les mêmes. Dans un premier secteur, la part des biens intermédiaires dans les coûts de production est petite et la part du secteur dans la dépense du consommateur est élevée. Dans un deuxième secteur, la part des biens intermédiaires élaborés par le secteur dans les coûts de production est grande et la part du secteur dans la dépense du consommateur est faible. Enfin, dans le troisième secteur, la part des biens intermédiaires élaborés par les autres secteurs dans les coûts de production est élevée et la part du secteur dans la dépense du consommateur est moyenne.

Le premier modèle conduit à des résultats sectoriellement et spatialement homogènes. L'évolution de la concentration spatiale durant l'expérience d'intégration économique est la même pour tous les secteurs et celle du degré de spécialisation est identique pour les deux pays. La concentration de chaque secteur à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays est plus forte lorsque les coûts de transaction internationaux sont faibles que lorsqu'ils sont considérables. Le degré de spécialisation de chaque pays par rapport à la zone d'intégration est plus élevé pour des coûts de transaction d'un bas niveau que pour des coûts d'un haut niveau.

Les résultats du deuxième modèle sont sectoriellement hétérogènes mais spatialement homogènes. L'évolution de la concentration spatiale d'un secteur, au long de l'expérience

d'intégration économique, diffère de celles de la concentration des autres secteurs, qui sont identiques entre elles. En revanche, l'évolution du degré de spécialisation est la même quel que soit le pays. Dans le secteur pour lequel la part des biens intermédiaires dans les coûts de production est petite et qui a une large part dans la dépense du consommateur, la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays ne varie pas suivant le niveau des coûts de transaction internationaux. Dans les deux autres secteurs, la concentration est plus grande lorsque les coûts de transaction sont faibles que lorsqu'ils sont forts. D'autre part, pour chaque pays, le degré de spécialisation par rapport à la zone d'intégration est plus haut à la fin de la mise en œuvre de l'intégration économique qu'au début.

Le troisième modèle substitue l'hypothèse de l'existence de deux échelons spatiaux emboîtés à celle de l'existence d'un unique échelon spatial. Cela a pour conséquence d'accroître considérablement l'hétérogénéité des résultats. D'une part, l'évolution de la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions, comme celle de la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays, n'est pas la même pour tous les secteurs. C'est aussi le cas de l'évolution de la concentration à l'intérieur de l'un ou l'autre pays. D'autre part, pour chaque secteur, l'évolution de la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays, celle de la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des régions et celle de la concentration à l'intérieur de l'un ou l'autre pays ne sont pas toutes identiques entre elles.

Dans le secteur pour lequel la part des biens intermédiaires dans les coûts de production est faible et qui a une grande part dans la dépense du consommateur, la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays et la concentration à l'intérieur d'un des pays ne varient pas selon le niveau des coûts de transaction internationaux. La concentration à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des régions et la concentration à l'intérieur de l'autre pays sont plus élevées pour des coûts de transaction d'un bas niveau que pour des coûts d'un haut niveau. Dans le secteur pour lequel la part des biens intermédiaires élaborés par le secteur dans les coûts de production est grande et qui a une petite part dans la dépense du consommateur, la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des pays et la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des régions sont plus fortes lorsque les coûts de transaction sont faibles que lorsqu'ils sont considérables. La concentration à l'intérieur d'un des pays ne varie pas suivant le niveau des coûts de transaction. Ce secteur n'est représenté dans l'autre pays que pour des coûts de transaction élevés. Dans le secteur pour lequel la part des biens intermédiaires élaborés par les autres secteurs dans les coûts de production est grande et qui a une part moyenne dans la dépense du consommateur, la concentration à l'intérieur de la zone d'intégration à l'échelle des pays est faible quand les coûts de transaction sont d'un haut niveau, forte quand ils sont d'un niveau intermédiaire, et faible quand ils sont d'un bas niveau. La concentration à l'intérieur de la zone d'intégration au niveau des régions et la concentration à l'intérieur d'un des pays sont plus limitées pour des coûts de transaction peu élevés que pour des coûts considérables, alors que la concentration à l'intérieur de l'autre pays est plus grande.

Aux résultats du troisième modèle concernant la concentration spatiale, il faut ajouter ceux qui portent sur la spécialisation. L'évolution du degré de spécialisation par rapport à

la zone d'intégration est identique pour les deux pays. Elle n'est pas la même pour toutes les régions. L'évolution du degré de spécialisation par rapport au pays est identique pour toutes les régions quand un seul pays est envisagé (quel qu'il soit), mais ne l'est pas quand les deux pays sont pris en considération. En outre, pour un des pays, les évolutions des degrés de spécialisation des régions par rapport au pays diffèrent de celle du degré de spécialisation du pays par rapport à la zone d'intégration, alors que, pour l'autre pays, les évolutions sont les mêmes. Pour chacun des pays et pour une des régions, le degré de spécialisation par rapport à la zone d'intégration est plus élevé à la fin de la mise en œuvre de l'intégration économique qu'au début. Pour chacune des autres régions, il est presque identique aux premières étapes de la mise en œuvre de l'intégration économique et aux dernières. Enfin, pour les régions d'un des pays, le degré de spécialisation par rapport au pays est plus haut lorsque se termine la mise en œuvre de l'intégration économique que lorsqu'elle commence, tandis que, pour les régions de l'autre pays, il est plus bas.

En développant le troisième modèle, nous avons fait ressortir la diversité des effets qu'une expérience d'intégration économique a sur la concentration spatiale et sur la spécialisation.

Une fois présentées les conclusions des modèles que nous avons développés, il nous faut souligner les limites de ceux-ci. Les préférences des consommateurs ont été formalisées à l'aide de la fonction CES. De plus, les coûts de transaction ont été modélisés en faisant usage de la forme d'iceberg de Samuelson. Ces deux hypothèses facilitent considérablement la résolution des modèles. Elles ont cependant des inconvénients. D'une part, les conclusions sont d'une moins grande généralité lorsque la fonction d'utilité est spécifiée en employant la fonction CES que lorsqu'elle l'est en indiquant seulement les signes de ses dérivées. D'autre part, quand la forme d'iceberg de Samuelson est donnée aux coûts de transaction, le réalisme des modèles est limité : cette hypothèse fait que toute augmentation du prix d'usine s'accompagne d'une hausse proportionnelle des coûts de transaction. Par ailleurs, nous avons supposé que l'entrée et la sortie des entreprises dépendent uniquement du profit à la date courante. Cela va à l'encontre des connaissances empiriques. Dans la pratique en effet, les entreprises prennent souvent les décisions d'entrée ou de sortie en tenant compte non seulement du profit à la date courante, mais aussi du flux de profits futurs. Enfin, nous avons formalisé le degré d'intégration économique au moyen des seuls coûts de transaction. Ceux-ci ne reflètent que partiellement le degré d'intégration économique de l'Union européenne. L'expérience d'intégration européenne vise en effet non seulement à abaisser les coûts de transaction, mais aussi, notamment, à accroître la mobilité des facteurs de production.

Pour déterminer les équilibres des modèles que nous avons formulés, nous avons eu recours à des simulations numériques. Les résultats n'ont donc pas un caractère général. Faire disparaître cette insuffisance nécessiterait de substituer des résolutions analytiques aux simulations numériques. La technique dont se servent FUJITA, KRUGMAN et VENABLES (1999) pourrait être utilisée. Cependant, elle n'est directement applicable que dans le cas des modèles à un seul échelon spatial.

Les modèles que nous avons développés pourraient être étendus dans de nombreuses directions. Nous ne mentionnerons que quelques unes de ces extensions. Un premier prolongement consisterait à remplacer l'hypothèse d'immobilité des travailleurs entre les pays

et celle de mobilité parfaite des travailleurs entre les régions d'un même pays par des hypothèses de mobilité imparfaite[51]. Le coût de la mobilité entre les pays serait supposé élevé et le coût de la mobilité entre les régions d'un même pays serait supposé faible. D'autre part, les modèles pourraient être étendus en y introduisant des avantages comparatifs. Ils auraient ainsi à la fois les caractéristiques de la nouvelle économie géographique et certaines caractéristiques de la théorie traditionnelle du commerce international. Il serait intéressant, également, d'étendre les modèles en considérant une économie dans laquelle sont levées des taxes et dans laquelle sont fournis des biens publics. Enfin, un dernier prolongement serait d'incorporer dans les modèles un mécanisme de croissance endogène. Les modèles associeraient alors la nouvelle économie géographique et les théories de la croissance endogène, deux des courants les plus récents de la recherche en économie.

Outre une approche théorique, nous avons suivi une approche empirique. Les recherches empiriques que nous avons menées se rattachent à un vaste ensemble d'études qui mettent au jour les déterminants des choix de localisation des producteurs en utilisant le modèle logit conditionnel de McFadden (1974).

Les travaux que nous avons réalisés approfondissent les études existantes. Nous avons estimé les coefficients de modèles économétriques de choix de localisation, cela pour les choix des producteurs. Ces modèles lient le choix de localisation à des caractéristiques de la localisation choisie. De manière originale, nous avons introduit dans ces modèles, en tant que variables explicatives :

- un indicateur synthétique de la concentration spatiale de l'activité tous secteurs confondus ;
- un indicateur synthétique de la concentration spatiale du secteur du producteur prenant une décision de localisation ;
- un indicateur synthétique de spécialisation.

Procéder à ces estimations nous a permis de faire apparaître les effets que la concentration spatiale et la spécialisation ont sur les choix de localisation des producteurs.

Afin de relier les modèles économétriques à un comportement d'optimisation, nous avons formalisé les choix de localisation à l'aide de modèles logit conditionnels. Mais, exploitant une équivalence récemment établie par Guimarães, Figueiredo et Woodward (2003), nous avons employé des modèles de Poisson pour effectuer les estimations. Dans un premier temps, nous avons estimé les coefficients de modèles de Poisson sans effets spécifiques. L'estimation a été réalisée d'abord sans distinguer les secteurs, puis en groupant les observations relatives aux différents secteurs, et enfin secteur par secteur. De manière à nous affranchir d'une limite du modèle de Poisson, nous avons également calculé les valeurs des coefficients d'un modèle binomial négatif. Cela a été fait secteur par secteur. Dans un deuxième temps, afin de remédier à un inconvénient du modèle logit conditionnel, nous avons estimé les coefficients d'un modèle de Poisson avec effets aléatoires et ceux d'un modèle de Poisson avec effets fixes.

[51] La modification de l'hypothèse de mobilité parfaite des travailleurs entre les régions d'un même pays ne s'applique qu'au modèle à deux échelons spatiaux emboîtés.

Pour être complet, il nous faut indiquer aussi que nous nous sommes penché sur le cas de la France à la fin des années 1990. Par le pays étudié, les recherches que nous avons menées se distinguent des travaux existants. Nous avons considéré, d'une part, le choix d'une des régions administratives et, d'autre part, le choix d'une des zones d'emploi. Dans l'un et l'autre cas, nous avons estimé les coefficients de chacun des modèles évoqués plus haut. S'agissant du choix de région, nous avons incorporé dans les modèles la concentration intrarégionale de l'activité tous secteurs confondus, la concentration intrarégionale du secteur du producteur qui sélectionne une région et le degré de spécialisation de la région[52]. En ce qui concerne le choix de zone d'emploi, nous avons fait figurer dans les modèles le degré de spécialisation de la zone, mais nous n'y avons pas inclus la concentration à l'intérieur de la zone[53].

L'estimation des coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques effectuée sans dissocier les secteurs laisse penser que la concentration de l'activité tous secteurs confondus et le degré de spécialisation sont des déterminants du choix de région. Les producteurs préfèrent les régions à l'intérieur desquelles la concentration de l'activité tous secteurs confondus est forte ou dans lesquelles le degré de spécialisation est élevé. L'estimation des coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques réalisée en groupant les observations relatives aux différents secteurs et l'estimation des coefficients du modèle de Poisson avec effets aléatoires confirment ces résultats. Elles suggèrent aussi que la concentration du secteur est un déterminant du choix de région. Les producteurs d'un secteur sont attirés par les régions à l'intérieur desquelles la concentration du secteur est faible. Le calcul des valeurs des coefficients du modèle de Poisson avec effets fixes conduit de même à un effet négatif de la concentration du secteur sur le choix de région. L'effet positif de la concentration de l'activité tous secteurs confondus peut s'expliquer par le fait que les producteurs choisissent une région de façon à recueillir le bénéfice d'externalités de connaissance. S'agissant de la concentration de l'activité tous secteurs confondus, l'effet observé et l'effet que nous avons anticipé concordent. Mais, en ce qui concerne la concentration du secteur et le degré de spécialisation, l'effet observé s'oppose à l'effet auquel nous nous attendions.

Les résultats se rapportant aux effets de la concentration de l'activité tous secteurs confondus, de la concentration du secteur et du degré de spécialisation sur le choix de région ne sont pas les mêmes pour tous les secteurs. Cette hétérogénéité sectorielle se fait jour aussi bien lorsque sont estimés secteur par secteur les coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques que lorsque sont calculées les valeurs des coefficients du modèle binomial négatif.

Par ailleurs, il apparaît que le degré de spécialisation est un déterminant du choix de zone d'emploi. Les producteurs privilégient les zones d'emploi ayant un haut degré de spécialisation. L'estimation des coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques réalisée sans distinguer les secteurs, l'estimation des coefficients de ce modèle faite en

[52]La deuxième de ces variables ne peut pas être intégrée dans le modèle quand les secteurs ne sont pas dissociés. Les première et troisième variables n'ont pas pu être introduites dans le modèle de Poisson avec effets fixes.

[53]Le degré de spécialisation n'a pas pu être intégré dans le modèle de Poisson avec effets fixes.

groupant les observations relatives aux différents secteurs et l'estimation des coefficients du modèle de Poisson avec effets aléatoires aboutissent toutes à un effet positif du degré de spécialisation sur le choix de zone d'emploi. Cet effet observé est l'inverse de l'effet que nous avons anticipé. L'effet du degré de spécialisation sur le choix de zone d'emploi est semblable à l'effet du degré de spécialisation sur le choix de région.

De l'estimation des coefficients du modèle de Poisson sans effets spécifiques effectuée secteur par secteur ressortent des différences entre secteurs quant à l'effet du degré de spécialisation sur le choix de zone d'emploi. De telle différences se dégagent aussi du calcul des valeurs des coefficients du modèle binomial négatif.

Certains aspects des travaux économétriques que nous avons réalisés fragilisent les résultats obtenus. Cela ouvre la voie à de nouvelles recherches. Nous avons assimilé le nombre d'établissements créés au cours de la période d'étude, toutes tailles à la création confondues, au nombre de producteurs prenant une décision de localisation : nous n'avons pas pu ne prendre en considération que les établissements qui, dès leur création, sont de grande taille. Or c'est sans doute seulement pour ces établissements que sont faits des choix de localisation. Il serait donc souhaitable de réestimer les coefficients des modèles en envisageant uniquement ces établissements. De plus, nous n'avons pu considérer que les décisions de localisation prises au cours d'une courte période. Pour mettre en évidence des effets qui puissent être regardés comme des effets structurels, indépendants de la conjoncture économique, il serait nécessaire de recalculer les valeurs des coefficients des modèles en envisageant les choix de localisation faits durant une période plus longue. Par ailleurs, nous avons procédé aux estimations en négligeant le problème de l'autocorrélation spatiale. Précisons qu'il y a autocorrélation spatiale quand la valeur d'une variable dans une unité spatiale est liée aux valeurs que prend la variable dans les unités spatiales voisines. Des modèles modifiés de façon à traiter ce problème offriraient la possibilité d'effectuer des estimations de meilleure qualité.

D'autres aspects de l'approche que nous avons suivie sur le plan empirique incitent également à entreprendre de nouvelles recherches. D'une part, à l'indicateur synthétique de concentration spatiale que nous avons utilisé pourrait être substituée une mesure qui tienne compte de la répartition de l'activité entre les établissements. Mentionnons en particulier l'indicateur qu'ont défini ELLISON et GLAESER (1997). D'autre part, le degré de spécialisation pourrait être évalué en recourant à une nomenclature sectorielle plus détaillée que celle que nous avons employée.

Durant les années 1990, des politiques d'intégration économique ont été mises en œuvre. En Europe, notamment, des mesures organisant l'achèvement du Marché unique ont été prises. Cela a conduit les gouvernants à s'interroger sur la concentration spatiale et sur la spécialisation. Les responsables politiques se sont demandé si l'évolution de la concentration spatiale accroîtrait ou réduirait, dans leur pays ou leur région, le niveau de l'activité. Ils se sont demandé également si l'évolution de la spécialisation de leur pays ou leur région permettrait ou empêcherait la croissance des secteurs qu'ils souhaitaient voir se développer. Les modèles de la nouvelle économie géographique ont apporté des réponses à ces questions. Ils sont cependant, pour la plupart, peu adaptés au cas de l'Union européenne : presque tous formalisent une économie à un seul échelon spatial. Le modèle

à deux échelons spatiaux emboîtés que nous avons formulé convient davantage à ce cas. Certes, les coûts de transaction ont diminué et l'intérêt des modèles de la nouvelle économie géographique pourrait désormais paraître limité. Mais, si le niveau actuel des coûts de transaction est tel qu'ils baissent encore à l'avenir, le modèle que nous avons développé pourrait malgré tout guider les gouvernants.

Par ailleurs, les dirigeants régionaux s'engagent fréquemment dans des politiques d'attraction des entreprises. Ces politiques et les autres déterminants des choix de localisation doivent être considérés conjointement. En effet, pour qu'une région soit choisie comme localisation par une entreprise, il ne suffit pas qu'y soit menée une politique d'attraction, par exemple au moyen d'incitations fiscales. Il faut aussi, en particulier, qu'à l'intérieur de la région l'activité tous secteurs confondus soit très concentrée et le secteur de l'entreprise peu concentré, et que la région soit très spécialisée. C'est là une conclusion qui peut être tirée des estimations que nous avons réalisées. Les responsables politiques régionaux doivent en tenir compte.

Bibliographie

[1] AMITI (M.), 1999, « Specialisation patterns in Europe », *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 135, n° 4, p. 573-593

[2] ANDERSSON (F.) et FORSLID (R.), 1999, « Tax Competition and Economic Geography », CEPR, Discussion Paper, n° 2 220

[3] ANDERSSON (F.) et FORSLID (R.), 2003, « Tax Competition and Economic Geography », *Journal of Public Economic Theory*, vol. 5, n° 2, p. 279-304

[4] ARAUZO CAROD (J. M.), 2002, « Determinants of Industrial Location. An Application for Catalan Municipalities », Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Estudios sobre la Economía Española, n° 138

[5] BALDWIN (R. E.), 1999, « Agglomeration and Endogenous Capital », *European Economic Review*, vol. 43, n° 2, p. 253-280

[6] BALDWIN (R. E.), 2001, « Core-periphery model with forward-looking expectations », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 31, n° 1, p. 21-49

[7] BALDWIN (R. E.) et FORSLID (R.), 1997, « The Core-Periphery Model and Endogeneous Growth », CEPR, Discussion Paper, n° 1 749

[8] BALDWIN (R. E.) et FORSLID (R.), 2000, « The Core-Periphery Model and Endogeneous Growth : Stabilizing and Destabilizing Integration », *Economica*, vol. 67, n° 267, p. 307-324

[9] BARTIK (T. J.), 1985, « Business Location Decisions in the United States : Estimates of the Effects of Unionization, Taxes, and Other Characteristics of States », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 3, n° 1, p. 14-22

[10] BASILE (R.), 2001, « The locational determinants of foreign-owned manufacturing plants in Italy : the role of the South », Istituto di Studi e Analisi Economica, ISAE Working Papers, n° 14

[11] BAUDEWYNS (D.), 1999, « La localisation intra-urbaine des firmes : une estimation logit multinomiale », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n° 5, p. 915-930

[12] BAUMONT (C.) et HURIOT (J.-M.), 1999, « L'interaction agglomération-croissance en économie géographique », dans *Villes et Croissance. Théories, modèles, perspectives*, sous la direction de A. Bailly et J.-M. Huriot, Paris, Anthropos, Collection Géographie, p. 133-168

[13] BRESCHI (S.), 1998, « Agglomeration economies, knowledge spillovers, technological diversity and spatial clustering of innovations », Università Carlo Cattaneo, Liuc Papers, Serie Economia e Impresa, n° 57

[14] BRUGNOLI (A.) et FACHIN (S.), 2001, « Testing economic geography : Italy, 1951-1991 », *Economics Bulletin*, vol. 18, n° 1, p. 1-7

[15] BRÜLHART (M.), 1998, « Trading Places : Industrial Specialization in the European Union », *Journal of Common Market Studies*, vol. 36, n° 3, p. 319-346

[16] BRÜLHART (M.), 2001, « Evolving Geographical Concentration of European Manufacturing Industries », *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 137, n° 2, p. 215-243

[17] BRÜLHART (M.) et TORSTENSSON (J.), 1996, « Regional Integration, Scale Economies and Industry Location in the European Union », CEPR, Discussion Paper, n° 1 435

[18] BRÜLHART (M.) et TRIONFETTI (F.), 2000, « Home-Biased Demand and International Specialisation : A Test of Trade Theories », University of Nottingham, School of Economics, Centre for Research on Globalisation and Labour Markets, Research Paper, n° 2000/2

[19] BUIGUES (P.), ILZKOVITZ (F.) et LEBRUN (J.-F.), 1990, « The Impact of the Internal Market by Industrial Sector : The Challenge for the Member States », *European Economy. Social Europe*, n° spécial

[20] CALMETTE (M.-F.), 1994, « Localisation des activités et intégration européenne », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n° 5, p. 741-766

[21] CALMETTE (M.-F.) et LE POTTIER (J.), 1995, « Localisation des activités : un modèle bi-sectoriel avec coûts de transport », *Revue économique*, vol. 46, n° 3, p. 901-909

[22] CAMERON (A. C.) et TRIVEDI (P. K.), 1998, *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge, Cambridge University Press, 411 p., Econometric Society Monographs, n° 30

[23] CANIËLS (M. C. J.), 1998, « The Geographic Distribution of Patents and Value Added Across European Regions », Universiteit Maastricht, Faculty of Economics and Business Administration, Maastricht Economic Research Institute on Innovation and Technology, Research Memoranda, n° 98-004

[24] CARLTON (D. W.), 1983, « The Location and Employment Choices of New Firms : An Econometric Model with Discrete and Continuous Endogenous Variables », *Review of Economics and Statistics*, vol. 65, n° 3, p. 440-449

[25] CATIN (M.) et GHIO (S.), 2000, « Économies d'agglomération, concentration spatiale et croissance », dans *Économie géographique. Les théories à l'épreuve des faits*, sous la direction de C. Baumont, P.-P. Combes P.-H. Derycke et H. Jayet, Paris, Economica, Bibliothèque de science régionale, p. 81-110

[26] COMBES (P.-P.), 2000, « Economic Structure and Local Growth : France, 1984-1993 », *Journal of Urban Economics*, vol. 47, n° 3, p. 329-355

[27] COMBES (P.-P.) et LAFOURCADE (M.), 2001, « Transport Cost Decline and Regional Inequalities : Evidence from France », CEPR, Discussion Paper, n° 2 894

[28] COUGHLIN (C. C.) et SEGEV (E.), 2000, « Location Determinants of New Foreign-Owned Manufacturing Plants », *Journal of Regional Science*, vol. 40, n° 2, p. 323-351

[29] COUGHLIN (C. C.), TERZA (J. V.) et ARROMDEE (V.), 1991, « State Characteristics and the Location of Foreign Direct Investment within the United States », *Review of Economics and Statistics*, vol. 73, n° 4, p. 675-683

[30] DAVIS (D. R.), 1998, « The Home Market, Trade, and Industrial Structure », *American Economic Review*, vol. 88, n° 5, p. 1264-1276

[31] DAVIS (D. R.) et WEINSTEIN (D. E.), 1998, « Market Access, Economic Geography and Comparative Advantage : An Empirical Assessment », NBER, Working Paper, n° 6 787

[32] DAVIS (D. R.) et WEINSTEIN (D. E.), 1999, « Economic geography and regional production structure : An empirical investigation », *European Economic Review*, vol. 43, n° 2, p. 379-407

[33] DAVIS (D. R.) et WEINSTEIN (D. E.), 2003, « Market access, economic geography and comparative advantage : an empirical test », *Journal of International Economics*, vol. 59, n° 1, p. 1-23

[34] DEVEREUX (M. P.), GRIFFITH (R.) et SIMPSON (H.), 1999, « The geographic distribution of production activity in the UK », Institute for Fiscal Studies, Working Papers, n° W99/26

[35] DIXIT (A. K.) et STIGLITZ (J. E.), 1977, « Monopolistic competition and optimum product diversity », *American Economic Review*, vol. 67, n° 3, p. 297-308

[36] EKHOLM (K.) et FORSLID (R.), 1997, « Agglomeration in a Core-Periphery Model with Vertically- and Horizontally-integrated Firms », CEPR, Discussion Paper, n° 1 607

[37] EKHOLM (K.) et FORSLID (R.), 2001, « Trade and Location with Horizontal and Vertical Multi-region Firms », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 103, n° 1, p. 101-118

[38] ELLISON (G.) et GLAESER (E. L.), 1997, « Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries : A Dartboard Approach », *Journal of Political Economy*, vol. 105, n° 5, p. 889-927

[39] ERGAS (H.) et WRIGHT (M.), 1994, « Internationalisation, Firm Conduct and Productivity », dans *International Integration of the Australian Economy. Reserve Bank of Australia 1994 Conference*, sous la direction de J. Lowe et J. Dwyer, Reserve Bank of Australia, p. 51-105

[40] FAN (W.), TREYZ (F.) et TREYZ (G.), 2000, « An Evolutionary New Economic Geography Model », *Journal of Regional Science*, vol. 40, n° 4, p. 671-695

[41] FEENSTRA (R. C.), MARKUSEN (J. R.) et ROSE (A. K.), 2001, « Using the gravity equation to differentiate among alternative theories of trade », *Canadian Journal of Economics*, vol. 34, n° 2, p. 430-447

[42] FIGUEIREDO (O.), GUIMARÃES (P.) et WOODWARD (D.), 2002a, « Home-field advantage : location decisions of Portuguese entrepreneurs », *Journal of Urban Economics*, vol. 52, n° 2, p. 341-361

[43] FIGUEIREDO (O.), GUIMARÃES (P.) et WOODWARD (D.), 2002b, « Modeling industrial location decisions in U.S. counties », Universidade do Minho, Núcleo de Investigação em Microeconomia Aplicada, Working Paper Series, n° 18

[44] FORSLID (R.), 1999, « Agglomeration with Human and Physical Capital : An Analytically Solvable Case », CEPR, Discussion Paper, n° 2 102

[45] FORSLID (R.), HAALAND (J. I.) et MIDELFART KNARVIK (K. H.), 2002, « A U-shaped Europe ? A simulation study of industrial location », *Journal of International Economics*, vol. 57, n° 2, p. 273-297

[46] FORSLID (R.) et OTTAVIANO (G. I. P.), 2003, « An analytically solvable core-periphery model », *Journal of Economic Geography*, vol. 3, n° 3, p. 229-240

[47] FORSLID (R.) et WOOTON (I.), 1999, « Comparative Advantage and the Location of Production », CEPR, Discussion Paper, n° 2 118

[48] FORSLID (R.) et WOOTON (I.), 2003, « Economic Geography and Comparative Advantage », *Review of International Economics*, vol. 11, n° 4, p. 588-603

[49] FRIEDMAN (J.), GERLOWSKI (D A.) et SILBERMAN (J.), 1992, « What Attracts Foreign Multinational Corporations ? Evidence from Branch Plant Location in the United States », *Journal of Regional Science*, vol. 32, n° 4, p. 403-418

[50] FUJITA (M.), KRUGMAN (P.) et VENABLES (A. J.), 1999, *The Spatial Economy. Cities, Regions, and International Trade*, Cambridge, MIT Press, 367 p.

[51] FUJITA (M.), THISSE (J.-F.), 2002, « Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth ? And Who Gains and Loses From It ? », CEPR, Discussion Paper, n° 3 135

[52] GAIGNÉ (C.), HUIBAN (J.-P.), et SCHMITT (B.), 2001, « Do Labor Costs and Market Size Matter for Local Industrial Specialization ? Evidence from France », Institut national de la recherche agronomique, ENESAD, mimeo

[53] GLAESER (E. L.), KALLAL (H. D.), SCHEINKMAN (J. A.) et SHLEIFER (A.), 1992, « Growth in Cities », *Journal of Political Economy*, vol. 100, n° 6, p. 1126-1152

[54] GREENE (W. H.), 2000, *Econometric Analysis*, 4e édition, Londres, Prentice Hall International, 1 004 p.

[55] GUIMARÃES (P.), FIGUEIREDO (O.) et WOODWARD (D.), 2000, « Agglomeration and the Location of Foreign Direct Investment in Portugal », *Journal of Urban Economics*, vol. 47, n° 1, p. 115-135

[56] GUIMARÃES (P.), FIGUEIREDO (O.) et WOODWARD (D.), 2003, « A Tractable Approach to the Firm Location Decision Problem », *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n° 1, p. 201-204

[57] HAALAND (J. I.), KIND (H. J.), MIDELFART KNARVIK (K. H.) et TORSTENSSON (J.), 1999, « What Determines the Economic Geography of Europe ? », CEPR, Discussion Paper, n° 2 072

[58] HALLET (M.), 2000, « Regional Specialisation and Concentration in the EU », European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Economic Papers, n° 141

[59] HANSEN (E. R.), 1987, « Industrial location choice in São Paulo, Brazil. A Nested Logit Model », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 17, n° 1, p. 89-108

[60] HANSON (G. H.), 1998, « Regional adjustment to trade liberalization », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 28, n° 4, p. 419-444

[61] HAUSMAN (J.), HALL (B. H.) et GRILICHES (Z.), 1984, « Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R & D Relationship », *Econometrica*, vol. 52, n° 4, p. 909-938

[62] HEAD (K.) et RIES (J.), 1996, « Inter-City Competition for Foreign Investment : Static and Dynamic Effects of China's Incentive Areas », *Journal of Urban Economics*, vol. 40, n° 1, p. 38-60

[63] HEAD (K.) et RIES (J.), 2001, « Increasing Returns Versus National Product Differentiation as an Explanation for the Pattern of U.S.-Canada Trade », *American Economic Review*, vol. 91, n° 4, p. 858-876

[64] HEAD (K.), RIES (J.) et SWENSON (D.), 1995, « Agglomeration benefits and location choice : Evidence from Japanese manufacturing investments in the United States », *Journal of International Economics*, vol. 38, n° 3-4, p. 223-247

[65] HEAD (K.), RIES (J.) et SWENSON (D.), 1999, « Attracting foreign manufacturing : Investment promotion and agglomeration », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 29, n° 2, p. 197-218

[66] HENDERSON (V.), 1997, « Externalities and Industrial Development », *Journal of Urban Economics*, vol. 42, n° 3, p. 449-470

[67] HENDERSON (V.), KUNCORO (A.) et TURNER (M.), 1995, « Industrial Development in Cities », *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 5, p. 1067-1090

[68] HENRIKSEN (E.), MIDELFART KNARVIK (K. H.) et STEEN (F.), 2001, « Economies of Scale in European Manufacturing Revisited », CEPR, Discussion Paper, n° 2 896

[69] HOUDEBINE (M.), 1999, « Concentration géographique des activités et spécialisation des départements français », *Économie et Statistique*, n° 326-327, p. 189-204

[70] KRUGMAN (P.), 1991, « Increasing Returns and Economic Geography », *Journal of Political Economy*, vol. 99, n° 3, p. 483-499

[71] KRUGMAN (P.), 1991, *Geography and Trade*, Louvain et Cambridge, Leuven University Press et MIT Press, 142 p., Gaston Eyskens Lecture Series

[72] KRUGMAN (P.) et LIVAS ELIZONDO (R.), 1996, « Trade policy and the Third World metropolis », *Journal of Development Economics*, vol. 49, n° 1, p. 137-150

[73] KRUGMAN (P.) et VENABLES (A. J.), 1995, « Globalization and the Inequality of Nations », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, n° 4, p. 857-880

BU LILLE I

[74] KRUGMAN (P.) et VENABLES (A. J.), 1996, « Integration, specialization, and adjustment », *European Economic Review*, vol. 40, n° 3-5, p. 959-967

[75] LEVINSON (A.), 1996, « Environmental regulations and manufacturers' location choices : Evidence from the Census of Manufactures », *Journal of Public Economics*, vol. 62, n° 1, p. 5-29

[76] LIST (J. A.), 2001, « US county-level determinants of inbound FDI : evidence from a two-step modified count data model », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 19, n° 6, p. 953-973

[77] LUGER (M. I.) et SHETTY (S.), 1985, « Determinants of Foreign Plant Start-ups in the United States : Lessons for Policymakers in the Southeast », *Vanderbilt Journal of Transnational Law*, vol. 18, p. 223-245

[78] MANI (M.), PARGAL (S.) et HUQ (M.), 1996, « Does environmental regulation matter ? Determinants of the location of new manufacturing plants in India in 1994 », World Bank, Policy Research Working Papers, n° 1 718

[79] MARSHALL (A.), 1891, *Principles of Economics*, 2e édition, Londres, Macmillan

[80] MARTIN (P.) et OTTAVIANO (G. I. P.), 1996, « Growth and Agglomeration », CEPR, Discussion Paper, n° 1 529

[81] MARTIN (P.) et OTTAVIANO (G. I. P.), 1999, « Growing locations : Industry location in a model of endogeneous growth », *European Economic Review*, vol. 43, n° 2, p. 281-302

[82] MARTIN (P.) et OTTAVIANO (G. I. P.), 2001, « Growth and Agglomeration », *International Economic Review*, vol. 42, n° 4, p. 947-968

[83] MAUREL (F.), 1997, « Évolutions locales de l'industrie 1982-1992 et convergence régionale. Quelques résultats empiriques sur données françaises », *Économie et Prévision*, n° 131, p. 77-91

[84] MAUREL (F.) et SÉDILLOT (B.), 1997, « La concentration géographique des industries françaises », *Économie et Prévision*, n° 131, p. 25-45

[85] MAYER (T.) et MUCCHIELLI (J.-L.), 1999, « La localisation à l'étranger des entreprises multinationales. Une approche d'économie géographique hiérarchisée appliquée aux entreprises japonaises en Europe », *Économie et Statistique*, n° 326-327, p. 159-176

[86] MCFADDEN (D.), 1974, « Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior », dans *Frontiers in Econometrics*, sous la direction de P. Zarembka, New York, Academic Press, p. 105-142

[87] MIDELFART KNARVIK (K. H.), OVERMAN (H. G.) et VENABLES (A. J.), 2000, « Comparative Advantage and Economic Geography : Estimating the Location of Production in the EU », CEPR, Discussion Paper, n° 2 618

[88] MIDELFART KNARVIK (K. H.), OVERMAN (H. G.), REDDING (S. J.) et VENABLES (A. J.), 2000, « The Location of European Industry », European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Economic Papers, n° 142

[89] MIDELFART KNARVIK (K. H.) et STEEN (F.), 1999, « Self-reinforcing Agglomerations ? An Empirical Industry Study », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 101, n° 4, p. 515-532

[90] MIDELFART KNARVIK (K. H.) et STEEN (F.), 2000, « Vertical Industry Linkages : Sources of Productivity Gains and Cumulative Causation ? », CEPR, Discussion Paper, n° 2 467

[91] MONTFORT (P.) et NICOLINI (R.), 2000, « Regional Convergence and International Integration », *Journal of Urban Economics*, vol. 48, n° 2, p. 286-306

[92] MORRISON PAUL (C. J.) et SIEGEL (D. S.), 1999, « Scale Economies and Industry Agglomeration Externalities : A Dynamic Cost Function Approach », *American Economic Review*, vol. 89, n° 1, p. 272-290

[93] DE NARDIS (S.), GOGLIO (A.) et MALGARINI (M.), 1996, « Regional Specialization and Shocks in Europe : Some Evidence from Regional Data », *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 132, n° 2, p. 197-214

[94] NEARY (J. P.), 2001, « Of Hype and Hyperbolas : Introducing the New Economic Geography », *Journal of Economic Literature*, vol. 39, n° 2, p. 536-561

[95] OTTAVIANO (G. I. P.) et PUGA (D.), 1998, « Agglomeration in the Global Economy : A Survey of the New Economic Geography », *World Economy*, vol. 21, n° 6, p. 707-731

[96] OTTAVIANO (G.), TABUCHI (T.) et THISSE (J.-F.), 2002, « Agglomeration and Trade Revisited », *International Economic Review*, vol. 43, n° 2, p. 409-436

[97] OVERMAN (H.), REDDING (S.) et VENABLES (A. J.), 2001, « The Economic Geography of Trade, Production and Income : A Survey of Empirics », CEPR, Discussion Paper, n° 2 978

[98] PACI (R.) et USAI (S.), 2000, « Technological Enclaves and Industrial Districts : An Analysis of the Regional Distribution of Innovative Activity in Europe », *Regional Studies*, vol. 34, n° 2, p. 97-114

[99] PALUZIE (E.), 2001, « Trade policy and regional inequalities », *Papers in Regional Science*, vol. 80, n° 1, p. 67-85

[100] PALUZIE (E.), PONS (J.) et TIRADO (D. A.), 2001, « Regional Integration and Specialization Patterns in Spain », *Regional Studies*, vol. 35 n° 4, p. 285-296

[101] PAPKE (L. E.), 1991, « Interstate business tax differentials and new firm location. Evidence from panel data », *Journal of Public Economics*, vol. 45, n° 1, p. 47-68

[102] PERI (G.), 1998, « Technological Growth and Economic Geography », Università Bocconi, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, Working Papers, n° 139

[103] PERI (G.), 2002, « Globalization, rigidities and national specialization : a dynamic analysis », *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 13, n° 2, p. 151-177

[104] PUGA (D.), 1999, « The rise and fall of regional inequalities », *European Economic Review*, vol. 43, n° 2, p. 303-334

[105] PUGA (D.) et VENABLES (A. J.), 1996, « The Spread of Industry : Spatial Agglomeration in Economic Development », *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 10, n° 4, p. 440-464

[106] PUGA (D.) et VENABLES (A. J.), 1997, « Preferential trading arrangements and industrial location », *Journal of International Economics*, vol. 43, n° 3-4, p. 347-368

[107] PUGA (D.) et VENABLES (A. J.), 1998, « Trading Arrangements and Industrial Development », *World Bank Economic Review*, vol. 12, n° 2, p. 221-249

[108] PUGA (D.) et VENABLES (A. J.), 1999, « Agglomeration and Economic Development : Import Substitution vs. Trade Liberalization », *Economic Journal*, vol. 109, n° 455, p. 292-311

[109] SCHMENNER (R. W.), HUBER (J. C.) et COOK (R. L.), 1987, « Geographic Differences and the Location of New Manufacturing Facilities », *Journal of Urban Economics*, vol. 21, n° 1, p. 83-104

[110] SHONKWILER (J. S.) et HARRIS (T. R.), 1996, « Rural Retail Business Thresholds and Interdependencies », *Journal of Regional Science*, vol. 36, n° 4, p. 617-630

[111] SMITH (D. F.) et FLORIDA (R.), 1994, « Agglomeration and Industrial Location : An Econometric Analysis of Japanese-Affiliated Manufacturing Establishments in Automotive-Related Industries », *Journal of Urban Economics*, vol. 36, n° 1, p. 23-41

[112] SPENCE (M.), 1976, « Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition », *Review of Economic Studies*, vol. 43, n° 2, p. 217-235

[113] STEEN (F.), 2002, « Vertical Industry Linkages : Sources of Productivity Gains and Cumulative Causation ? », *Review of Industrial Organization*, vol. 21, n° 1, p. 3-20

[114] STORPER (M.), CHEN (Y.-c.) et DE PAOLIS (F.), 2000, « The Effects of Globalization on the Location of Industries in the OECD and European Union », Aalborg Universitet, Faculty of Social Sciences, Department of Business Studies, Danish Research Unit for Industrial Dynamics, Working Paper, n° 00-7

[115] STORPER (M.), CHEN (Y.-c.) et DE PAOLIS (F.), 2002, « Trade and the location of industries in the OECD and European Union », *Journal of Economic Geography*, vol. 2, n° 1, p. 73-107

[116] VALEYRE (A.), 1993, « Mesures de dissemblance et d'inégalité interrégionales : principes, formes et propriétés », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n° 1, p. 17-53

[117] VENABLES (A. J.), 1996, « Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries », *International Economic Review*, vol. 37, n° 2, p. 341-359

[118] VENABLES (A. J.), 1999, « The International Division of Industries : Clustering and Comparative Advantage in a Multi-industry Model », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 101, n° 4, p. 495-513

[119] WALZ (U.), 1996, « Transport costs, intermediate goods, and localized growth », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 26, n° 6, p. 671-695

[120] WIFO (Institut autrichien de la recherche économique), 1999, « Specialisation and (geographic) concentration of European manufacturing. Background paper for "The competitiveness of European industry : 1999 Report" », European Commission, Entreprise Directorate-General, Working Paper, n° 1

[121] WOODWARD (D.), 1992, « Locational Determinants of Japanese Manufacturing Start-ups in the United States », *Southern Economic Journal*, vol. 58, n° 3, p. 690-708

[122] WU (F.), 1999, « Intrametropolitan FDI firm location in Guangzhou, China. A Poisson and negative binomial analysis », *Annals of Regional Science*, vol. 33, n° 4, p. 535-555

Concentration spatiale des activités économiques et spécialisation des territoires
Approche théorique et application aux régions et zones d'emploi françaises

Considérer une économie à plusieurs pays ou régions peut conduire à examiner la concentration spatiale. Par ailleurs, décomposer l'activité en secteurs peut amener à étudier la spécialisation. La thèse porte à la fois sur la concentration spatiale des activités économiques et sur la spécialisation des territoires. Deux approches sont suivies, l'une théorique et l'autre empirique. D'une part, nous développons des modèles de nouvelle économie géographique. Le modèle le plus complet est un modèle à deux pays, chacun formé de deux régions, et à plusieurs secteurs à rendements d'échelle croissants. Nous déterminons l'évolution, durant une expérience d'intégration économique, de la concentration spatiale de chaque secteur à l'intérieur de la zone d'intégration et à l'intérieur de l'un ou l'autre pays, ainsi que l'évolution du degré de spécialisation de chaque pays et de chaque région. D'autre part, nous estimons les coefficients de modèles économétriques de choix de localisation, cela pour les choix des producteurs. Nous faisons apparaître les effets que la concentration spatiale et le degré de spécialisation ont sur ces choix. Est envisagé le cas de la France à la fin des années 1990. Nous montrons que les producteurs d'un secteur préfèrent les régions à l'intérieur desquelles l'activité tous secteurs confondus est très concentrée, les régions à l'intérieur desquelles le secteur est peu concentré ou les régions très spécialisées. En outre, nous établissons que les producteurs sont attirés dans les zones d'emploi ayant un haut degré de spécialisation.

Mots-clés : concentration spatiale, spécialisation, nouvelle économie géographique, intégration économique, choix de localisation, modèle logit conditionnel, modèle de Poisson

Geographic concentration of industries and specialization of territories
Theoretical approach and application to French regions and employment areas

To consider an economy with several countries or regions can bring to examine geographic concentration. In addition, to break up the activity into sectors can bring to study specialization. Our work relates at the same time to the geographic concentration of industries and to the specialization of territories. Two approaches are followed, one theoretical and the other empirical. On the one hand, we develop new economic geography models. The most complete model is a model with two countries, each one formed of two regions, and with several sectors with increasing returns to scale. We determine the effects of a process of economic integration on the geographic concentration of each sector inside the area of integration and inside one or the other country, as well as its effects on the level of specialization of each country and of each region. On the other hand, we estimate the coefficients of econometric models for producers location decisions. We reveal the effects that the geographic concentration and the level of specialization have on these decisions. The case of France at the end of the 1990s is considered. We show that the producers of an industry prefer the regions inside whose overall activity is very concentrated, the regions inside whose the industry is not very concentrated or very specialized regions. We also establish that the producers are attracted in the employment areas with a high level of specialization.

Keywords : geographic concentration, specialization, new economic geography, economic integration, location decisions, conditional logit model, Poisson model

Laboratoire MEDEE, Université des sciences et technologies de Lille, Faculté des sciences économiques et sociales, Bâtiment SH2, Cité scientifique, 59655 Villeneuve-d'Ascq Cedex