

**DISTRIBUTION DES EMPLOIS
ENTRE LES TERRITOIRES FRANÇAIS
DANS UN CONTEXTE
DE CONCURRENCE INTERNATIONALE**

**Par Carl Gagné
INRA – CESAER
Groupe de projet *Perroux*
“Localisation des activités
pour les régions françaises
dans une Union européenne élargie”**

n° 6 – Juin 2005

Comment analyser et prévoir la localisation des activités dans le cadre de la mondialisation et de l'élargissement européen ? Cette formulation d'économiste est grosse d'enjeux cruciaux pour tous ceux qui souffrent d'une réelle pénurie d'emplois dans la région où ils résident et voient leur existence déterminée par des contraintes diverses (famille, double salariat, propriété individuelle du logement...).

Les travaux du groupe *Perroux* ont pris pour objet les stratégies de localisation des activités économiques. Ils feront l'objet d'une publication dans la seconde quinzaine du mois de juin 2005. Il s'agit de proposer à la décision publique des réponses possibles à des questions essentielles : Comment bougent et vont bouger les entreprises sur notre territoire ? Comment vont pouvoir ou devoir se déplacer ceux qui recherchent ou veulent conserver un emploi ? Aux contraintes de l'immobilité géographique peut-on substituer certaines mobilités professionnelles ? Tous les secteurs "remuent-ils" de la même façon ? Quels sont les dangers et avantages d'une spécialisation sectorielle dans un territoire ? Autrement dit, comment anticiper des taux de chômage insupportables dans certaines zones tout en répondant à la demande de travail dans des zones plus favorisées ?

L'intérêt majeur des travaux menés par le groupe *Perroux* réside dans un souci permanent de la géographie – c'est-à-dire de l'espace concret. Trop d'analyses ou de décisions demeurent abstraites car elles ont tendance à isoler les compétences, les qualifications, les types d'activités sans comprendre qu'un homme ou une femme vivent toujours quelque part, enserrés dans un temps, un espace ou un réseau dont ils sont plus ou moins dépendants.

Ce numéro 6 des "*Cahiers du Plan*" poursuit les réflexions du numéro précédent en proposant une analyse de la localisation des emplois sur le territoire français. Au regard des aspirations concrètes susdites, le caractère ardu des analyses proposées, la référence explicite à un modèle théorique et les algorithmes qu'il utilise peuvent décourager le lecteur peu initié aux sciences économiques. Il me paraît néanmoins utile de proposer aux spécialistes des textes qui servent à fonder les scénarios prospectifs du groupe *Perroux* tels qu'ils seront élaborés pour une diffusion beaucoup plus large.

En effet, les décisions prises par les firmes quant à la localisation de leurs activités sur le territoire français ne peuvent se réduire à l'arbitraire de tel ou tel décideur. Une politique économique a besoin de pouvoir envisager les mouvements d'ensemble pour intégrer les contraintes de chaque type d'activité et comprendre comment il est possible d'agir sur des éléments déterminants comme la mobilité professionnelle ou la mobilité géographique. Les politiques incitatives, qu'elles concernent la formation, les qualifications ou les déplacements géographiques, doivent assimiler la dimension territoriale pour garantir leur efficacité. Face à ce qui est ressenti comme un échec de sa politique d'emploi, sans doute convient-il d'explorer de nouvelles voies. Quand nous savons qu'en France, comme dans la plupart des pays européens, la mobilité géographique reste faible et diminue plutôt qu'elle ne progresse, nous pouvons comprendre que certaines politiques de formation ou de reconversion professionnelle s'exténuent dans la contradiction avec la dimension effective d'activités économiques très territorialisées.

Il faut donc regarder du côté des entreprises et de leurs décisions de localisation. Dans ce texte, Carl Gagné montre qu'il nous faut bien distinguer les rôles respectifs que jouent, d'un côté, les coûts du travail variables selon les zones et types d'activités, et d'un autre, l'intensité des relations internes (ou verticales) à un processus de production. Ces dernières ont un effet plus important sur la concentration des activités que la proximité géographique avec les utilisateurs finaux de biens ou de services. Encore faut-il distinguer entre les

types de biens et de services. Combinées avec les analyses publiées dans "*Les Cahiers du Plan*" n° 5 et intégrées dans les scénarios prospectifs qui concluront les travaux du groupe *Perroux*, les approches proposées par Carl Gagné constituent un apport significatif à l'ensemble des travaux que le Plan mène résolument pour éclairer la décision publique dans la lutte qui est menée contre ce fléau du chômage qui nuit particulièrement à la France et aux Français.

Alain Etchegoyen

SOMMAIRE

RÉSUMÉ	9
PRÉSENTATION	11
INTRODUCTION	13
1. La concurrence internationale peut modifier l'allocation spatiale des emplois au sein de la nation	13
2. Les relations <i>input-output</i> localisées comme vecteur de transmission des chocs	15
3. Objectif et plan du rapport	16
PARTIE 1	
L'état de la littérature	17
PARTIE 2	
Les caractéristiques de la technologie et des régions comme déterminants à la localisation	23
1. Hypothèses	23
2. Équilibre	25
PARTIE 3	
Sources des données et découpages sectoriel et géographique	29
PARTIE 4	
Le modèle économétrique	31
PARTIE 5	
Résultats	35
CONCLUSION	41

<u>BIBLIOGRAPHIE</u>	43
<u>ANNEXE 1</u>	
Statistiques descriptives des secteurs	47
<u>ANNEXE 2</u>	
Salaire moyen brut par qualification	51
<u>ANNEXE 3</u>	
Revenus fiscaux	53

Dans ce rapport, nous nous interrogeons sur la validité empirique d'un certain nombre de grands facteurs explicatifs de la répartition spatiale des activités – *le coût du travail local, les relations verticales locales, localisation de la demande finale* – en tenant compte des spécificités sectorielles. Les données, issues principalement des déclarations annuelles de données sociales (DADS), ont permis de mener l'analyse sur un découpage sectoriel (NES114) et géographique (zones d'emploi) relativement fin.

À partir de différentes méthodes d'estimation, il est apparu que la proximité des demandeurs ou offreurs de biens intermédiaires est un facteur d'agglomération. Les activités, quelle que soit leur nature, semblent incitées à se localiser là où la demande ou l'offre d'*inputs* est élevée. Le rôle de la localisation de la demande finale, dans le processus d'agglomération, s'avère faible relativement à la précédente force centripète. Nous avons par ailleurs montré qu'il existe un effet dispersif du coût du travail sur la répartition dans l'espace des activités. À noter que plus le secteur est concurrentiel, plus les firmes de ce secteur sont sensibles à cette force centrifuge. Ainsi, nos résultats suggèrent que les firmes d'un ensemble important de secteurs semblent réaliser un arbitrage entre s'agglomérer pour bénéficier de rendements croissants dus aux relations *input-output* et se disperser pour bénéficier des coûts du travail plus faibles.

À partir de ces résultats, deux principaux enseignements de l'impact de la libéralisation des échanges sur la distribution entre bassins d'emploi des activités peuvent être dégagés. Tout d'abord, la transmission des chocs sera très probablement localisée car

les firmes intervenant à différents niveaux du processus de production sont regroupées géographiquement. Ainsi, un secteur subissant un choc négatif (baisse de sa demande...) ou bénéficiant d'un choc positif (accroissement de ses débouchés...) se propagera dans les autres secteurs d'activité implantés dans la même région. Ce résultat pose la question cruciale de la mobilité géographique des travailleurs. En effet, la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre dans une région ne sera probablement pas suffisante pour absorber un choc négatif ou positif, puisque ces derniers risquent de se propager dans l'ensemble des secteurs d'activité présente dans la région. Ceci signifie que les dispositifs publics favorisant la mobilité entre les bassins d'emploi des individus devraient être favorisés.

Le second grand enseignement de cette étude est que la tendance au redéploiement des activités des grands pôles urbains vers les zones de moindre densité se confirme pour les activités concurrentielles et intensives en travail. En effet, pour rester compétitifs, les secteurs positionnés sur des biens peu différenciés peuvent être incités à s'implanter dans les régions peu denses où le coût du travail est relativement peu élevé. Toutefois, les grands groupes industriels auront la possibilité de changer la localisation des unités de production vers ces zones tandis que les unités de conception demeureront agglomérées pour bénéficier d'un plus grand nombre de services spécialisés. Ceci se traduira par un accroissement de la spécialisation fonctionnelle des espaces. La réallocation observée des emplois productifs des secteurs concurrentiels vers les régions françaises à faible coût salarial risque donc de se poursuivre.

|

(1) Ce rapport est en partie inspiré d'un travail mené en collaboration avec Jean-Pierre Huiban et Bertrand Schmitt sur les déterminants de la localisation des activités sur données françaises.

Dans le cadre de son rapport de diagnostic concernant l'impact de la libéralisation des échanges sur la localisation des activités, les membres du groupe *Perroux* ont réalisé plusieurs études dont quatre sont présentées dans le *Cahier du Plan* n° 5 : les inégalités entre les régions européennes, la vulnérabilité des zones d'emplois françaises face à la concurrence internationale et les relations entre les dynamiques sectorielles et les dynamiques territoriales ont permis de dresser un premier bilan de la localisation des activités dans les régions françaises. Ce bilan a servi à alimenter l'élaboration du scénario tendanciel du groupe *Perroux*. Un autre travail, réalisé par Carl Gagné, ¹ membre du groupe *Perroux*, consistait à mesurer les facteurs déterminants de la répartition des activités entre les territoires français : coût du travail local, relations verticales locales, localisation de la demande finale en tenant compte des spécificités sectorielles...

Il semble au vu de ces résultats que la proximité des demandeurs ou offreurs de biens intermédiaires est un facteur important d'agglomération. Les activités, quelle que soit leur nature, semblent incitées à se localiser là où la demande ou l'offre d'*inputs* est élevée.

Le rôle de la localisation de la demande finale, dans le processus d'agglomération

Ceci tend à corroborer l'idée que le regroupement d'activités complémentaires sur la base de relations amont-aval, de filières définissant des sortes de "*clusters*" ou de districts locaux peuvent constituer une force d'agglomération des activités. En revanche, le coût du travail joue plutôt en faveur de la dispersion des activités vers les périphéries en particulier dans les secteurs fortement concurrentiels à faibles barrières à l'entrée.

L'étude confirme dans le cas français les prédictions de la nouvelle économie géographique insistant sur les forces de polarisation liées aux relations amont-aval et les forces de dispersion liées aux différences de coût du travail.

L'une des conclusions de l'étude de Carl Gagné rejoint à travers un autre angle l'étude de Gilbert Benhayoun et Yvette Lazzeri présentée dans le *Cahier* précédent qui montre que le nombre de zones d'emplois menacées par la concurrence internationale, sans être négligeable, n'est pas très élevé. Pour Carl Gagné, la transmission des chocs sera très probablement localisée car les firmes intervenant à différents niveaux du processus de production sont regroupées géographiquement. Ainsi, un secteur subissant un choc négatif (baisse de sa demande) ou bénéficiant d'un choc positif (accroissement de ses débouchés) se propagera dans les autres secteurs d'activité implantés dans la même région.

En termes de politique économique, ce résultat pose une question centrale, celle de la mobilité géographique des ménages, traitée dans l'étude de Hubert Jayet dans le *Cahier du Plan* n° 5. En effet, la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre dans une région ne sera probablement pas suffisante pour absorber un choc négatif ou positif, puisque ces derniers risquent de se propager dans l'ensemble des secteurs d'activité présente dans la région. En termes de politique économique, l'auteur rejoint l'une des préconisations du groupe *Perroux* afin que les dispositifs publics favorisent davantage la mobilité des individus entre les bassins d'emploi.

Enfin, l'étude insiste sur le fait que les délocalisations des secteurs intensifs en travail et dans lesquels domine la

concurrence par les prix, des grands pôles urbains vers les zones de moindre densité devraient se poursuivre

dans l'avenir. L'auteur prévoit également un accroissement de la spécialisation fonctionnelle des espaces.

INTRODUCTION

(2) De même, l'effet sur le bien-être de l'intégration régionale est également ambigu (Behrens, Gaigné, Ottaviano et Thisse, 2003). En effet, l'ouverture internationale peut permettre d'accéder à un plus grand nombre de variétés à des prix plus faibles. Toutefois, cette baisse des prix, observée également pour les marchandises locales, se traduira par une baisse des salaires. Au final, l'effet sur le bien-être est incertain. Par ailleurs, on peut montrer que les firmes multinationales produisant plusieurs biens ont intérêt à réduire leur nombre de variétés offertes lorsque les barrières tarifaires baissent (Blanchard, Gaigné et Mathieu, 2004). De plus, cette baisse de variétés offertes se traduit par une hausse des prix.

(3) Toutefois, la vaste littérature théorique et empirique sur les investissements directs à l'étranger montre que le volume de ces derniers diminue quand les barrières tarifaires baissent (Blanchard, Gaigné et Mathieu, 2004). En effet, dans ce cas, les firmes préfèrent servir les marchés étrangers à partir des unités nationales de production quand les pays sont fortement intégrés.

L'accélération récente de l'intégration internationale des économies risque de modifier de nouveau profondément le comportement des firmes. En effet, une baisse significative des barrières aux échanges n'est pas sans conséquence sur la profitabilité des activités économiques. La relation est toutefois ambiguë. D'un côté, elle accroît les possibilités de débouchés. En effet, la baisse des barrières tarifaires permet de bénéficier d'un meilleur accès aux marchés étrangers. En contrepartie, l'intégration régionale accentue la concurrence sur le marché domestique en provenance des firmes étrangères². Ainsi, si la libéralisation des échanges peut accroître la taille des marchés, elle accentue également la concurrence entre les firmes.

Face à ce nouvel environnement, une firme peut mettre en place différentes stratégies. L'entreprise peut ajuster son niveau d'emploi aux variations conjoncturelles de sa demande de biens qui lui est adressée. Par ailleurs, elle peut modifier ses techniques de production et son organisation pour accroître sa productivité. La qualité (ou les caractéristiques) des produits peut (peuvent) également évoluer afin de relâcher la concurrence. Enfin, elle peut redéfinir ses choix de localisation. Certaines firmes pourront ouvrir ou fermer de nouvelles unités de production à l'étranger³. D'autres entreprises pourront modifier la localisation de ses établissements au sein des pays. Ainsi, face à l'internationalisation croissante des marchés, la distribution internationale des firmes peut évoluer. Toutefois, l'impact de ce changement risque également d'être différencié selon les bassins d'emploi. C'est sur ce dernier point que ce rapport vise à apporter des éclairages. Au moins deux éléments permettent de soutenir cette idée : la distribution interrégionale des activités dépend du degré d'ouverture de l'économie nationale ;

les relations *input-output* entre les secteurs sont géographiquement localisées. Dans ce qui suit, nous développons ces deux points avant de fournir l'objectif précis de ce rapport.

1. La concurrence internationale peut modifier l'allocation spatiale des emplois au sein de la nation

Des travaux empiriques récents ont mis en évidence que l'ouverture croissante au commerce international a un impact significatif sur le degré d'agglomération des activités économiques au sein des pays. Par exemple, à partir d'un échantillon de 85 pays, Ales et Glaeser (1995) montrent que plus les barrières tarifaires sont élevées, plus le degré d'urbanisation est élevé. L'analyse menée par Henderson (2003) semble confirmer ce résultat. Dans une autre perspective, De la Fuente et Vives (1995) observent que le processus d'intégration régionale, au sein de l'Union européenne, a favorisé la convergence entre les pays alors que les inégalités interrégionales au sein des pays se sont accentuées. En effet, près de la moitié de la divergence entre les régions européennes est due à une polarisation croissante au sein des pays membres. Par ailleurs, Hanson (1998) a mis en évidence que la mise en place d'accords de libre-échange entre le Mexique et les États-Unis a été suivie par un vaste mouvement de relocalisation des firmes de Mexico vers sa frontière du nord. Évidemment, ces résultats suggèrent que l'élargissement de l'Union européenne vers les pays de l'Europe de l'Est et Orientale risque de modifier la géographie interne des pays membres. Cette modification de la distribution interrégionale des activités, suite à l'élargissement, peut prendre différentes formes selon les caractéristiques des pays.

Tableau n° 1
Taux annuel de croissance de l'emploi non agricole
par type d'espace (1990-1999) ⁴

Catégories d'espace	
Espace à dominante urbaine	0,47
<i>Pôle urbain de Paris</i>	- 0,15
<i>Pôle urbain de plus de 100 000 emplois [1]</i>	0,5
<i>Pôle urbain de 20 000 à 100 000 emplois [2]</i>	0,41
<i>Pôle urbain de moins de 20 000 emplois [3]</i>	0,54
<i>Couronne périurbaine de Paris</i>	1,11
<i>Couronne périurbaine de [1]</i>	2,28
<i>Couronne périurbaine de [2]</i>	2,00
<i>Couronne périurbaine de [3]</i>	1,54
<i>Communes multi-polarisées</i>	1,1
Espace à dominante rurale	0,71
Total	0,51

Calculs de l'auteur

Source : recensements de population 1990 et 1999 (INSEE)

(4) Le découpage géographique est issu du zonage en aires urbaines et son complément rural 1999 proposé par l'INSEE. Il découpe le territoire national en trois catégories d'espaces : les pôles urbains qui sont des unités urbaines offrant au moins 5 000 emplois ; les communes périurbaines, qui regroupent les communes envoyant au moins 40 % de leurs actifs résidents travailler dans un ou plusieurs pôles urbains ; l'espace à dominante rurale, le reste des communes.

Des travaux théoriques récents ont mis en avant différents arguments sur le lien entre baisse des barrières aux échanges et localisation des activités au sein des pays. L'accès différencié aux marchés internationaux semble être un facteur important de la géographie interne. Par exemple, Limão et Venables (2001) mettent en évidence que les pays n'ayant pas d'accès direct à la mer connaissent des flux d'échanges internationaux de moindre importance. De manière convaincante, Henderson et alii (2001, p. 88) précisent que le volume du commerce international du pays médian sans accès direct à la mer est de 40 % plus faible que le pays bénéficiant d'un accès direct à la mer. Toutefois, Berhens, Gaigné, et Thisse (2004) montrent que la région qui bénéficie d'un meilleur accès au marché international peut ne pas être la région la plus développée.

En accentuant la concurrence, la baisse des protections douanières et des coûts du transport international incite les firmes à modifier leur locali-

sation pour réduire leurs coûts. Dans la même veine que les travaux de Melvin (1985a, b), Courant et Deardorff (1992, 1993) ont considéré une dimension interrégionale dans une économie ouverte où les dotations en facteur de production sont exogènes. Ils montrent que les pays se spécialisent dans la production du bien qui mobilise intensément le facteur le plus inégalement réparti entre les régions. De manière complémentaire, Krugman et Livas Elizondo (1996) ainsi que Fujita et alii (1999, ch.18) ont mis en évidence que la baisse des coûts de transports internationaux favorise la dispersion des activités en présence d'effet de congestion. Toutefois, Paluzie (2001), De Crozet et Koenig-Soubeyran (2002) obtiennent un résultat opposé, alors que le cadre théorique est proche. La principale différence réside dans le fait que ces derniers considèrent, contrairement aux premiers, les travailleurs comme immobiles entre les régions. Ces effets agglomérants de la baisse

des barrières aux échanges est également un résultat du travail, sur la base de simulations d'un modèle plus riche, de Monfort et Nicolini (2000).

Finalement, Berhens, Gaigné, Ottaviano et Thisse (2003) montrent, à partir d'un autre cadre théorique, que la baisse des coûts à la mobilité internationale des marchandises pourrait favoriser une répartition moins déséquilibrée des activités entre les régions. En se dispersant, les firmes permettent de relâcher la concurrence en prix en diminuant leurs coûts salariaux, dans la mesure où l'éloignement aux grands centres de consommation ne soit pas préjudiciable. Ceci semble en accord avec ce que l'on observe sur le territoire français. En effet, si les emplois demeurent spatialement concentrés dans les grandes villes, ils se redéploient vers les villes de plus petites tailles. Les signes d'un redéploiement sont déjà visibles. En effet, si les emplois sont concentrés spatialement, on assiste à un mouvement de dispersion des activités économiques sur l'ensemble du territoire, comme le suggère le tableau n° 1. Toutefois, il reste à préciser les raisons pour lesquelles les activités économiques se dispersent. Il s'agit notamment d'évaluer le rôle du coût du travail dans le processus de localisation des firmes.

2. Les relations *input-output* localisées comme vecteur de transmission des chocs

Le second élément réside dans le fait, d'une part, qu'il existe des interdépendances entre les firmes implantées dans un même bassin d'emploi et, d'autre part, que les secteurs sont inégalement répartis dans l'espace. Ainsi, si un secteur d'activité voit sa demande étrangère s'accroître, alors sa croissance pourra également béné-

ficier aux fournisseurs mais également aux clients du même bassin d'emploi. En effet, la demande de services ou biens intermédiaires augmentera probablement. Ceci peut se traduire par une hausse de la production des fournisseurs de biens et services. Des gains de productivité peuvent s'opérer et impliquer une baisse des prix des services et biens intermédiaires. En retour, la demande de biens intermédiaires peut de nouveau s'accroître.

Les mêmes mécanismes peuvent se mettre en place entre le secteur d'activité en expansion et ses clients. En effet, une hausse de la production peut permettre de pratiquer des prix plus bas qui profitera aux clients locaux. En retour, la demande des firmes clientes peut s'accroître renforçant l'expansion du secteur d'activité bénéficiant d'une augmentation de la demande étrangère. Au final, dû aux liaisons amont et aval des firmes, un cercle vertueux de développement peut se mettre en place dans une région.

Dans le cas d'un secteur en crise, les mécanismes demeurent les mêmes mais œuvrent dans le sens inverse, impliquant un cercle vicieux au sein de la région. Ainsi, si les différents secteurs sont localisés dans un même bassin d'emploi afin de bénéficier de la proximité de leurs fournisseurs ou de leurs clients, alors une crise sectorielle ou l'expansion d'un secteur aura vraisemblablement des effets très contrastés selon les régions puisque les secteurs sont inégalement répartis géographiquement. Les différents mécanismes présentés ici reposent toutefois sur l'hypothèse selon laquelle les relations *input-output* sont un facteur de regroupement géographique des activités. Cette force d'agglomération a fait l'objet de différents travaux théoriques mais il existe peu d'analyses économétriques testant cette hypothèse.

3. Objectif et plan du rapport

L'objectif est de tester les principaux déterminants de la localisation des emplois entre les zones d'emplois. Nous focaliserons sur trois facteurs de localisation, étant donné notre centre

d'intérêt : les relations verticales, le coût du travail et la localisation de la demande finale. À partir de ces résultats, nous dégagerons des conclusions sur les effets possibles de la libéralisation des échanges sur la géographie interne des emplois dans le cas français.

PARTIE 1

L'état de la littérature

Contrairement à la croissance locale, la littérature empirique sur les déterminants à la localisation infra-nationale est encore peu développée.

Un ensemble de travaux empiriques, conduits par Davis et Weinstein, s'est focalisé sur la pertinence, en termes de localisation industrielle, des prédictions issues des modèles de la nouvelle économie géographique (NEG) en les comparant à celles des théories traditionnelles de la localisation basées sur les différentiels de dotations factorielles. Le but est donc de tester deux modèles concurrents : Heckscher-Ohlin-Vanek (HOV), représentatif de la théorie des avantages comparatifs, et le modèle de Krugman (1991), représentatif de la nouvelle économie géographique. Face à deux théories qui conduisent à des prédictions communes, l'enjeu est de rechercher la (ou les) prédiction(s) qui les différencient et de la (ou les) tester pour les départager.

La relation entre la demande locale et la production locale permet de départager les deux théories. Cette relation est en effet différente dans les deux cas : **1. HOV** : si une zone connaît un accroissement de la demande relativement forte pour un bien, il en résulte un surcroît d'importation nette. En effet, l'offre locale augmente dans une proportion moindre que la production des exportateurs étrangers car les rendements sont non croissants ; **2. NEG** : si la demande locale augmente, il en résulte un surcroît d'exportation nette du fait de la concentration de la production pour exploiter les économies d'échelle. Par conséquent, un accroissement de la demande domestique s'accompagne dans ces deux théories par une augmentation du niveau d'offre locale, mais dans des proportions différentes.

Davis et Weinstein (1999) utilisent cette approche en l'appliquant sur des

données japonaises. Les auteurs utilisent une vérification graphique simple : en abscisse, l'écart de la demande régionale à la moyenne et en ordonnée, l'écart de production régionale à la moyenne. Ce qui est testé n'est donc pas l'existence d'une pente positive, mais celle d'une pente supérieure à 1 (droite de régression au-dessus de la première bissectrice) ou non. Les résultats montrent que le cadre d'analyse de la NEG est adapté pour rendre compte des spécialisations régionales pour certains secteurs. Puis, Davis et Weinstein approfondissent leur analyse empirique en proposant de partir d'un modèle inspiré de Krugman (1980) et de tester la relation sous une forme économétrique. Les auteurs retiennent 19 secteurs, considérés comme représentatifs de 19 biens. Ces 19 secteurs sont ensuite agrégés en 6 catégories (soit 6 industries). Concrètement, l'équation testée est de la forme :

$$X_g^{nr} = c_{ng} + \beta_1 share_g^{nr} + \beta_2 idiodem_g^{nr} + \Omega_g^n V^r + \varepsilon_g^{nr}$$

où c_{ng} est une constante, $share$ exprime la tendance à "l'alignement" sur la moyenne nationale avec $share = \gamma_g^{nROJ} \chi^{nr}$ où γ_g^{nROJ} représente la part de la production du bien g dans la production de l'industrie n pour le reste du Japon, ⁵ $idiodem$ mesure la part de l'effet "demande" soit $idiodem = (\delta_g^{nr} - \delta_g^{nROJ}) \chi^{nr}$, δ_g^{nROJ} (δ_g^{nr}) représente la part de la demande du bien g dans la demande de l'industrie n pour le reste du Japon (la région) et, enfin, V^r mesure la part relative des dotations factorielles (travailleurs non qualifiés, les travailleurs qualifiés et le capital) dans la région r .

Le rôle central est joué par le paramètre β_2 . Si $\beta_2 = 0$, la demande n'influe pas, si $\beta_2 \in]0,1]$, la logique AC l'emporte et, enfin, si $\beta_2 > 1$ la logique

(5) On note que cette variable s'apparente finalement à une force de rappel (force centrifuge).

NEG l'emporte : il y a "amplification", une augmentation du poids de la demande locale dans l'économie nationale se traduit par un accroissement plus que proportionnel du poids de la production locale dans l'économie nationale. Les auteurs réalisent une régression sur deux modèles : sans dotations factorielles puis en les introduisant. Dans le premier cas, $\beta_2 = 1,4$, il y a amplification puisque la valeur de β_2 est supérieure à 1. Dans le second cas, $\beta_2 = 0,9$, il n'y a plus d'amplification, la prédiction de la NEG est rejetée. Les auteurs proposent alors l'explication suivante : cette valeur de β_2 est un peu trop faible pour l'hypothèse NEG pure, mais elle est trop forte pour l'hypothèse AC, contrairement, par exemple, à la valeur obtenue pour les industries agrégées. Les auteurs supposent que cela est dû à des disparités sectorielles. Il suffit donc de tester la forme (1) secteur par secteur. Ce faisant, les auteurs obtiennent des coefficients significatifs et supérieurs à l'unité pour les industries qui sont les plus intensives en travailleurs qualifiés. Mais en analysant les ordres de grandeur constatés, l'impact de la "déviations de la demande" demeure faible sur le niveau de la production locale. Enfin, Davis et Weinstein tentent de déterminer si l'influence du niveau de la demande locale sur l'agglomération des activités est plus élevée pour les secteurs intensifs en technologie. Pour cela, les auteurs régressent les valeurs estimées du paramètre β_2 en fonction du niveau de recherche et développement du secteur, comme indicateur du niveau technologique. Cette régression montre l'existence d'une corrélation positive. Par conséquent, plus les secteurs sont intensifs en technologie, plus ces activités se localisent là où la demande est élevée.

Les auteurs concluent que la nouvelle économie géographique est davantage

pertinente dans les secteurs intensifs en travailleurs qualifiés et technologiques. On peut toutefois reprocher à Davis et Weinstein de ne pas tester précisément le modèle de Krugman. Un premier travail en ce sens a été récemment effectué par Hanson (2000), ouvrant la voie à plusieurs travaux empiriques de même nature. Ce dernier teste une forme réduite du modèle de Krugman (1992) montrant que le niveau d'activité diminue à mesure qu'on s'éloigne du centre des marchés, du à l'existence de coûts de transport des marchandises. Néanmoins, l'auteur appréhende ces coûts de transport par la distance, et non sur des données réelles de coûts de transport. Disposant de ce type de données, Combes et Lafourcade (2001) testent l'impact des coûts de transport sur la polarisation des activités.

L'objectif de Hanson (2000) est d'évaluer, sur des données de comtés américains, l'impact de l'accès au marché sur l'agglomération des activités afin de tester une version du modèle de Krugman (1992) ⁶. L'équation estimée est la suivante :

$$\log w_r = \theta + \sigma^{-1} \log \left(\sum_{r'} Y_{r'}^{\frac{\sigma(\gamma-1)H}{\gamma}} H_{r'}^{\frac{(\sigma-1)(\gamma-1)}{\gamma}} w_{r'}^{\frac{(\sigma-1)}{\gamma}} e^{-\tau(\sigma-1)d_{r,r}} \right) + \eta_r$$

où w_r est le niveau de salaire industriel dans la région r . $Y_{r'}$, le niveau de revenu dans la région r' , H le stock de logement et $d_{r,r'}$ la distance entre les régions r' et r sont les variables explicatives. Les paramètres à estimer sont σ l'élasticité de substitution entre les biens, τ le coût de transport et γ la préférence pour les biens industriels θ est une constante. Cette équation montre que les firmes versent des salaires élevés là où le niveau de la demande locale et en provenance des autres régions est élevé. C'est l'effet de taille de marché. L'équation est estimée sur des données agrégées sur un échelon

(6) L'auteur teste en fait deux modèles, l'autre étant la fonction de marché potentiel de Harris (1954).

spatial relativement fin : les comtés des États-Unis (au nombre de 3 075).

Les principaux résultats sont les suivants. Le niveau de salaire est corrélé positivement avec le niveau de revenu local et négativement avec la distance au centre. Par conséquent, le niveau de la demande locale de travail (approché par le salaire) semble donc lié à l'accès aux débouchés potentiels. Par ailleurs, les valeurs des estimateurs permettent de déduire les valeurs de l'élasticité de substitution des biens σ , des coûts de transport τ , et de la préférence pour les biens industriels γ qui sont conformes à la théorie ($\sigma > 1$, $\tau > 1$ et $\gamma \in]0;1[$). Le modèle théorique n'est donc pas rejeté. Les économies d'échelles (mesurées par l'inverse de σ) y apparaissent faibles mais significatives et croissantes dans le temps. Le résultat surprenant est une augmentation du coût de transport (mesuré par τ) parallèlement à l'accroissement de l'agglomération de l'activité entre les années 1980 et 1990. L'auteur l'explique par un effet de structure. Dans les années 1970, l'activité industrielle domine, alors que dans les années 1980, les activités de services (dont le coût de transport est supposé relativement plus élevé) sont majoritaires.

Ce document constitue le premier test d'un modèle de la nouvelle économie géographique. Des travaux similaires ont été effectués sur données européennes (voir Combes et Overman, 2004). Ils confirment tous également la présence d'un effet de taille de marché sur un échelon spatial fin. Ce résultat confirme celui obtenu par Davis et Weinstein (1999) sur données japonaises. Toutefois, Hanson n'opère pas de distinctions sectorielles. Par ailleurs, le coût de transport est approché par la distance. L'impact du coût de transport n'est donc pas directement évalué. Ceci est l'objet du travail de Combes et Lafourcade (2001) qui est exposé dans ce qui suit.

Quel est l'impact en France de la diminution des coûts de transport sur la répartition spatiale de l'emploi ? Pour y répondre, Combes et Lafourcade (2001) construisent un modèle théorique puis le testent. Celui-ci est une généralisation à R régions du modèle de Combes (1997) et en y introduisant de la consommation de biens intermédiaires. Le cadre théorique met en avant une concurrence cournotienne entre S firmes industrielles produisant un bien homogène ⁷.

Pour mesurer le coût de transport, les auteurs utilisent une mesure spatiale du coût d'acheminement sur le réseau routier des marchandises à l'échelle des zones d'emploi et départements français de l'année 1993. Il se décompose en deux types de coûts : un coût par kilomètre et un coût d'opportunité du temps. Ceci permet de capter l'influence directe de la mise en place de nouvelles infrastructures routières (gain de temps, choix d'un nouvel itinéraire), des contraintes relatives à leur financement (péages...), des adaptations du secteur transport à la conjoncture économique (innovations, prix des carburants...). Il s'agit donc d'un coût de transport généralisé. Les auteurs soulignent que les coûts de transport entre les zones d'emploi ont, en moyenne, diminué entre 1978 et 1993 de 38 %.

Selon les auteurs, la sensibilité des firmes au coût de transport généralisé dans leurs choix de localisation varie selon les secteurs puisqu'ils n'utilisent pas les mêmes modes de transport et, pour un même mode de transport, les quantités de biens transportés sont différentes (les auteurs supposent donc implicitement que les biens ne sont plus homogènes comme cela est postulé dans leur modèle théorique). Les auteurs supposent que le coût de transport généralisé entre deux

(7) Dans le modèle de Combes (1997), à deux régions et sans biens intermédiaires, les firmes subissent deux types de concurrence : une concurrence intra-régionale et une concurrence inter-régionale. La seconde étant plus intense que la première, les firmes sont incitées à se regrouper dans une même région afin d'accroître leur niveau de profit. De plus, quand les coûts de transport diminuent, le degré d'agglomération augmente. Ce résultat rejoint donc ceux obtenus par Krugman (1991) et De Palma et alii (1985).

régions s'exprime pour une firme S de la manière suivante :

$$t_{rr'}^s = v^s t_{rr'}^s,$$

où v^s est le paramètre à estimer. Pour l'estimation, la spécification du modèle structurel de court terme est la suivante :

$$l_r^s = v^s \sum_{r'} (E_{r'}^s (X_{r'}^{ss} - \sum_{s'} \mu^{s',s} X_{r'}^{s's'}) - F_{r'}^s t_{rr'}^s) + \sum_{s' \neq s} v^{s'} \sum_{r'} E_{r'}^{s'} (X_{r'}^{s's} - \sum_{s'} \mu^{s',s'} X_{r'}^{s's'}) + \sum_{r'} G_{r'}^s$$

La variable à expliquer est le niveau d'emploi sectoriel par firme pour chaque région l_r^s . Nous ne détaillons pas cette équation car les variables exogènes, qui mettent en avant les consommations intermédiaires, le revenu des ménages et les coûts de transport, sont complexes. La base de données correspond à un "panel spatial" de 341 zones d'emplois et 70 secteurs à partir de l'enquête "Structure des emplois" de l'INSEE. Toutefois, cette base de données n'inclut pas les firmes de moins de 20 salariés. La disponibilité des données en panel permet une spécification des erreurs plus souple permettant de contrôler les variables omises ou inobservables qui ne varient pas entre les secteurs (effet géographique) ainsi que les chocs sectoriels communs à toutes les zones d'emploi (effet sectoriel). Plusieurs estimations sont réalisées avec différents niveaux d'agrégation sectorielle (2, 10 et 70 secteurs) et avec ou sans les consommations intermédiaires.

Les résultats sont les suivants. Il existe un effet significatif des coûts de transport sur le niveau d'emploi local pour la plupart des estimations. Les résultats sont plus robustes quand la désagrégation sectorielle est importante et si l'on considère les relations *inputs-outputs*. En revanche, les résultats sont moins robustes si on retient le département comme échelon spatial et si on retire l'effet fixe géographique.

Par ailleurs, les deux composantes du coût de transport généralisé sont déterminantes.

De plus, les auteurs proposent des simulations d'impact d'une baisse des coûts de transport sur la concentration spatiale des activités à partir de leur modèle théorique en y intégrant les valeurs estimées. Les simulations montrent qu'une baisse de 40 % des coûts de transport favorise la déconcentration spatiale des activités entre les régions mais accroît la concentration spatiale des activités à l'intérieur des régions.

Dans cette étude menée par Combes et Lafourcade (2001), nous ne sommes pas en mesure de déduire le rôle respectif du coût salarial, des relations *input-output* et de l'accès à la demande finale dans le processus. Tout d'abord, les auteurs ne distinguent pas l'effet des relations verticales de l'effet de la localisation de la demande finale dans la variable explicative. De plus, l'impact du salaire sur la localisation n'est pas testé car il est supposé ne pas varier entre les régions. La force de dispersion, due au coût du travail, n'est donc pas évaluée. De manière générale, il existe peu d'études empiriques sur ce lien s'appuyant sur des fondements micro-économiques précis.

Comme pour les travaux empiriques présentés dans cette section, notre test se basera sur un modèle d'économie géographique où les relations inter-firmes et l'accès à la demande finale constituent une force d'agglomération et le coût salarial constituant une force de dispersion. De plus, on considère, d'une part, différents secteurs afin de tenir compte des spécificités sectorielles, et, d'autre part, l'hétérogénéité du facteur travail afin mieux tenir compte des tensions sur les marchés locaux du travail. Par ailleurs, on teste l'influence du coût du travail (tenant

compte de la structure locale des salaires par qualification et la structure de qualification du secteur) sur la

localisation des activités, et non l'inverse. Nous décrivons le modèle dans la section suivante.

|

PARTIE 2

Les caractéristiques de la technologie et des régions comme déterminants à la localisation

Nous développons dans cette section un modèle théorique afin d'analyser comment les spécificités sectorielles et régionales interagissent et influencent le choix de localisation des firmes. Ce modèle combine des facteurs de localisation relevant à la fois d'avantages comparatifs mais aussi d'accès à la demande finale (marché potentiel). Les spécificités sectorielles identifiées sont les intensités en différents types de qualification et les besoins en services spécialisés ainsi que les coûts fixes et le degré de la concurrence sur le marché des biens. Les caractéristiques régionales sont les dotations relatives en qualification, la taille relative de la population et le nombre de services spécialisés. La construction de ce cadre théorique permettra de dégager différentes prédictions théoriques. Plus précisément, nous établirons une relation entre le nombre d'établissements d'un secteur donné dans une région donnée et le coût du travail, les relations inter-firmes et la localisation de la demande finale. Nous verrons également que les caractéristiques sectorielles contribuent directement au processus de localisation.

1. Hypothèses

L'économie est composée de R régions et de S secteurs. La production dans chaque secteur requiert différents types de qualification et différents services ou bien intermédiaires. Quelles que soient leurs compétences, on considère que les travailleurs sont immobiles géographiquement mais mobiles entre les secteurs. On suppose également que les régions se différencient par leur taille en population et par leur structure en qualification.

La technologie de production de chaque secteur $s=1\dots S$ est à rende-

ments croissants. La technologie de production est spécifique à chaque secteur. Puisque tous les biens produits dans chaque région sont symétriques (la technologie disponible et la courbe de demande sont identiques pour chaque firme localisée dans une même région), nous raisonnons donc en termes de firme représentative. On suppose que les firmes de chaque secteur s écoulent, à partir d'une localisation r , des biens différenciés dans une quantité q_r^s sur un marché en concurrence monopolistique à la Dixit et Stiglitz (1977). Ces firmes intègrent dans leur processus de production J agrégats de services spécialisés où chaque agrégat est offert par un secteur des biens et services intermédiaires $j=1..J$ et du facteur travail de différente qualité imparfaitement substituables dans une technologie de type Cobb-Douglas. On suppose également que chaque firme des secteurs intermédiaires offre un service différencié h dans une quantité k sur un marché en situation de concurrence monopolistique. Pour produire ces biens, la firme du secteur s a besoin d'une quantité fixe α^s et une quantité variable β^s , proportionnelle au niveau de production q_r^s , de ces *inputs*. La fonction de production des entreprises du secteur industriel localisées dans la région r a donc la forme suivante :

$$(1) \prod_{r,s} l_{r,s}^i \phi_s^i \prod_{j=1}^J Q_r^j \mu^{j,s} = \alpha^s + \beta^s q_r^s$$

$$\text{avec } \sum_{i=1}^I \phi_i = 1 - \sum_{j=1}^J \mu^{j,s}$$

$$\text{et } Q_r^j \equiv \left(\int_0^J (k(h))^{(\sigma^j-1)/\sigma^j} dh \right)^{\frac{\sigma^j}{1-\sigma^j}}$$

où $\mu^{j,s}$ est l'intensité des relations verticales entre les secteurs s et j , $l_{r,s}^i$ le nombre de travailleurs du secteur s résidant au sein de la région r et ayant une qualification de type i et ϕ_s^i me-

sure l'intensité en travailleur de qualité i dans le secteur s . Ainsi, les coûts de production pour chaque firme du secteur s implanté dans la région r ont pour expression :

$$C_r^s = \sum_{i=1}^I l_{rs}^i w_{rs}^i + \sum_{j=1}^J G_r^j Q_r^j$$

avec

$$(2) \quad G_r^j = n_r^j \frac{1}{1-\sigma^j} p_r^j$$

où w_{rs}^i est le salaire versé par une firme du secteur s dans la région r à un travailleur de qualité i et G_r^j mesure l'indice des prix du secteur j dans la région r . En minimisant les coûts de production sous contraintes de technologie de production (1), on dérive la fonction de coût de la firme représentative du secteur s localisé en r :

$$(3) \quad c_r^s = (\alpha^s + \beta^s q_r^s) \prod_{i=1}^I w_{r,s}^i \prod_{j=1}^J G_r^{j \mu^{j,s}}$$

Le prix de chaque variété du secteur s produit dans la région r (p_r^s) est obtenu en maximisant les profits ($\pi_r^s = p_r^s q_r^s - C_r^s$) sous contrainte de demande ⁸ :

$$(4) \quad p_r^s = \frac{\sigma^s}{\sigma^s - 1} \beta^s \prod_{i=1}^I w_{r,s}^i \prod_{s'=1}^S G_r^{s' \mu^{s',s}}$$

Avec l'hypothèse de libre entrée (les profits sont nuls), on obtient le niveau de production :

$$(5) \quad q_r^s = \frac{(\sigma^s - 1) \alpha^s}{\beta^s}$$

La demande de facteur travail de qualité i par l'ensemble des firmes du secteur s localisées en r a pour expression

$$(6) \quad (l_{r,s}^i)^d = \frac{\phi^i n_r^s p_r^s q_r^s}{w_{r,s}^i}$$

où $l_{r,s}^i$ est la demande en travail de qualité dans le secteur s localisé dans la région r .

La population active totale est de taille L et se répartit de manière inégale entre les R régions, soit $L_r = \lambda_r L$ avec $L = \sum_r L_r$, $\lambda_r \in]0; 1[$ et $\sum_r (\lambda_r) = 1$. Il existe I types de travailleurs. On suppose alors que les travailleurs sont immobiles géographiquement quel que soit le type de travailleurs. En revanche, ils sont mobiles sectoriellement. L'offre locale de travail par qualification est la suivante :

$$(7) \quad L_r^i = \theta_r^i L_r \quad \text{avec} \quad \sum_{i=1}^I \theta_r^i = 1$$

On suppose que chaque actif accepte de travailler dans le secteur qui, localement, offre le plus haut salaire. Il existe donc une concurrence intersectorielle pour capter la main-d'œuvre. À l'équilibre sur chaque marché du travail, on a

$$(8) \quad w_{r,1}^i = \dots = w_{r,S}^i = w_r^i$$

Chaque ménage consacre une part γ^s dans la consommation de S agrégats de variétés différenciés et est doté d'une préférence de type Cobb-Douglas entre les différents biens :

$$(9) \quad U = \prod_{s=1}^S M^s (\gamma^s)$$

$$\text{avec} \quad M^s = \left(\int_1^{n^s} q^s(i)^{\frac{\sigma^s-1}{\sigma^s}} di \right)^{\frac{\sigma^s}{\sigma^s-1}}$$

avec $\sigma^s > 1$ et $\sum \gamma^s = 1$

où M^s est un agrégat de biens finaux. La demande totale adressée à chaque firme q^d du secteur s localisée en r s'exprime donc de la façon suivante :

$$(10) \quad (q_r^s)^d = \gamma^s \left(R_r P_r^s \sigma^{s-1} + \sum_{r' \neq r}^R \tau R_{r'} P_{r'}^s \sigma^{s-1} \right) p_r^{s-\sigma^s}$$

où R_r constitue le niveau de revenu de la région et P_r^s est l'indice des prix du secteur s dans la région r dont l'expression est donnée par

(8) Voir Benassy (1991).

$$(11) P_r^s = \left(n_r^s p_r^{s,1-\sigma^s} + \sum_{r' \neq r}^R \tau^{s,1-\sigma^s} n_{r'}^s p_{r'}^{s,1-\sigma^s} \right)^{1/(1-\sigma^s)}$$

avec $\sigma^s > 1$

avec τ^s est le coût de transport *iceberg* interrégional à la Samuelson (1954) du secteur s . En conséquence, nous supposons que le coût d'acheminement des marchandises est le même quelle que soit la distance parcourue. Ceci est acceptable dans la mesure où les coûts de transport dus au franchissement des distances sont devenus faibles relativement aux coûts fixes dans le transport des biens tels que les frais d'assurance et de stockage.

Précisons les différents mécanismes de localisation des activités. Nous les décrivons à partir de l'impact de l'arrivée d'une firme supplémentaire du secteur s dans une région r sur les profits qui ont pour expression à l'équilibre de court terme :

$$\pi_r^s = (p_r^s / \sigma^s)(q_r^{s,d} - q_r^s)$$

Ce modèle suggère l'existence de deux forces d'agglomération. La première repose sur la présence de liaisons verticales inter-firmes. Les firmes sont incitées à se localiser dans les régions dotées d'un nombre important de producteurs de services spécialisés pour bénéficier de coûts de production plus faibles dus au rendement d'échelle. Nous prenons ici en compte des liaisons aval entre les firmes. La seconde est un effet de demande locale de biens finaux. La différence de quantité de travailleurs entre les régions affecte également le différentiel de revenus locaux. Donc, plus la population active locale est importante, plus la demande en biens finaux s'accroît, toutes choses égales par ailleurs.

Parallèlement, l'agglomération de firmes génère deux forces de dispersion. L'arrivée d'une nouvelle firme dans

une région se traduit par une augmentation de la demande locale de travail qui exerce une pression à la hausse sur les salaires locaux. Toutefois, cette pression à la hausse est plus faible (forte) si l'offre locale de travail de qualité i est relativement abondante (rare) par rapport au besoin du secteur. L'intensité de la concurrence sur le marché local du travail varie selon les caractéristiques des technologies employées et des spécificités régionales. L'effet dispersif du coût du travail varie donc selon les régions et les secteurs. Par ailleurs, l'augmentation locale du nombre de firmes diminue le niveau de l'indice des prix. En conséquence, à niveaux de prix et de dépense donnés, la demande locale pour chaque bien industriel sera moindre (10). La concurrence sur les marchés locaux du travail et des biens tend à favoriser la dispersion de l'activité.

2. Équilibre

Pour déterminer le nombre de firmes appartenant au secteur s localisé dans la région r en fonction du coût local du travail ainsi que des relations verticales et de la localisation de la demande finale, nous considérons l'équilibre sur le marché des biens et du travail.

Nous pouvons donc maintenant commencer par écrire l'équilibre en quantité sur les marchés des biens à partir des équations (10) et (5), soit $q_r^{s,d} = q_r^s$:

$$(12) \frac{(\sigma^s - 1)\alpha^s}{\beta^s} p_r^{s,\sigma^s} P_r^{s,1-\sigma^s} = \gamma^s R_r + \tau^{s,1-\sigma^s} \sum_{r' \neq r}^R \left(\gamma^s R_{r'} \left(\frac{P_{r'}}{P_r} \right)^{\sigma^s - 1} \right)$$

En posant

$$E_r^s \equiv \gamma^s R_r + \tau^{s(1-\sigma^s)} \sum_{r' \neq r}^R \left(\gamma^s R_{r'} \left(\frac{P_{r'}^s}{P_r^s} \right)^{\sigma^s - 1} \right)$$

et en réécrivant l'indice des prix de la région r des biens du secteur s (11) de la manière suivante :

$$(13) \quad P_r^s = n_r^{s/(1-\sigma^s)} p_r^s (\mathbb{1} + \varphi^s)^{(1-\sigma^s)}$$

que l'on intègre dans (12) ainsi que (4), on obtient

$$n_r^s = \frac{1}{\sigma^s \alpha^s} \prod (w_r^i)^{\phi_i^s} \prod \left((n_r^j)^{\frac{1}{1-\sigma^j}} p_r^j \right)^{\mu^{j,s}} (\mathbb{1} + \varphi_r^s)^{-1} E_r^s$$

que l'on réécrit sous forme logarithmique :

$$(14) \quad \log n_r^s = \sum_i \phi_i^s \log w_r^i + \sum_j \frac{\mu^{j,s}}{\sigma^j - 1} \log n_r^j - \sum_j \mu^{j,s} \log p_r^j + \log E_r^s - \log \alpha^s - \log \sigma^s - \log (\mathbb{1} + \varphi_r^s)$$

Cette relation est notre équation de localisation dont on tire différentes prédictions. La variable à expliquer est le nombre d'établissements d'un secteur s implanté dans la région r . Parmi les variables explicatives, trois termes principaux peuvent être distingués.

Le premier comprend le produit du niveau $\log w_r^i$ des salaires relatifs régionaux par la structure sectorielle ϕ_i^s de la demande de travail. Ce produit peut être considéré comme un coût relatif du travail et exerce une influence négative sur la variable endogène. Plus le coût du travail est élevé, moins les firmes souhaiteront s'implanter dans la région. L'intensité de cet effet dépend de l'adéquation entre la structure de la demande de travail du secteur et la hiérarchie régionale des niveaux de salaire.

Un second terme introduit le nombre n_r^j de firmes des secteurs intermédiaires présents dans la région. La liaison

avec n_r^j est positive, du fait de l'existence de relations verticales intersectorielles, et pondérée par les intensités de ces relations telles que les expriment les coefficients $\mu^{j,s}$. Mais cette relation est affectée par le niveau des prix p_r^j des biens et services intermédiaires achetés dans la région. Le nombre important de fournisseurs potentiels de consommations intermédiaires peut inciter les firmes à s'installer dans la région, encore faut-il que les prix pratiqués y soient concurrentiels.

Enfin, le troisième terme prend en compte le marché potentiel d'un secteur dans la région. Il s'agit à la fois des dépenses locales affectées à chaque secteur et l'ensemble des dépenses provenant des autres régions pondérées par les coûts de transport. Plus précisément, les dépenses locales sont mesurées par le produit du revenu régional R_r , pondéré par γ^s , le coefficient de dépense budgétaire des ménages associé au secteur s . Toutes choses égales par ailleurs, du fait des coûts de transport, plus la taille du marché local est importante, plus les firmes auront tendance à s'installer dans la région r . Toutefois, elles tiennent également compte des débouchés potentiels en direction des autres régions.

Un second ensemble de variables explicatives rend compte des caractéristiques spécifiques au secteur s , susceptibles d'influer sur la localisation des firmes qui en font partie. Le premier terme (α^s) se déduit directement de la fonction de production du secteur (1), et plus précisément de la nature des rendements d'échelle : plus les coûts fixes, tels qu'ils sont mesurés par α^s , sont élevés, plus les firmes tendent à se concentrer dans quelques points de l'espace. Le

second terme renvoie au degré de concurrence interne au secteur et notamment au niveau de l'élasticité de substitution : plus celle-ci sera élevée, plus les firmes auront tendance à se disperser pour éviter les effets de la concurrence. On retrouve ici les effets spatiaux bien connus en économie géographique des coûts fixes et du degré de substitution entre les biens.

Enfin, le troisième ensemble de variables explicatives constituant $\log(1 +$

$\varphi_i^s)$ mesure le poids relatif des biens importés dans l'indice des prix de la région. Plus les prix locaux sont élevés, relativement aux prix des biens importés, plus les consommateurs locaux achètent des produits importés au détriment des variétés locales. Cet effet de substitution réduit donc le nombre de variétés produites dans la région. De plus, cet effet de substitution est plus élevé dans les secteurs caractérisés par des coûts de transport onéreux.

|

PARTIE 3

Sources des données et découpages sectoriel et géographique

L'équation (14) constitue l'équation centrale dont on cherchera à estimer une forme réduite. Les données que l'on dispose permettent de tester la plupart des effets des variables présentes dans cette équation sur la localisation des activités. En effet, les données sont pour l'essentiel extraites des déclarations annuelles de données sociales (DADS) de 1997. Cette base de données a l'avantage d'être exhaustive. Elle couvre l'ensemble du territoire et l'ensemble des établissements ayant au moins un salarié. Il existe deux fichiers d'extraction initiale : sur les postes de travail et sur les établissements. Ils nous permettent d'obtenir une mesure des salaires mais aussi du nombre d'établissements et d'emplois par zone d'emploi et par secteur. Sur chacun des fichiers des DADS, des tris préalables ont été nécessaires de façon à éliminer les observations (postes ou établissements) d'utilisation délicate (postes annexes, secteurs mal couverts, etc.). Concernant les "fichiers postes", le code région du lieu de travail a été retenu de façon à éliminer les postes localisés hors région mais dont le titulaire réside dans la région. Et, enfin, nous avons éliminé des postes dits annexes dont la définition précise mais complexe est donnée dans la fiche A5 "Les filtres", p.1-6.

Nous ne retenons que les établissements hors État et collectivités territoriales (i.e. entreprises individuelles, grandes entreprises nationales, associations, sociétés et quasi-sociétés) et les établissements productifs. Nous avons dû également éliminer les établissements saisonniers. Nous avons ôté certains secteurs dont la logique de localisation ne semble pas adaptée à la question posée. Il s'agit des activités dont la production et la consommation ont lieu essentiellement dans la même localité. C'est le cas des services aux particuliers. Nous avons

également retiré les activités dont la localisation est dictée par celle des ressources naturelles, comme les activités extractives. Un certain nombre de secteurs ont été également supprimés de façon à éliminer les secteurs mal couverts, où les entreprises pratiquent fortement le regroupement des DADS, qui posent problème, etc. On y trouve essentiellement des entreprises organisées en réseau comme celles du secteur bancaire qui ont de nombreuses agences. Pour la plupart, elles regroupent les DADS au niveau d'un établissement pour l'ensemble des établissements du département ou de la région. Ainsi, la construction, les activités financières et immobilières sont également exclues de notre base de données. De plus, certains secteurs proches en termes de nature d'activité ont été regroupés car les effectifs en emploi sont très faibles. Finalement, 67 secteurs de la NES114 ont été retenus. Ces 67 secteurs sont des domaines d'activité soumis à la concurrence internationale. On trouvera dans l'annexe 1 la liste de ces secteurs, précisant les modes de regroupements pour les secteurs concernés.

Le choix du découpage géographique est sujet à discussion. En effet, nous souhaitons un découpage spatial fortement désagrégé et qui puisse être une approche acceptable des marchés locaux du travail. En France, la zone d'emploi (en moyenne 1 570 km² de surface et un rayon de 23 km) a été construite dans cette optique. Ce découpage a l'avantage de couvrir toute la France (348 zones d'emploi). Il est construit sur la base des déplacements domicile-travail, ce qui constitue une manière de délimiter l'aire des marchés locaux du travail. Ce découpage a fait cependant l'objet de modifications institutionnelles et techniques (respect du découpage administratif, un seuil pla-

fond et plancher de la taille en population de ces zones). Des regroupements ont donc été effectués quand les zones d'emplois étaient de petite taille (zones rurales) et des découpages quand les zones d'emploi étaient de grande taille (zones urbaines). Par exemple, la région Île-de-France est découpée en 18 zones d'emplois et la région Centre en 8 zones d'emploi alors qu'elles ont des superficies comparables.

Nous pourrions disposer de 23 316 observations (soit 67 secteurs \times 348 zones d'emploi) qui sont des couples secteur/zone d'emploi.

Concernant les variables de la dimension sectorielle, les données sont issues de l'INSEE (2000a). Le fichier d'origine est le fichier Système unifié de statistique d'entreprises (SUSE), qui est une exploitation conjointe de l'Enquête annuelle des établissements (EAE) et des Bénéfices industriels et commerciaux (BIC) et non commerciaux (BNC). Enfin, pour la mesure de l'intensité des relations verticales, nous prenons les coefficients techniques issus du tableau des entrées intermédiaires des Comptes de la nation (1997). Nous n'en disposons cependant pas au niveau NES114 mais au niveau NES16. On supposera donc que tous les secteurs de la NES114 appartenant au même grand secteur de la NES16 ont les mêmes coefficients techniques.

Toutefois, quelques variables n'ont pu être mesurées faute de données. Pour considérer leurs effets dans les estimations, nous avons procédé aux changements suivants. Tout d'abord, nous n'avons pas de mesure satisfaisante des coûts fixes. Pour en tenir compte, la variable expliquée est en emplois et non en établissements. En effet, plus

les coûts fixes sont élevés, plus le besoin en main-d'œuvre est élevé, réduisant le nombre d'établissements. Par conséquent, les coûts fixes variant entre les secteurs, son omission peut perturber les résultats des estimations. De plus, les variables "coût fixe sectoriel" (α^s) et "degré de concurrence sur le marché des biens" (σ^s) sont probablement corrélées entre elles.

De plus, nous ne disposons pas de données sur les prix, ce qui rend impossible le test de $\log(1 + \varphi_r^s)$. Un des moyens possibles de tenir compte de cet effet est de pondérer la variable à expliquer par la taille du secteur. En effet, cette dernière variable influence l'indice régional des prix qui a un impact sur la localisation des activités. En effet, à répartition donnée de firmes, plus le nombre de firmes dans le secteur est élevé, plus l'indice régional des prix de ce secteur est faible, ce qui va entraîner une augmentation de firmes dans la région. Les secteurs étant de taille différente, on contrôle ainsi ce biais en pondérant par la taille du secteur.

La variable à expliquer est, à cette étape, une mesure du poids relatif d'un secteur dans une région. Cette pondération ne suffit toutefois pas à rendre comparable les observations (couple secteur/région). En effet, il faut tenir non seulement compte de l'hétérogénéité des secteurs mais aussi des régions du point de vue de leur taille. Pour cela, nous avons pondéré également la variable à expliquer par la taille relative de la région. De cette façon, nous obtenons un indicateur de spécialisation locale (*ISL*) ou de quotient de localisation en emploi. Nous mesurons alors la sur-représentation de l'emploi d'un secteur dans une région.

PARTIE 4

Le modèle économétrique

Le modèle empirique est donc le suivant :

$$(15) \quad ISL_r^s = \eta_0 + \eta_1 CTL_r^s + \eta_2 RVL_r^s + \eta_3 DFL_r^s + \eta_4 DFV_r^s + \eta_5 EC^s + \varepsilon_r^s \quad \varepsilon_r^s \rightarrow N(0, \sigma^2)$$

où ISL_r^s est l'indice de spécialisation de la région r dans le secteur s , CTL_r^s mesure le coût potentiel du travail dans une région r pour un secteur s , RVL_r^s signifie l'intensité potentielle des relations *input-output* du secteur s implanté dans la région r , DFL_r^s est la demande potentielle de la région r où est implanté le secteur s et DFV_r^s signifie la demande potentielle provenant des autres régions adressée au secteur s . La variable EC^s mesure l'intensité de la concurrence. Les paramètres η_0 , η_1 , η_2 , η_3 , η_4 et η_5 sont les coefficients à estimer et ε_r^s s'apparente à un choc aléatoire de demande. Les signes espérés sont $\eta_1 < 0$, $\eta_2 > 0$, $\eta_3 > 0$, $\eta_4 > 0$ et $\eta_5 < 0$ tandis que η_0 est une constante.

L'indice de spécialisation locale a pour expression

$$ISL_r^s = \log \frac{L_r^s / L^s}{L_r / L}$$

où L mesure le nombre total dans d'emploi dans notre échantillon. Cet indice représente la part de l'activité s dans la région r pondérée par le poids de cette région dans l'économie nationale. Si l'indice ISL_r^s est supérieur à 1 alors la région r est spécialisée dans l'activité s . On a donc une sur-représentation du secteur s dans une région r . Notons que l'emploi est mesuré en volume de travail salarié en équivalent temps plein de chaque poste (soit la somme des heures divisée par 2 028 heures (= 39 heures \times 52 semaines).

Pour calculer la variable coût local du travail,

$$CTL_r^s = \sum_{i=1}^6 \left(\frac{L_{r,s}^i}{L_{r,s}} \log(w_{r,s}^i) \right)$$

nous avons mobilisé les salaires locaux par qualification (tous secteurs confondus) et la structure des qualifications du secteur (toutes zones confondues). Les salaires sont les salaires bruts versés par les firmes (incluant les avantages en nature comptés à leur valeur fiscale et les congés payés). On a retenu les six catégories suivantes : chefs d'entreprises ; cadres et professions intellectuelles supérieures ; professions intermédiaires ; employés ; ouvriers qualifiés ; ouvriers non qualifiés. Les apprentis et stagiaires qui sont inclus dans le dénombrement des emplois sont exclus pour le calcul du salaire brut par qualification. Dans l'annexe 2 sont proposées des cartes sur les salaires moyens par qualification sur l'ensemble des zones d'emploi.

Pour construire la variable '*relation verticale locale*', nous avons combiné, dans une même variable, les relations avec l'amont et les relations avec l'aval. Nous n'avons pas distingué la consommation intermédiaire de l'offre de biens intermédiaires car ces deux variables sont très co-linéaires. La variable est donc la suivante :

$$RVL_r^s = \sum_{j=1}^{16} (\mu_{AMONT}^{j,s} + \mu_{AVAL}^{s,j}) \log L_r^j$$

où $\mu_{AMONT}^{s,j}$ est le coefficient technique issu du Tableau des entrées intermédiaires des Comptes de la nation de 1997 (INSEE, 1998) qui est le poids des consommations intermédiaires provenant du secteur j et utilisées par le secteur s dans la consommation totale de biens intermédiaires du secteur s et $\mu_{AVAL}^{s,j}$ est le coeffi-

cient technique issu du Tableau des entrées intermédiaires des comptes de la nation de 1997 (INSEE, 1998) qui le poids des consommations intermédiaires provenant du secteur s et utilisés par le secteur j dans la vente totale de biens de consommation intermédiaire du secteur s). C'est un indicateur d'intensité potentielle de relations verticales avec l'amont et l'aval au sein de la zone pour le secteur. Nous ne pouvons donc pas distinguer si la proximité de l'offre d'*input* est une force d'agglomération plus intense que celle liée à la proximité de la demande d'*input*. Cette variable est calculée au niveau NES16 et réinjectée niveau NES114 car, comme on l'a vu plus haut, nous ne disposons pas de l'information au niveau NES114.

$$DFL_r^s = \log \gamma^s \bar{R}_r$$

où \bar{R}_r est le revenu moyen de la zone. Les DADS nous permettraient de calculer les revenus des salariés d'une zone en sommant les salaires nets des travailleurs par zone. Toutefois, on ne capte alors qu'une partie des revenus des ménages. On a donc retenu le revenu net imposable de l'année 1997 agrégé au niveau zone d'emploi que l'on a divisé par le nombre de foyers fiscaux en 1997 par zone. Les données sont issues du fichier communal "Impôt sur le revenu" de 1997 (INSEE, DGI). γ^s est le coefficient budgétaire sectoriel en

1997, variable issue de INSEE (2000b). Dans l'annexe 3, est proposée une carte des revenus fiscaux par zone d'emploi.

Pour mesurer le potentiel de demandes émanant des autres régions pour un secteur implanté dans la région r , nous avons considéré la somme des demandes finales en provenance des autres régions contiguës à la région r . Par conséquent, nous avons

$$DFV_r^s = \sum_{r'} DFL_{r'}^s$$

où r' et r sont contigus.

Pour l'élasticité de substitution σ^s , nous la mesurons en calculant l'inverse de l'indice de concentration sectorielle qui mesure le poids des 10 premières entreprises en chiffres d'affaires (*INDCONCS*). Le choix d'un indice de concentration sectorielle provient du fait que l'élasticité de substitution σ^s est également l'inverse de l'indice de concentration de Lerner qui a pour expression $(p-cm)/p$ (p : le prix, cm : le coût marginal). En reprenant l'équation (4), on obtient : $(p-cm)/p = 1/\sigma^s$. Plus σ^s augmente, plus le pouvoir de monopole diminue.

Nous fournissons ici quelques statistiques descriptives sur les variables de l'équation (15). Nous présentons tout d'abord celles concernant les variables expliquées et explicatives des couples régions/secteurs (tableau n° 2). Nous évaluons également s'il existe une forte corrélation entre les variables (tableau n° 3).

Tableau n° 2
Statistiques descriptives des variables exogènes et endogènes
(23 316 observations)

Variable	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
Spécialisation locale en emploi	- 2,49	3,65	- 9	4,86
Coût du travail local (<i>CTL</i>)	4,98	0,14	4,66	6,02
Relation verticale locale (<i>RVL</i>)	11,10	2,39	0,17	18,91
Demande finale locale (<i>DFL</i>)	8,57	3,60	0	13,27

Tableau n° 3
Matrice de corrélation des variables

Variable	Spécialisation locale en emploi	Coût du travail locale	Relation verticale locale	Demande finale locale
Spécialisation locale en emploi	1	0,02	0,17	0,01
Coût du travail locale	0,02	1	0,08	- 0,0045
Relation verticale locale	0,17	0,08	1	0,16
Demande finale locale	0,01	- 0,0045	0,16	1

Le tableau n° 3 suggère qu'il n'y a pas de problème apparent de co-linéarité entre les variables explicatives. Le plus fort coefficient de corrélation est 0,16 et concerne les variables Relation verticale locale et Demande finale locale. Les deux indices de spécialisation sont fortement corrélés, ce qui est rassurant. Dans l'annexe 1, sont fournies des statistiques descriptives sur les caractéristiques des secteurs retenus.

Nous avons un problème d'endogénéité de la variable *Coût du travail local*. Ceci est explicité dans le modèle théorique car CTL_r^s est fonction de n_r^s . L'endogénéité est donc suggérée par le modèle théorique. Ce problème d'endogénéité nous incite donc à avoir recours aux techniques des variables instrumentales pour obtenir des estimations convergentes (Robin, 1999). Il se peut toutefois que l'impact de n_r^s sur CTL soit négligeable. Il convient alors d'appliquer un test d'exogénéité. Le test retenu correspond aux tests de spécification définis par Hausman (1978) mis en œuvre par régression augmentée. Si l'endogénéité est avérée, le problème essentiel consiste à trouver des variables (les instruments) non corrélées avec les résidus ε_r^s mais corrélées avec la variable suspectée être endogène. Le test de Sargan (1958) permet

de vérifier cette condition. Le choix des instruments, autres que les variables exogènes du modèle, est dicté par les équations () qui décrivent l'équilibre sur le marché du travail. Nous retenons donc l'effectif d'une catégorie de travailleurs dans la zone d'emploi ainsi que le niveau de richesse de la région. Nous avons retenu de l'*Atlas des zones d'emploi* de l'INSEE (1994) les variables suivantes pour chaque zone d'emploi pour des années antérieures à 1997 (comme il l'est classiquement conseillé pour le choix des instruments) : le stock de personnel encadrant (i.e. cadres de la fonction publique et d'entreprises, professions intellectuelles et artistiques, professions intermédiaires et techniciens) en 1990 (données issues du Recensement de population, 1990), le salaire moyen par travailleur de la zone d'emploi en 1991 (données issues des DADS de 1991), la proportion de foyers non imposés par rapport à l'ensemble de foyers fiscaux en 1990 (données issues de la DGI-IRPP) et le taux de chômage (au sens du BIT) au 1^{er} trimestre 1992.

Pour finir, notre base de données peut être considérée comme un panel à deux dimensions : une dimension sectorielle et une dimension spatiale. Cette double dimension permet de recourir aux techniques de l'écono-

métrie de données panel (voir Matyas et Sevestre, 1996, pour un exposé détaillé de ces méthodes). Ainsi, nous disposons d'une plus grande flexibilité dans la spécification des erreurs, qui peuvent s'écrire de la manière suivante :

$$\varepsilon_r^s = \kappa^s + \nu_r^s$$

où κ^s est la composante aléatoire spécifique au secteur et ν_r^s est l'erreur purement aléatoire. κ^s capture les caractéristiques sectorielles inobservables ou omises mais qui ne varie pas entre les régions. Si on régresse uniquement par les méthodes des MCO, nous disposons d'une seule variable sectorielle. Par conséquent, les risques d'omission de variables sont élevés. À l'inverse, l'introduction d'un effet sectoriel permet de contrôler les caractéristiques sectorielles qui influencent la localisation. Cela permet, sur le plan économétrique, d'obtenir de meilleurs estimateurs, mais ne nous renseigne pas sur les caractéristiques sectorielles influençant la répartition spatiale des activités.

L'effet sectoriel peut être fixe ou considéré comme une variable spécifique mal connue qui est représentée par une variable aléatoire distribuée normalement. En cas de corrélation entre les variables explicatives et l'effet sectoriel, les estimateurs utilisés (les MCG en l'occurrence) sont biaisés. Le test d'Hausman (1978) permet de détecter ce biais. Comme l'ont montré Hausman et Taylor (1981), une comparaison des estimateurs de l'effet fixe (dit *Within*) à ceux des MCG permet de tester si les effets sectoriels ne sont pas corrélés avec les variables explicatives. En cas de rejet de cette hypothèse, le recours à une spécification avec un effet fixe est préférable puisque l'estimateur *Within* demeure convergent et non biaisé. Nous avons de bonnes raisons de penser que cette hypothèse soit rejetée. En effet, le niveau de productivité étant différent entre les régions pour un niveau de qualité i de travailleurs, les résidus risquent d'être corrélés avec les salaires. L'estimateur de l'effet fixe est préféré mais on perd de l'information puisqu'on n'exploite que la dimension intra-secteur et non intersectorielle.

PARTIE 5

Résultats

Nous commençons nos estimations sans les caractéristiques sectorielles par la méthode des MCO (tableau n° 4). Nous testons l'impact de la variable "Coût du travail local" (CTL) et la variable "Relation verticale locale" (RVL) sur l'indice de spécialisation locale ISL (modèle 1). Puis nous remplaçons la variable RVL par la variable "Demande finale locale" (DFL) (modèle 2) avant de régresser les indices de spécialisation locale ISL sur les trois variables (modèle 3).

Les estimateurs des variables CTL et RVL semblent stables quand on introduit la variable DFL (passage du modèle I au modèle III). En revanche, l'estimateur de cette dernière variable ne semble pas stable quand on introduit RVL (passage du modèle II au modèle III). Les signes positifs de RVL et DFL sont ceux attendus tandis que le signe positif de CTL n'est pas celui escompté. Le coefficient de détermination est très peu élevé. La puissance explicative est donc relativement faible. Ces régressions ont toutefois omis les caractéristiques sectorielles. Le tableau n° 1 de l'annexe 1 expose les résultats des estimations qui considèrent les spécificités sectorielles.

L'introduction de la variable sectorielle (effet de concurrence) augmente sensiblement le pouvoir explicatif de l'estimation (le coefficient de détermination r^2 est multiplié par 3). Le signe obtenu pour cet estimateur est celui escompté. Le degré de concentration sectorielle constitue un facteur de dispersion géographique. En effet, un moyen de relâcher la concurrence en prix est de se disperser géographiquement. Ainsi, plus la concurrence est vive au sein d'un secteur (faible concentration sectorielle), plus l'incitation à se disperser est forte. Les résultats à partir des OLS montrent que l'introduction de cette variable ne modifie pas sensiblement le signe et l'ordre de grandeur des estimateurs de RVL et DFL. Le signe de CTL demeure le même, l'impact du coût du travail sur l'agglomération demeure positif, mais sa valeur change sensiblement. La prise en compte de variables sectorielles semble influencer les résultats des estimations. L'indice de spécialisation sectorielle, autrement dit le poids relatif d'un secteur au sein d'une zone, est positivement relié à la demande finale locale et avoisinante adressée au secteur et au volume des échanges avec les autres firmes locales, fournisseurs et clients.

Tableau n° 4
Estimations sans les caractéristiques sectorielles

Variable	1	2	3
Constante	- 7,16 *** <i>0,83</i>	- 5,92 *** <i>0,85</i>	- 7,66 *** <i>0,83</i>
Coût du travail local	0,24 <i>0,16</i>	0,66 *** <i>0,17</i>	0,23 *** <i>0,16</i>
Relation verticale locale	0,31 *** <i>0,009</i>		0,32 *** <i>0,01</i>
Demande finale locale		0,01 * <i>0,007</i>	0,04 *** <i>0,006</i>
Effet de concurrence r^2 ajusté	0,04	0,0007	0,04

En italique l'écart type

, ** et * significatif au seuil de 10 %, 5 % et 1%*

Tableau n° 5
Estimations sans contrôler les effets sectoriels

Variable	OLS	VI	OLS	VI
Constante	- 6,55 *** <i>0,79</i>	- 23,7 *** <i>2,26</i>	- 6,52 *** <i>0,78</i>	- 23,9 ** <i>2,26</i>
Coût du travail local	0,43 *** <i>0,16</i>	3,92 *** <i>0,45</i>	0,43 *** <i>0,15</i>	3,96 *** <i>0,45</i>
Relation verticale locale	0,31 *** <i>0,001</i>	0,29 *** <i>0,001</i>	0,31 *** <i>0,001</i>	0,30 *** <i>0,001</i>
Demande finale locale	0,02 *** <i>0,01</i>	ns		
Demande finale voisine	0,008 *** <i>0,001</i>	0,009 *** <i>0,001</i>		
“Marché potentiel”			0,009 *** <i>0,001</i>	0,01 *** <i>0,001</i>
Effet de concurrence	- 0,05 *** <i>0,001</i>	- 0,05 *** <i>0,001</i>	- 0,05 *** <i>0,001</i>	- 0,05 *** <i>0,001</i>
r ² ajusté	0,15	0,16	0,16	0,16
Test de Sargan		1,24 ***		0,7 ***

En italique l'écart type

, ** et * significatif au seuil de 10 %, 5 % et 1 %*

Dans le tableau n° 5, nous avons également reporté les résultats obtenus à l'aide de la méthode des variables instrumentales (VI). En effet, comme le suggère le modèle théorique, nous devons prendre en compte le problème d'endogénéité de la variable CTL. Nous avons mobilisé comme instruments les variables suivantes : les variables exogènes du modèle, le salaire moyen de la zone d'emploi en 1991 et le nombre de cadres dans la zone d'emploi en 1991. Les coefficients estimés par la méthode des variables instrumentales sont tous significatifs. Les signes des estimateurs sont similaires à ceux obtenus par la méthode des MCO pour l'ensemble des variables (CTL, RVL, DFL, DFV et effet de concurrence). La variable CTL a donc un effet positif sur l'agglomération des activités malgré le contrôle de l'endogénéité. Une interprétation possible est que cet indicateur capture

deux effets opposés : un effet coût par lequel les zones attirent certaines firmes désireuses de minimiser leurs frais de personnel et un effet qualité qui concerne, cette fois, d'autres firmes pour lesquelles la qualité de la main-d'œuvre locale constitue le critère premier. Dans ce second cas, la variable mesurée ici, le coût du travail intégrant la seule structure des qualifications, ne représente qu'une *proxy* de la variable Qualité de la main-d'œuvre.

À ce stade de notre analyse, la sur-représentation d'un secteur dans une région semble due à la localisation de la demande finale et à la proximité géographique des offreurs ou demandeurs d'*input*. Concernant la variable Coût du travail, le coefficient est, dans cette estimation, positif, rejetant ainsi notre prédiction. Plus le coût du travail est élevé dans une région pour un secteur, plus celui-ci est présent dans

cette région. Par ailleurs, les résultats mettent en évidence que les caractéristiques sectorielles comptent dans la formation d'agglomération.

Afin de s'assurer de l'absence de biais due à des variables sectorielles omises ou inobservables, nous mobilisons l'économétrie de panel. Un test de Fisher nous signale que l'hypothèse d'homogénéité des constantes est rejetée (voir Hsiao, 1986, pour une présentation du test), confortant notre idée que la prise en compte des spécificités sectorielles est cruciale dans l'analyse des fondements économiques à la répartition spatiale des activités. Nous considérons la présence d'un effet fixe sectoriel. L'estimation avec effet fixe sectoriel sans effet géographique modifie substantiellement les résultats. La variable CTL a désormais un signe négatif. En prenant en compte l'ensemble de l'hétérogénéité des secteurs, nous obtenons une relation négative entre coût du travail et niveau d'agglomération d'un secteur. Ceci met donc en avant l'effet dispersif du coût du travail.

L'estimation complémentaire en panel permet de répondre, au moins partiellement, au résultat précédent. Il est en effet légitime de considérer que des caractéristiques sectorielles, telles que la structure des emplois, contribuent à moduler la stratégie des firmes en matière d'arbitrage entre coût de la main-d'œuvre et accès au marché. Une fois ces variables contrôlées par un effet fixe sectoriel, on obtient bien un effet négatif du coût du travail local sur la spécialisation locale. Autrement dit, le coût du travail décourage l'agglomération des activités. Ce résultat mérite une explication. En effet, en contrôlant l'hétérogénéité des secteurs, on tient compte du fait que les firmes ne réagissent pas de la même manière à un accroissement des salaires. Par exemple, les niveaux de productivité diffèrent fortement entre les secteurs composant notre échantillon (voir colonne b du tableau n° 2 de l'annexe 1). Ainsi, les branches d'activités bénéficiant de hauts niveaux de productivité seront moins incitées à modifier leur localisation que les secteurs ayant une productivité moindre.

Tableau n° 6
Estimations avec effets fixes sectoriels

Variable	Within	Within	IV	IV
Coût du travail local	- 3,49 *** <i>0,34</i>	- 3,45 *** <i>0,31</i>	- 5,00 *** <i>0,84</i>	- 3,96 *** <i>0,52</i>
Relation verticale locale	0,63 *** <i>0,01</i>	0,63 *** <i>0,01</i>	0,64 *** <i>0,01</i>	0,64 *** <i>0,01</i>
Demande finale locale	ns		0,44 * <i>0,28</i>	
Demande finale voisine	ns		ns	
“Marché potentiel”		ns		ns
Effet sectoriel	Fixe	Fixe	Fixe	Fixe
r ² ajusté	0,36	0,36	0,56	0,56
Test de Sargan				0,8 ***

En italique l'écart type

, ** et * significatif au seuil de 10 %, 5 % et 1 %*

Les constantes ont été supprimées

Ensuite, lorsque l'on contrôle simultanément l'hétérogénéité des secteurs et l'endogénéité, les coûts salariaux demeurent une force de dispersion. Ceci suggère que les spécificités sectorielles jouent un rôle significatif dans le processus de localisation. De plus, elles apparaissent comme une dimension explicative majeure. En effet, le coefficient du r^2 a de nouveau augmenté fortement (de 0,16 à 0,56).

Le rôle des relations *input-output* dans le processus d'agglomération se confirme. Les producteurs de biens ou services intermédiaires semblent se localiser à proximité de leurs clients et, inversement, les firmes se situant en aval du processus de production privilégient les localisations dans lesquelles leurs fournisseurs sont implantés. Ce résultat est obtenu quelle que soit la méthode d'estimation retenue. Ces résultats posent la question de l'échelon spatial pertinent du modèle développé dans la partie théorique. En effet, le modèle de Krugman et Venables (1995) sur lequel nous sommes appuyés, est souvent considéré comme un cadre théorique pertinent pour analyser la distribution

internationale de la production. Par exemple, Redding et Venables (2003) ont mis en évidence que cette force d'agglomération serait en œuvre au niveau des pays de l'OCDE. Notre résultat suggère que les forces centripètes et centrifuges présentes dans le modèle de Krugman et Venables (1995) demeurent valides à un niveau d'échelon géographique relativement fin. En effet, nous montrons que les relations verticales incitent les firmes à se regrouper dans les mêmes bassins d'emploi. D'un autre côté, le coût salarial pousse les firmes à se disperser, dû à la faible mobilité des travailleurs entre les zones d'emploi. Ceci est exactement l'arbitrage de localisation étudié par Krugman et Venables (1995).

Finalement, les résultats montrent que le rôle de localisation de la demande finale dans l'allocation spatiale des emplois est faible. Ce résultat conforte celui obtenu par Davis et Weinstein (1999), à partir de données japonaises au niveau des préfectures. Toutefois, notre échantillon ne comprend pas des activités ayant un très fort lien avec les consommateurs (services aux parti-

Tableau n° 7
Estimations sur les seuls secteurs des biens finaux

Variable	OLS	IV
Coût du travail local	ns	- 3,11 *** 0,008
Relation verticale locale	0,25 ***	0,29 *** 0,03
Demande finale locale	0,07	0,88 *** 0,07
Demande finale voisine	0,01 *** 0,002	0,01 *** 0,03
r^2 ajusté	0,16	0,16
Test de Sargan		1,41 ***

En italique l'écart type

, ** et * significatif au seuil de 10 %, 5 % et 1 %*

Les constantes ont été supprimées

culiers, les commerces de détail, les activités bancaires...). De plus, de nombreux secteurs présents de notre base de données ont un faible lien avec la demande finale (industries des biens d'équipement, intermédiaires...). En conséquence, nous avons estimé notre modèle empirique en ne retenant que les secteurs produisant essentiellement des biens destinés aux consommateurs. Il s'agit des industries agroalimentaires, des industries des biens finaux et de l'industrie automobile (voir le tableau n° 1 dans l'annexe 1). Afin de contrôler le rôle des caractéristiques des secteurs, nous avons introduit des indicatrices sectorielles. Les résultats sont reportés dans le tableau n° 7 où les estimateurs MCO sont dans la première colonne tandis que les estimateurs des VI sont dans la seconde colonne.

De manière attendue, les producteurs de biens finaux ajustent leur localisation en réponse aux différences relatives à l'accès à la demande finale. Ainsi, la force d'agglomération liée à la localisation de la demande finale semble être en œuvre à une échelle géographique relativement fine pour

les industries de la consommation finale. Rappelons que la taille des moyennes des zones d'emploi est de 1 570 km². De nouveau, les relations verticales constituent une force centripète. Toutefois, pour les secteurs considérés, cette dernière exerce une moindre influence. Par conséquent, l'agglomération des producteurs de biens finaux est essentiellement dictée par la localisation de la demande finale, qui est une variable clé dans Krugman (1991). De plus, le coût salarial favorise la dispersion des secteurs de biens finaux. Ceci suggère que le coût du travail est un déterminant important dans le processus de localisation pour différents types de secteurs.

Pour résumer, nous avons mis en évidence le rôle dispersif du coût du travail dans la localisation des activités. L'intensité des relations verticales locales favorise l'agglomération des firmes tandis que la demande finale locale a un rôle faible, voire nul, dans le processus de concentration spatiale des activités. Cette dernière variable influence essentiellement la localisation des activités ayant un fort lien

|

CONCLUSION

avec la consommation des ménages.

Dans ce rapport, nous nous sommes interrogés sur la validité empirique d'un certain nombre de grands facteurs explicatifs de la répartition spatiale des activités. Plus précisément, nous avons testé une équation s'apparentant à une équation de demande régionale de travail par secteur qui tient compte de l'équilibre sur le marché des biens et qui met en avant quatre dimensions explicatives : le coût du travail local, les relations verticales locales, la localisation de la demande finale et une dimension sectorielle. Les données, issues principalement des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), ont permis de tester cette équation sur un découpage sectoriel (NES114) et géographique (zones d'emploi) relativement fin. Les résultats escomptés sont une influence négative du coût du travail local et une influence positive de l'intensité des relations verticales et du niveau de la demande finale locale sur l'agglomération des secteurs d'activités. De plus, les variables issues des fichiers INSEE (2000) nous ont également permis de tester le rôle des caractéristiques sectorielles dans la distribution spatiale des activités indépendamment de leur impact indirect sur les autres variables explicatives.

Plusieurs méthodes d'estimation ont été mobilisées pour prendre en compte l'hétérogénéité des secteurs et l'endogénéité des salaires qui sont suggérées dans le modèle théorique et empiriquement constaté. Il est apparu que la proximité des demandeurs ou offreurs de biens intermédiaires est un facteur d'agglomération. Les activités, quelle que soit leur nature, semblent incitées à se localiser là où la demande ou l'offre d'*inputs* est élevée. Ensuite, la localisation de la demande finale semble contribuer de manière

moins significative que les relations verticales à l'agglomération de l'ensemble des secteurs étudiés. Toutefois, les secteurs fortement orientés vers la consommation finale se localisent essentiellement à proximité des bassins d'emploi ayant des hauts revenus par tête. Nous avons par ailleurs montré qu'il existe un effet dispersif du coût du travail sur la répartition dans l'espace des activités. Nos résultats suggèrent également que plus le secteur est concurrentiel, plus les firmes de ce secteur sont sensibles à cette force centrifuge. Ceci confirme l'idée selon laquelle les spécificités sectorielles ont également un rôle dans le processus de répartition géographique des activités. Ainsi, nos résultats suggèrent que les firmes d'un ensemble important de secteurs semblent réaliser un arbitrage entre s'agglomérer pour bénéficier de rendements croissants dus aux relations *input-output* et se disperser pour bénéficier des coûts du travail plus faibles.

À partir de ces résultats, un certain nombre d'enseignements sur l'impact de la libéralisation des échanges sur la distribution entre bassins d'emploi des activités peuvent être dégagés.

Tout d'abord, nous pouvons conclure que la transmission des chocs sera très probablement localisée. En effet, nos résultats ont mis en évidence que les firmes intervenant à différents niveaux du processus de production sont regroupées géographiquement. Ainsi, un secteur subissant un choc négatif (baisse de sa demande) ou bénéficiant d'un choc positif (accroissement de ses débouchés) se propagera dans les autres secteurs d'activité implantés dans la même région que le secteur. Par conséquent, la dynamique des inégalités entre les bassins d'emploi dépendra de leur spécialisation.

Ce résultat pose également la question cruciale de la mobilité géographique des travailleurs. En effet, la mobilité sectorielle dans une région ne sera probablement pas suffisante pour absorber un choc négatif ou positif, puisque les chocs risquent de se propager dans l'ensemble des secteurs d'activité présente dans la région. La hausse ou la baisse de la demande de travail concernera vraisemblablement l'ensemble des secteurs d'un même bassin d'emploi. Ceci signifie également que les mesures en faveur de la formation, en vue d'une reconversion professionnelle, risquent de ne pas être suffisantes pour réduire le chômage localement. Elles devront être accompagnées par des dispositions favorisant la mobilité entre les bassins d'emploi des individus. Cela pourrait permettre, d'un côté, de réduire les taux de chômage en difficulté et, d'un autre côté, de répondre à la hausse de la demande de travail dans les régions dynamiques. Rappelons qu'en France, comme dans la plupart des pays européens, les taux de mobilité géogra-

phique sont relativement faibles et en diminution (Faini, 1999).

Le second grand enseignement de cette étude est que la tendance au redéploiement des activités des grands pôles urbains vers les zones de moindre densité se confirme pour les activités concurrentielles et intensives en travail. En effet, pour rester compétitifs, les secteurs positionnés sur des biens peu différenciés peuvent être incités à s'implanter dans les régions peu denses où le coût du travail est relativement peu élevé. Toutefois, les grands groupes auront la possibilité de changer la localisation des unités de production vers ces zones tandis que les unités de conception demeureront agglomérées pour bénéficier d'un plus grand nombre de services spécialisés. Ceci se traduira par un accroissement de la spécialisation fonctionnelle des espaces. La réallocation observée des emplois productifs des secteurs concurrentiels vers les régions à faible coût salarial risque donc de se poursuivre.

BIBLIOGRAPHIE

- ABDEL-RAHMAN (H.) et FUJITA (M.), "Product Diversity, Marshallian Externalities, and City Size", *Journal of Regional Science*, n° 30, p. 165-183, 1990.
- ADES (A.) et GLAESER (E.), "Trade and Circuses : Explaining Urban Giants", *Quarterly Journal of Economics*, n° 110, p. 195-227, 1995.
- BACCAÏNI (B.), "Les migrations internes en France de 1990 à 1999 : l'appel de l'Ouest", *Économie et Statistique*, n° 344, p. 39-79, 2001.
- BEHRENS (K.), GAIGNÉ (C.), OTTAVIANO (G.) et THISSE (J.), *Interregional and International Trade. Seventy Years After Ohlin*, CEPR, discussion paper, 2003.
- BENASSY (J.-P.), "Monopolistic Competition", in HILDENBRAND (W.) et SONNENSCHNEIDER (H.), *Handbook of Mathematical Economics*, vol. IV, p. 1997-2045, 1991.
- BLANCHARD (P.), GAIGNÉ (C.) et MATHIEU (C.), *Endogenous Product Differentiation, Multinational Firms and Cross-Hauling Foreign Direct Investment*, mimeo, 2004.
- BRAKMAN (S.), GARRETSEN (H.) et SCHRAMM (M.), "The Spatial Distribution of Wages and Employment : Testing the Helpman-Hanson Model for Germany", *Journal of Regional Science*, à paraître, 2004.
- COMBES (P.-P.) et LAFOURCADE (M.), *Transportation Costs Decline and Regional Employment Inequalities : Evidence from France, 1978-1993*, working paper, CERAS, 01-01, 2001.
- COMBES (P.-P.), MAGNAC (T.) et ROBIN (J.-M.), *The Dynamics of Local Employment in France*, CERAS, working paper, 2002.
- COMBES (P.-P.) et OVERMAN (H.), "The Spatial Distribution of Economic Activities in the European Union", in HENDERSON (J.-V.) et THISSE (J.) (eds), *Handbook of Regional and Urban Economics Forthcoming*, 2003.
- COURANT (P.) et DEARDORFF (A.), "International Trade With Lumpy Countries", *Journal of Political Economy*, n° 100, p. 198-210, 1992.
- COURANT (P.) et DEARDORFF (A.), "Amenities, Non-Traded Goods, and the Trade of Lumpy Countries", *Journal of Urban Economics*, n° 34, p. 299-317, 1993.
- CROZET (M.) et KOENIG-SOUBEYRAN (P.), *Trade Liberalization and the Internal Geography of Countries*, CREST, discussion paper, n° 2002-37, 2002.
- DAVIS (D.) et WEINSTEIN (D.), "Economic Geography and Regional Production Structure : an Empirical Investigation", *European Economic Review*, n° 43, p. 379-407, 1999.
- FUENTE (A. DE LA) et VIVES (X.), "Infrastructure and Education as Instruments of Regional Policy : Evidence From Spain", *Economic Policy*, n° 20, p. 13-51, 1995.
- DIXIT (A.) et STIGLITZ (J.), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, n° 67, p. 297-308, 1997.
- DORNBUSCH (R.), FISHER (S.) et SAMUELSON (P.), "Comparative Advantage, Trade and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods", *American Economic Review*, n° 67, p. 823-839, 1977.
- FAINI (R.), "European Migrants : an Endangered Species ?", in BALDWIN (R.), COHEN (D.), SAPIR (A.) et VENABLES (A.-J.) (eds), *Market Integration, Regionalism and the Global Economy*,

- Cambridge (Massachusetts), Cambridge University Press, p. 228-253, 1999.
- FUJITA (M.), KRUGMAN (P.) et VENABLES (A.-J.), *The Spatial Economy : Cities, Regions and International Trade*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press, 1999.
- FUJITA (M.) et THISSE (J.-F.), *Economics of Agglomeration : Cities, Industrial Location and Regional Growth*, Cambridge (Massachusetts), Cambridge University Press, 2002.
- GAIGNÉ (C.), HUIBAN (J.-P.) et SCHMITT (B.), *Industrial Location : Labor Cost Versus Market Size*, Dijon, Césaire working paper, 2002.
- HANSON (G.), "Regional Adjustment to Trade Liberalization", *Regional Science and Urban Economics*, n° 28, p. 419-444, 1998.
- HANSON (G.), *Market Potential, Increasing Returns, and Geographic Concentration*, discussion paper, n° 439, université du Michigan, 1999.
- HEAD (K.) et MAYER (T.), *Market Potential and the Location of Japanese Investment in the European Union*, CEPR, working paper n° 3 455, 2002.
- HEAD (K.) et MAYER (T.), "The Empirics of Trade and Agglomeration", in HENDERSON (J.-V.) et THISSE (J.) (eds), *Handbook of Regional and Urban Economics, Forthcoming*, 2003.
- HENDERSON (V.), SHALIZI (Z.) et VENABLES (A.-J.), "Geography and Development", *Journal of Economic Geography*, n° 1, p. 81-105, 2001.
- HENDERSON (V.), "The Urbanization Process and Economic Growth : the So-What Question", *Journal of Economic Growth*, n° 8, p. 47-71, 2003.
- HSIAO (C.), *Analysis of Panel Data*, Cambridge (Massachusetts), Cambridge University Press, 1986.
- JUSTMAN (M.), "The Effect of Demand Local on Industry Location", *Review of Economics and Statistics*, p. 742-753, 1994.
- KRUGMAN (P.), "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, n° 99, p. 483-499, 1991.
- KRUGMAN (P.) et LIVAS ELIZONDO (R.), "Trade Policy and the Third World Metropolis", *Journal of Development Economics*, n° 49, p. 137-150, 1996.
- KRUGMAN (P.) et VENABLES (A.-J.), "Globalization and the Inequality of Nations", *Quarterly Journal of Economics*, n° 110, p. 857-880, 1995.
- LIMÃO (N.) et VENABLES (A.-J.), "Infrastructure, Geographical Disadvantage, Transport Costs, and Trade", *The World Bank Economic Review*, n° 15, p. 451-479, 2001.
- MATYAS (L.) et SEVESTRE (P.), *The Econometrics of Panel Data*, Dordrecht-Boston-Londres, Kluwer Academic Publishers, 1996.
- MELVIN (J.), "Domestic Taste Differences, Transportation Costs and International Trade", *Journal of International Economics*, n° 18, p. 65-82, 1985a.
- MELVIN (J.), "The Regional Economic Consequences of Tariffs, and Domestic Transportation Costs", *Canadian Journal of Economics*, n° 18, p. 237-257, 1985b.
- MONFORT (Ph.) et NICOLINI (R.), "Regional Convergence and International Integration", *Journal of Urban Economics*, n° 48, p. 286-306, 2000.

- MONFORT (Ph.) et VAN YPERSELE (T.), *Integration, Regional Agglomeration and International Trade*, CEPR, discussion paper, n° 3 752, 2003.
- MIDELFART-KNARVIT (K.), OVERMAN (H.) et VENABLES (A.-J.), *Comparative Advantage and Economic Geography : Estimating the Location of Production in the European Union*, CEPR, discussion paper, n° 2 618, 2000.
- MION (G.), "Spatial Externalities and Empirical Analysis : the Case of Ital", *Journal of Urban Economics*, à paraître, 2004.
- PALUZIE (E.), "Trade Policies and Regional Inequalities", articles in *Regional Science*, n° 80, p. 67-85, 2001.
- ROBIN (J.-M.), "Endogénéité et variables instrumentales dans les sciences sociales", in *Méthodologie Statistique*, INSEE, 1999.
- TABUCHI (T.) et YOSHIDA (A.), "Urban Agglomeration Economies in Consumption and Production", working paper, université de Tokyo, 1999.

|

Tableau n° 1
Liste des secteurs conservés issus de la NES114, leur effectif et leur indice de concentration spatiale
(année 1997)

NES114	Nom du secteur	Effectif		Indice de Gini	
		Établissement	Emploi	Établissement	Emploi
Industrie des biens agro-alimentaires (IAA)					
B01	Viandes	10 320	175 547	0,39579	0,62171
B02	Lait	1 363	71 858	0,66570	0,73677
B03	Boissons	1 633	55 361	0,78132	0,76884
B04	Travail du grain, aliments pour animaux	1 285	36 474	0,62122	0,68948
B05	Industries alimentaires diverses	41 906	358 412	0,31449	0,34867
Industrie des biens de consommation (IBC)					
C11	Habillement et fourrures	7 178	133 838	0,53791	0,55082
C12	Cuir et chaussures	1 764	54 745	0,62115	0,79965
C20	Édition, imprimerie, reproduction	17 891	251 909	0,30056	0,37226
C31	Industrie pharmaceutique	818	96 463	0,48810	0,64507
C32	Savon, parfum et produits d'entretien	1 051	59 127	0,45679	0,68014
C41	Fabrique de meubles	8 576	107 314	0,34428	0,57621
C42	Bijouterie et instrument de musique	1 870	16 215	0,56952	0,72254
C43	Articles de sport, jeux et jouets	2 359	43 906	0,39331	0,60899
C44	<i>Appareil domestique, réception, etc.; C44 + C45</i>	545	47 829	0,44344	0,79232
C46	Matériel optique et photo, horlogerie	1 058	24 173	0,60742	0,83822
Industrie automobile (auto)					
D01	Construction automobile	1 331	188 781	0,46215	0,77692
D02	Équipement automobile	754	114 325	0,47153	0,73698
Industrie des biens d'équipement (IBE)					
E11	Construction navale	1 117	21 145	0,88101	0,92143
E13	Construction aéronautique et spatiale	387	99 293	0,65405	0,83764
E15	<i>Autres matériels de transport : E12 + E14</i>	309	19 884	0,66355	0,89685
E21	Éléments en métal pour construction	1 905	52 800	0,41827	0,52080
E22	Chaudronnerie, réserve métallique, chaudière	4 807	107 962	0,41734	0,49657
E23	Équipements mécaniques	1 478	7 8853	0,38796	0,65259
E24	Machines d'usage général	4 668	110 390	0,28997	0,42109
E25	Fabrique de machines agricoles	2 805	31 576	0,64538	0,73831
E26	Fabrique de machines-outils	718	19 090	0,49255	0,68711
E27	Autres machines à usage spécifique	2 700	72 955	0,38456	0,55292
E31	Machines de bureaux et matériel informatique	549	41 978	0,52768	0,78468
E32	Moteurs, génératrices, transformateurs	1 020	32 746	0,38739	0,68649
E33	Appareils d'émission et transmission	1 476	73 594	0,36679	0,63270
E34	Matériel médico-chirurgical et orthopédique	5 068	42 177	0,31147	0,46711
E35	Matériel de mesure et contrôle	3 198	98 357	0,33869	0,54891

Industrie des biens intermédiaires (IBI)					
F13	Verre et articles en verre	980	57 041	0,47594	0,82695
F14	Céramique et matériaux de construction	6 397	103 476	0,42226	0,48256
F21	Filature et tissage	1 664	67 345	0,75682	0,85524
F22	Fabrique de produits textiles	2 113	52 297	0,54160	0,72493
F23	Fabrique d'étoffes et articles à maille	855	28 900	0,81041	0,87578
F31	Travail du bois et articles en bois	6 305	96 953	0,49348	0,61723
F32	<i>Papier, carton (F32 + F33)</i>	1 844	108 522	0,40677	0,61284
F41	<i>Industrie chimique (F41 + F42)</i>	1 067	89 841	0,44696	0,71849
F43	<i>Parachimie et fibres artificielles (F43 + F44)</i>	1 285	66 417	0,43825	0,62327
F45	Industrie du caoutchouc	618	69 006	0,49426	0,84010
F46	Transformation de matière plastiques	4 274	163 649	0,41711	0,57234
F51	<i>Sidérurgie, métaux non ferreux (F51 + F52)</i>	721	101 023	0,51910	0,81533
F53	Fonderie	486	38 668	0,63257	0,82626
F54	Services industriels du travail des métaux	11 934	218 780	0,37318	0,47446
F55	Fabrique de produits métalliques	3 818	115 703	0,38462	0,57452
F61	Fabrique de matériel électrique	2 647	143 215	0,32687	0,59059
F62	Fabrique de composants électroniques	959	56 594	0,48135	0,70172
Énergie					
G22	Captage, traitement et distribution d'eau	888	34 981	0,45586	0,42079
Transport					
K01	Transports ferroviaires	1 877	189 782	0,42699	0,44766
K02	Transports routiers de voyageurs	6 583	172 077	0,38167	0,34384
K03	Transports routiers de marchandises	25 640	344 193	0,26122	0,30526
K04	Transports par eau	447	17 612	0,73876	0,87547
K05	Transport aérien	647	67 593	0,65790	0,90357
K07	Manutention, entreposage et gestion infrastructurelle	3 137	136 158	0,37506	0,53247
K09	Autres transports	4 244	106 785	0,44450	0,48223
Activité financière					
L02	Assurances	7 012	188 624	0,35393	0,58514
Service aux entreprises					
N21	Activités informatiques	15 550	250 153	0,39175	0,55369
N22	Services professionnels	50 424	341 157	0,32495	0,30902
N23	Administration d'entreprises	10 523	231 864	0,23470	0,49686
N24	Publicité et études de marché	12 744	163 079	0,40115	0,53939
N25	Architecture, ingénierie, contrôle	30 509	255 057	0,23706	0,35355
N31	Location sans opérateur	7 525	71 286	0,27844	0,38071
N33	Sécurité, nettoyage et services divers	47 045	707 078	0,23230	0,30566
N34	Assainissement, voirie et gestion des déchets	1 932	51 489	0,36984	0,39302
N40	Recherche et développement	2 097	139 995	0,47563	0,68971

Source : DADS 1997, nos propres calculs

Tableau n° 2
Caractéristiques sectorielles
(année 1997)

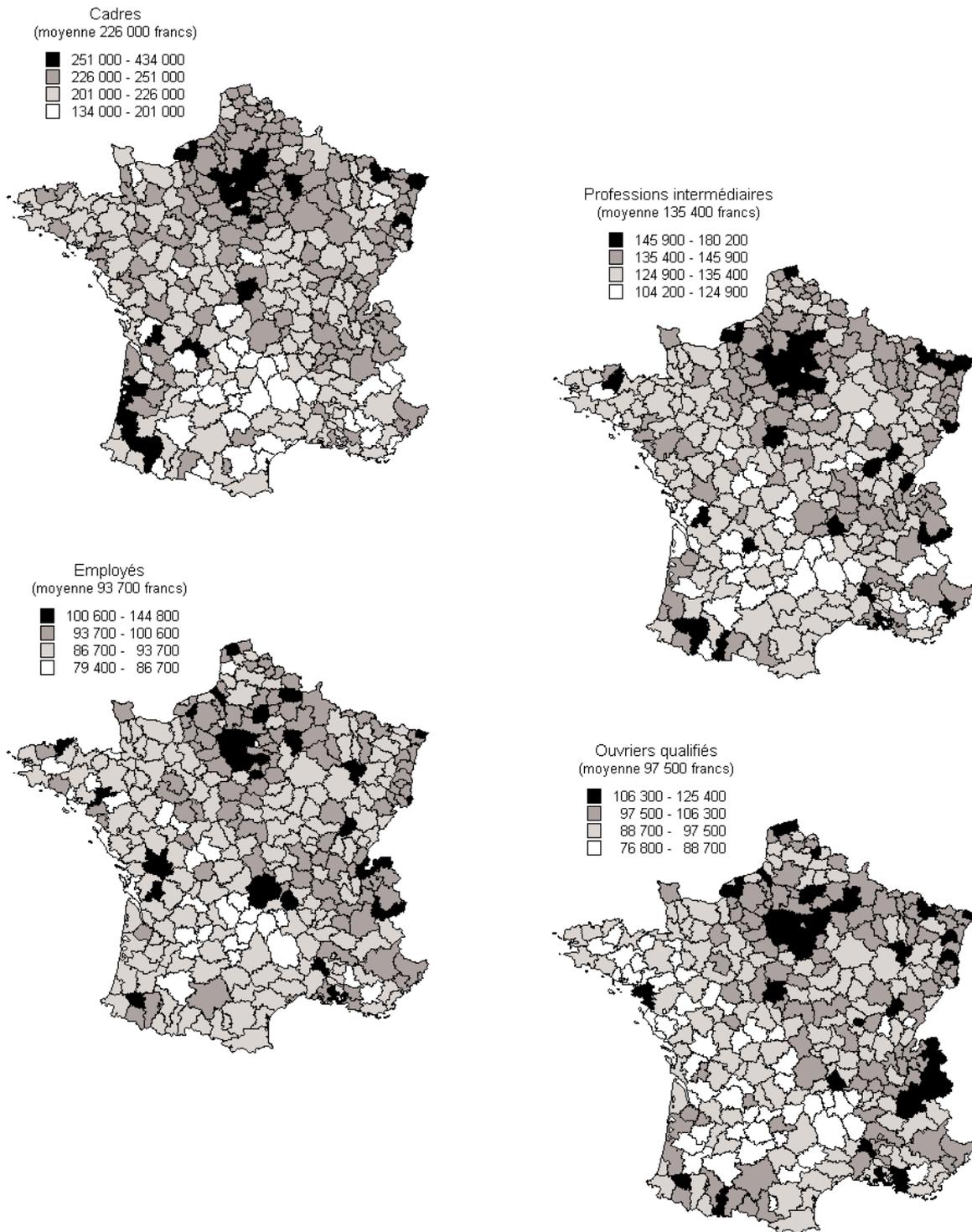
Secteurs d'activité	Indice de concentration sectorielle (a)	Productivité apparente du travail (b)	Frais du personnel dans la valeur ajoutée (c)	Intensité capitalistique (d)	Taille moyenne des établissements (e)	Taux d'encadrement (f)	Taux de qualification ouvrière (g)
IAA							
B01	16,40	218,00	76,30	279,00	12,73	13,91	40,02
B02	31,80	327,00	65,90	597,00	42,44	22,79	65,26
B03	36,00	582,00	46,80	1 557,00	25,24	32,02	65,74
B04	28,80	399,00	62,20	992,00	23,62	32,84	70,57
B05	21,20	288,00	61,60	395,00	5,68	15,95	61,44
IBC							
C11	13,80	188,00	83,00	106,00	13,58	18,83	48,54
C12	30,10	206,00	76,30	142,00	24,50	15,82	42,34
C20	12,90	359,00	73,60	247,00	10,42	39,76	68,65
C31	26,60	599,00	57,60	601,00	95,94	58,94	69,67
C32	37,60	455,00	63,70	467,00	42,06	45,22	50,82
C41	21,00	235,00	77,50	220,00	9,79	19,04	55,98
C42	30,90	264,00	78,10	144,00	6,82	24,78	64,26
C43	29,40	254,00	73,40	304,00	13,49	27,70	36,41
C44	79,03	287,27	72,68	420,38	67,83	28,74	45,75
C46	39,80	272,00	78,50	230,00	18,29	31,44	53,90
Auto							
D01	87,80	435,00	58,60	1 038,00	127,48	32,18	81,51
D02	47,40	343,00	68,10	590,00	124,38	25,53	66,39
IBE							
E11	66,40	269,00	77,70	260,00	14,96	25,25	81,14
E13	88,40	494,00	69,40	597,00	214,38	62,44	73,56
E15	85,24	282,41	85,28	290,03	71,39	35,47	59,60
E21	12,10	239,00	82,80	177,00	14,21	24,83	68,61
E22	24,70	256,00	85,50	170,00	17,55	24,719	81,78
E23	31,60	306,00	80,60	359,00	44,93	35,14	73,51
E24	19,40	308,00	78,20	178,00	19,28	38,15	75,03
E25	36,10	293,00	69,40	248,00	9,21	24,10	75,10
E26	33,00	314,00	80,70	258,00	21,81	40,02	75,77
E27	33,00	328,00	76,00	280,00	22,35	35,68	78,82
E31	87,80	546,00	71,10	436,00	60,28	72,89	71,53
E32	47,10	298,00	74,00	258,00	26,60	32,56	63,63
E33	77,20	402,00	83,10	306,00	39,35	65,54	64,57
E34	37,00	305,00	76,10	242,00	6,536	53,62	56,60
E35	35,30	335,00	87,70	188,00	24,79	58,76	64,02

IBI							
F13	52,00	331,00	71,20	508,00	49,46	20,462	65,58
F14	25,50	332,00	68,60	676,00	13,20	25,96	58,16
F21	18,80	246,00	74,70	408,00	32,78	19,20	48,73
F22	20,60	248,00	72,70	296,00	19,19	21,07	46,59
F23	42,60	207,00	78,30	224,00	26,30	18,90	32,95
F31	12,80	232,00	73,90	320,00	12,27	17,45	45,51
F32	32,79	355,59	66,85	849,19	48,83	24,60	66,01
F41	52,93	613,61	54,13	1 749,09	68,81	46,215	77,35
F43	35,70	434,40	68,32	668,15	40,01	43,72	64,85
F45	70,40	319,00	71,70	427,00	100,28	26,01	48,90
F46	12,30	285,00	72,00	394,00	30,42	24,23	53,99
F51	66,13	397,44	70,92	1 039,51	121,42	37,38	73,08
F53	30,60	246,00	80,20	311,00	69,07	18,56	60,51
F54	8,50	263,00	78,30	251,00	14,74	20,66	69,65
F55	19,40	287,00	73,50	355,00	25,00	22,82	58,44
F61	38,90	308,00	79,50	372,00	44,83	35,60	53,55
F62	58,00	344,00	69,90	635,00	47,33	39,75	61,45
G22	79,80	382,00	77,50	1 815,00	33,00	35,51	77,10
Transport							
K01	90,10	274,15	94,63	640,09	93,90	33,40	95,49
K02	27,20	278,00	80,10	909,00	20,02	15,48	96,60
K03	5,70	229,00	80,60	229,00	10,54	9,96	92,91
K04	65,50	348,00	83,70	1 410,00	30,72	34,40	89,17
K05	92,00	442,00	80,00	868,00	77,17	50,98	65,12
K07	51,10	565,00	41,40	6 113,00	31,75	23,53	72,23
K09	23,90	245,00	85,30	191,00	19,90	29,36	78,40
Services							
L02	38,30	1 183,00	25,00	1 564,00	21,20	61,66	52,11
N21	11,30	381,00	82,40	115,00	11,38	83,61	56,33
N22	31,50	356,00	84,30	100,00	4,928	59,40	31,01
N23	38,90	353,00	103,00	963,00	15,74	64,78	67,60
N24	23,70	330,00	79,70	121,00	7,17	64,11	62,44
N25	19,40	321,00	91,10	220,00	6,19	70,29	67,45
N31	19,20	910,00	22,30	3 702,00	6,66	35,62	59,78
N33	9,30	186,00	88,50	111,00	8,10	21,28	19,85
N34	18,90	282,00	74,40	465,00	20,55	19,24	59,35
N40	52,80	344,00	92,80	594,00	53,83	84,12	62,29

(a) Poids des dix premières entreprises en chiffre d'affaires ; (b) Ratio valeur ajoutée/effectif salarié ; (c) Part des salaires et charges sociales dans la valeur ajoutée ; (d) Ratio immobilisations corporelles brutes/effectif salarié ; (e) Rapport entre le nombre d'emplois et le nombre d'établissements ; (f) Part des effectifs des chefs d'entreprises, des cadres et professions intellectuelles supérieures et des professions intermédiaires dans l'effectif salarié total ; (g) Part des effectifs ouvriers qualifiés dans l'effectif total des ouvriers (ouvriers non qualifiés et qualifiés)

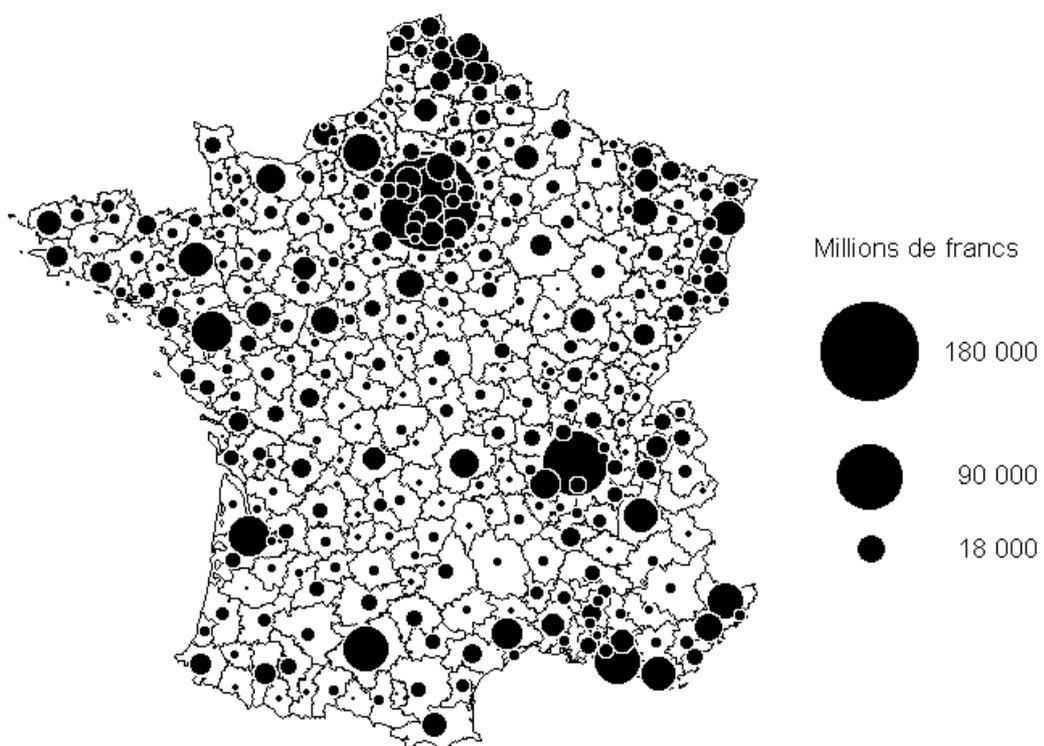
Source : INSEE, 2000

Cartes n° 1, 2, 3 et 4
Salaire moyen brut par qualification et par zone d'emploi



|

Carte
Revenus fiscaux par zone d'emploi



|
