



UNITE MIXTE DE RECHERCHE INRA-ENESAD
EN ECONOMIE ET SOCIOLOGIE RURALES



Activité économique et espace : les déterminants de la spécialisation

*Carl GAINÉ (Université de Nancy 2, UMR INRA-ENESAD)
Jean-Pierre HUIBAN, Bertrand SCHMITT
(UMR INRA-ENESAD)*



2002/1

Working Paper

*Communication au 50^{ème} congrès de L'Association Française de Science
Économique, Paris, 20 et 21/02/01*

RESUME :

La spécialisation économique des zones géographiques dépend ici de trois facteurs : la taille du marché final, la présence d'autres firmes et le coût relatif du travail. Construits à partir d'un modèle théorique d'économie géographique, plusieurs modèles économétriques sont estimés à un niveau d'observation qui croise la zone d'emploi et le secteur d'activité. La densité des relations entre firmes constitue le facteur majeur d'agglomération, tandis que la taille du marché final n'intervient que faiblement. La prise en compte du marché local du travail conduit à une distinction selon les secteurs : certaines firmes minimisent leurs coûts salariaux, d'autres privilégient la qualité de la main d'œuvre.

ABSTRACT :

Three factors of spatial economic specialisation are identified: home market effect, inter-firm relationships and relative labour cost. From an economic geography model, several econometric models are estimated at a level that crosses zones d'emploi and industrial sectors. Local links between firms are the main agglomeration force while home market effect does not appear to act significantly at this level. By considering the labour market effect, we conclude to a distinction between activities where firms try to minimise labour costs and others where labour factor quality represents the main goal to achieve.

Classification JEL : R12, J31, C23, F12.

1. Introduction

Pourquoi fabriquer des parfums à Grasse ? Parce que les meilleurs ingrédients et les savoir-faire les plus accomplis s'y donnent rendez-vous... Mais comment expliquer la concentration des assurances à Niort ou celle de marchands de motocyclettes autour de la Bastille à Paris ? Comment rendre compte de ce fait si évidemment contre-intuitif : la présence de concurrents, loin de décourager les vocations, semble au contraire les susciter, jusqu'à aboutir à la concentration d'une activité donnée en un lieu géographique particulier.

L'analyse des phénomènes de concentration et de dispersion des activités a reçu un nouvel élan avec la constitution du corps de travaux qualifié de *Nouvelle Économie Géographique*. Après l'élaboration de nombreux modèles théoriques passant de l'économie internationale à l'économie spatiale (cf. Fujita *et al.* [1999], Fujita et Thisse [2001]), sont apparues des tentatives de validation empirique (cf. Overman *et al.* [2001], pour une revue). Elles se heurtent à une difficulté, soulignée par Davis & Weinstein [1999] : des théories alternatives peuvent conduire à des prédictions semblables. Krugman [1980] montre que la taille du marché domestique peut cependant être utilisée pour discriminer deux approches : une relation positive entre cette variable et l'activité économique de la zone concernée est suggérée par la Nouvelle Économie Géographique, *via* l'existence d'économies d'échelle, tandis que tel n'est pas le cas d'une approche en terme d'avantages comparatifs. Ce premier mécanisme, dédié à la demande finale et mis en avant par Hanson [1999] ou Head et Mayer [2001], peut être étendu aux échanges inter-firmes, comme chez Krugman et Venables [1995] : une entreprise se localisera d'autant plus facilement en une zone qu'elle s'y rapprochera de ses fournisseurs et de ses clients. Face à de telles forces de concentration peuvent être identifiés des mécanismes centrifuges, dont deux sont considérés ici. Le premier est relatif au marché du travail : la concentration d'activités en une zone conduit à l'augmentation de la demande locale de travail et donc à une hausse des salaires offerts. Ce renchérissement des coûts salariaux est susceptible de décourager l'activité. Le même mécanisme concurrentiel s'applique au marché des biens où l'accroissement de l'offre locale peut conduire à une baisse des prix et à une diminution des profits.

Ce papier propose un modèle qui prend en compte ces forces d'agglomération et de dispersion pour expliquer la spécialisation spatiale des activités

économiques. Il dérive du modèle proposé par Krugman et Venables [1995], généralisé à N secteurs et R régions. Nous y introduisons une désagrégation du facteur travail selon plusieurs niveaux de qualité, d'où une différenciation spatiale des structures d'emploi. Une forme réduite du modèle est estimée sur des données issues des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) de 1997, organisées en un « panel spatial » croisant les 341 zones d'emploi françaises avec 66 secteurs de la NES114. Les résultats des estimations relatives à plusieurs modèles économétriques sont alors présentés, certains opérant à un niveau agrégé, d'autres à des niveaux sectoriels plus fins.

2. Le modèle théorique

Un secteur agricole lié au sol (au sein duquel les rendements sont constants et la concurrence parfaite), et S secteurs industriels produisent un bien A et N_s variétés de chaque bien s . Ils se répartissent entre R régions, n_{rs} représentant le nombre de firmes du secteur s opérant dans la région r . Chaque firme du secteur s produit une seule des N_s variétés du bien s et chaque variété est produite par une seule firme. Ces firmes sont placées en situation de concurrence monopolistique à la Dixit-Stiglitz [1977]. Chaque bien industriel peut être vendu à la fois aux consommateurs et aux autres firmes en tant que bien intermédiaire. La production s'effectue selon une technologie à rendements croissants qui nécessite l'utilisation de deux facteurs de production : le facteur travail, désagrégé selon plusieurs niveaux de qualité ($l_{rs}^1, \dots, l_{rs}^i$) et M un bien composite agrégeant les différents biens considérés en tant que consommation intermédiaire. La fonction de production prend la forme :

$$A \prod_I (l_{rs}^i)^{\beta_i} \prod_{S'} (M_{s'})^{\mu^{s's}} = \alpha^s + \beta^s q_{rs} \text{ avec : } M_s = \left(\int_{j=1}^{n_s} (q_s^j)^{(1-1/\sigma_s)} dj \right)^{\sigma_s / (\sigma_s - 1)} \quad (1)$$

où $M_{s'}$ est la quantité de bien composite utilisé comme consommation intermédiaire par le secteur s' , $\mu^{s's}$ le coefficient technique correspondant à la relation verticale entre les secteurs s' et s , σ_s une élasticité de substitution constante caractéristique du secteur s , l_{rs}^i est la quantité utilisée du facteur travail de qualité i . Il est associé à cette forme productive une fonction de coût par entreprise :

$$C_{rs} = \sum_{i=1}^I w_{rs}^i J^i + P_{rs} M_{rs} \quad (2)$$

avec un indice de prix composite :

$$P_{rs} = \left(n_{rs} (p_{rs})^{(1-\sigma_s)} + t^s \sum_{r'=1}^R n_{r's} (p_{r's})^{(1-\sigma_s)} \right)^{\sigma_s / (1-\sigma_s)}$$

$p_{r's}$ étant le prix du bien s lorsqu'il est fabriqué dans la région r' . Dans cette formulation, de type *iceberg*, lorsque $r' \neq r$, seule une fraction $1/\tau^s$ du produit s arrive à bon port et le coût s'en trouve affecté d'un facteur $t^s = (\tau^s)^{1-\sigma_s^1}$.

Chaque firme minimise son coût pour un niveau de production donné et, à l'équilibre, il en résulte :

$$- \text{ un prix offert : } p_{rs} = \frac{\sigma^s}{\sigma^s - 1} \beta^s \prod_l (w_{rs}^l)^{\theta_l^s} \prod_S (P_{rs})^{t^s \alpha^s} \quad (3)$$

$$- \text{ une quantité offerte : } q_{rs}^o = \frac{(\sigma^s - 1)}{\beta^s} \alpha^s \quad (4)$$

$$- \text{ une demande de facteur travail de qualité } i : l_{rs}^i = \frac{\phi_{rs}^i p_{rs} q_{rs}}{w_{rs}^i} \quad (5)$$

Les travailleurs sont mobiles entre secteurs mais non entre régions. L_r est l'effectif total de travailleurs de chaque région et peut être désagrégé selon différents niveaux de qualité :

$$L_r^i = \theta_r^i L_r \text{ avec } \sum_{i=1}^l \theta_r^i = 1 \quad (6)$$

Chaque individu choisit de travailler dans le secteur qui offre le niveau de salaire le plus élevé pour sa catégorie et il y a concurrence entre les firmes pour capter la main-d'œuvre disponible. Chaque individu dispose d'une fonction d'utilité exprimant sa préférence pour la variété en biens industriels :

¹ τ correspond à un coût de transport constant quelle que soit la distance qui sépare les régions et quel que soit le secteur. Cette hypothèse simplificatrice est peu gênante dans la mesure où, à la différence de Combes et Lafourcade [2001], on ne testera pas ici le rôle des coûts de transport sur la localisation.

$$U = \prod_S (M_S)^{\gamma^S} A^{-\sum_{s=1}^S \gamma^S} \text{ avec } M_S = \left(\int_{j=1}^{n'} (q_j^S)^{(1-1/\sigma^S)} dj \right)^{\sigma^S/(\sigma^S-1)} \quad (7)$$

γ^S est la part du revenu affectée à la consommation du bien s . Il en résulte une demande pour le bien s fabriqué dans la région r :

$$q_{rs}^d = \left[(P_{rs})^{\sigma^S-1} E_r + t^S \sum_{r'=1}^R (P_{r's})^{\sigma^S-1} E_{r'} \right] (P_{rs})^{-\sigma^S} \quad (8)$$

E_r est la part du revenu régional affectée à la consommation de biens industriels.

À l'équilibre, le niveau des profits dans la région r pour le secteur s s'établit à :

$$\pi_{rs} = \frac{P_{rs}}{\sigma^S} (q_{rs}^d - q_{rs}^o) \quad (9)$$

Les firmes sont alors soumises à deux forces d'agglomération. L'installation d'une firme supplémentaire du secteur s dans la région r réduit le coût du bien s en tant que consommation intermédiaire et augmente la demande adressée aux firmes de la région r . La seconde concerne la demande finale issue des consommateurs qui croît du fait de la distribution de revenus salariaux supplémentaires. Mais, des forces de dispersion interviennent également. L'augmentation du nombre de firmes diminue l'indice des prix ce qui, à niveau de prix et de dépense donnés, réduit la demande locale. Le marché du travail est également affecté par l'accroissement de la demande de ce facteur qui crée un phénomène d'enchère salariale au niveau régional. Le niveau du salaire versé s'établit à :

$$w_{rs}^i = \frac{\phi_s^i}{\theta_r^i L_r} n_{rs} p_{rs} q_{rs} \quad (10)$$

L'accroissement du nombre régional de firmes n_{rs} tend donc à accroître le niveau du salaire versé, mais l'intensité de cet accroissement dépend du rapport entre la demande sectorielle et l'offre régionale du facteur travail de qualité i .

Nous nous plaçons désormais en situation d'équilibre de court terme, les salaires régionaux étant fixés. L'égalité entre l'offre et la demande régionale de chaque bien s'écrit :

$$q_{rs}^d = q_{rs}^o, \quad \forall s = 1, \dots, S \text{ et } \forall r = 1, \dots, R \quad (11)$$

et après log-linéarisation, nous obtenons la forme suivante ¹ :

$$\begin{aligned} \log n_{rs} = & \frac{1}{B^s(\sigma^s - 1)} \sum_{s'=1}^S (\mu^{s's} \log n_{rs'}) - \frac{1}{B^s} \sum_{s'=1}^S \left(\mu^{s's} \log \frac{p_{s'r}}{p_{sr}} \right) \\ & - \frac{1}{B^s} \sum_{i=1}^S (\phi_s^i \log w_{rs}^i) + \log R_r (\gamma^s + \psi^s) \\ & + \frac{1}{C^s} \sum_{s'} \mu^{s's} \log \left(1 + \frac{t^s(R-1)}{\varphi_{rs}^P} \right) - \log \left(1 + \frac{t^s(R-1)}{\varphi_{rs}^P} \right) + \log \left(1 + \frac{t^s(R-1)}{\varphi_{rs}^D} \right) \\ & + \frac{1-B^s}{B^s} \log(P^s(\sigma^s - 1)) - \log \alpha^s - \frac{1}{B^s} \log \sigma^s \end{aligned} \quad (12)$$

avec φ_{rs}^P (resp. φ_{rs}^D) l'écart relatif de la production (resp. de la demande) de la région r en agrégat de biens industriels S par rapport à la moyenne nationale, et R_r le revenu régional.

Le nombre de firmes du secteur s qui s'implantent dans la région r , notre variable dépendante, dépend donc de l'intensité des relations verticales entre les firmes (première ligne de l'équation précédente), du coût régional du travail et de la taille de la demande régionale finale (seconde ligne), ainsi que des relations que la région r entretient avec chacune des autres régions r' (troisième ligne). La dernière ligne de l'équation exprime l'influence des caractéristiques sectorielles, telles que le degré de concurrence au sein du secteur, le niveau de la productivité et celui des coûts fixes².

¹ Les développements correspondants sont présentés dans Gaigne *et al.* [2001].

² À la différence de Hanson [1999] ou de Redding et Venables [2001], pour qui la variable dépendante est le salaire local, nous nous focalisons sur l'impact des salaires locaux sur le niveau d'activité et non l'inverse. Notre modèle structurel met également en avant le rôle des caractéristiques sectorielles dans le processus d'agglomération.

3. Le modèle économétrique et les estimations

Les données dont nous disposons sont principalement issues des DADS de 1997 auxquelles s'ajoutent des données de la DGI (revenu net imposable des ménages) et de la Comptabilité nationale (coefficients techniques du Tableau des Entrées Intermédiaires, coefficients budgétaires de consommation des ménages). Elles permettent d'estimer la forme :

$$Z_{rs} = a_0 + a_1 LC_{rs} + a_2 LFD_{rs} + a_3 LIO_{rs} + a_4 CONC_s + a_5 PROD_s + \varepsilon_{rs} \quad (13)$$

avec Z_{rs} un indice de spécialisation régionale en établissements $Z_{rs} = \frac{n_{rs}/n_s}{n_r/n_{..}}$

ou en emplois $Z_{rs} = \frac{L_{rs}/L_s}{L_r/L_{..}}$,

$LC_{rs} = \sum_{i=1}^I (L_s^i / L_s) \log w_{rs}^i$ le coût relatif du travail,

$LFD_{rs} = \log(\gamma_s REV_r)$ le revenu régional pondéré par le poids du secteur dans la consommation des ménages,

$LIO_{rs} = \sum_{s'=1}^S (\mu^{s's} + \mu^{ss'}) \log L_{rs}$ l'intensité des relations (amont ou aval) qu'entretient la firme avec les firmes des autres secteurs,

$CONC_s$ une mesure d'un effet de concurrence, combinaison d'un indice de concentration sectorielle (poids, en chiffre d'affaires, des 10 premières entreprises) et d'un indicateur d'intensité en travail du secteur (part des frais de personnel dans la valeur ajoutée),

$PROD_s$ une mesure d'un effet de productivité, combinaison de l'indice de concentration sectorielle, de l'indicateur d'intensité en travail et de la productivité apparente du travail (VA/effectif salarié).

Le modèle est d'abord estimé sur l'ensemble des activités économiques « industrielles », définies au sens large. L'unité d'observation élémentaire est alors le couple secteur/région¹. On estime ensuite le modèle secteur par secteur.

¹ Les secteurs sont ceux de la NES114, dont on a exclu l'agriculture, les commerces et services aux populations, ainsi que les Banques, Postes et Télécommunication. L'espace est découpé selon les 341 zones d'emploi définies par l'INSEE.

3.1. Les estimations d'ensemble

On considère tout d'abord la forme :

$$Z_{rs} = a_0 + a_1LC_{rs} + a_2LFD_{rs} + a_3LIO_{rs} + a_4CONC_s + a_5PROD_s + \varepsilon_{rs} \quad (14)$$

avec $r = 1, \dots, 341$ et $s=1, \dots, 66$.

L'estimateur des variables instrumentales est employé pour corriger le modèle du biais d'endogénéité qui affecte la variable *coût du travail*¹. Une estimation complémentaire est réalisée en considérant la population observée comme un panel² et en retenant l'hypothèse de l'existence d'un effet fixe sectoriel.

Tableau 1
Estimations d'ensemble

Variables	Estimateur en variables instrumentales		Estimateur panel (Within)	
	Emploi	Etabliss.	Emploi	Etabliss.
Constante	-28,52 *** (2,28)	-33,53 *** (2,40)		
Coût du travail (LC)	3,79 *** (0,46)	5,09 *** (0,48)	-3,46 *** (0,34)	-2,28 *** (0,17)
Relations verticales locales (LIO)	0,30 *** (0,01)	0,25 *** (0,01)	0,62 *** (0,01)	0,57 *** (0,01)
Demande finale locale (LFD)	0,07 *** (0,006)	0,07 *** (0,006)	0,03 (0,19)	0,22 (0,20)
Effet de productivité (PROD)	0,17 *** (0,01)	0,19 *** (0,01)		
Effet de concurrence (CONC)	-2,37 *** (0,05)	-1,92 *** (0,06)		
Effet sectoriel			Fixe	Fixe
R ² ajusté	0,16	0,12	0,36	0,30

¹ Ce biais se conçoit aisément au plan théorique : du fait des mécanismes d'enchère, le niveau des salaires relatifs dépend du nombre local de firmes (ou d'emplois). Outre les exogènes, les instruments utilisés sont : l'effectif local de cadres (RP 1990) et le salaire local moyen 1991 (DADS).

² La double dimension *individuelle/temporelle*, habituelle en données de panel, est ici remplacée par la double dimension *sectorielle/régionale*.

Test de Sargan	1,69 ^{***}	0,25 ^{***}
----------------	---------------------	---------------------

*Ecart-types entre parenthèses et significativité au seuil de 1% (***) , 5% (**), 10% (*).*

Les coefficients estimés par la méthode des variables instrumentales sont tous significatifs. L'index de spécialisation sectorielle, autrement dit le poids relatif d'un secteur au sein d'une zone, est positivement relié à la demande finale locale adressée au secteur et aux échanges potentiels avec les autres firmes, fournisseurs et clients implantés dans la zone. À l'inverse, la concentration sectorielle des firmes constitue un facteur de dispersion géographique, alors que l'effet de productivité pousserait à la concentration géographique : les firmes des secteurs à forte productivité peuvent plus facilement s'affranchir des effets qu'exerce la concurrence sur les prix des biens fabriqués. Tous ces résultats vont dans le sens des attendus du modèle théorique. Tel n'est pas le cas de la variable Coût du Travail, dont le coefficient estimé est, en variables instrumentales, positif. 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 pondéré par la structure des qualifications, constituerait une approximation de cette qualité.

L'estimation complémentaire effectuée en panel permet de répondre, au moins partiellement, aux interrogations précédentes. Il est en effet légitime de considérer que des caractéristiques sectorielles, telles que, par exemple, la structure des emplois, contribuent à moduler la stratégie des firmes en matière d'arbitrage entre coût et qualité de la main-d'œuvre. Une fois ces variables contrôlées par l'introduction d'un effet fixe sectoriel, on obtient alors un effet significativement négatif du coût du travail. L'effet de l'intensité des relations verticales demeure important, tandis que s'estompe l'effet de la demande finale, dont le coefficient estimé n'est plus significatif.

3.2. Les estimations sectorielles

Les résultats précédents suggèrent que tous les secteurs ne réagissent pas de la même façon aux effets pris en compte par le modèle théorique. Le passage à des estimations sectorielles s'impose donc, soit 66 estimations de la forme :

$$Z_{rs} = a_0 + a_1LC_r + a_2LFD_r + a_3LIO_r + \varepsilon_r \text{ avec } r = 1, \dots, 341 \quad (15)$$

Un premier examen du tableau 2, qui synthétise les résultats obtenus¹, montre qu'une distinction doit être opérée entre les différentes variables. L'importance des relations verticales inter-firmes est confirmée : le coefficient estimé est significativement positif dans plus de 90 % des secteurs et il ne devient négatif que dans un seul secteur. Les firmes se localisent à proximité de leurs fournisseurs et de leurs clients, et ce quelle que soit leur activité. Cette homogénéité intersectorielle disparaît dans le cas du coût du travail. Les coefficients estimés ne sont significativement négatifs (ce qui est conforme à l'hypothèse d'une stratégie de minimisation des coûts) que dans moins de 40 % des secteurs. Tel est plus fréquemment le cas de secteurs appartenant aux IAA et aux Industries de Biens de Consommation. Dans ces activités, la part des frais de personnel dans la valeur ajoutée est forte : la compression des coûts salariaux y représente donc un enjeu financier important. De plus, ce sont des secteurs qui emploient une main-d'œuvre relativement peu qualifiée : la mise en œuvre d'une telle stratégie y est donc plus aisée. D'autres activités, notamment dans les industries de biens d'équipement et de biens intermédiaires, ne sont pas concernées par ces phénomènes. L'obtention de coefficients non significatifs, voire positifs (la firme se localise dans des zones où la main-d'œuvre est relativement onéreuse), dans l'industrie chimique ou la construction aéronautique n'est pas contradictoire avec les caractéristiques de ces secteurs : la réduction des coûts salariaux n'y constitue pas un enjeu financier majeur et elle peut même s'avérer contre-productive, au regard de l'exigence de technicité de la main-d'œuvre manifestée par les firmes.

¹ L'estimateur choisi est soit celui des MCO, soit celui des variables instrumentales (pour les 33 secteurs où le test d'exogénéité pratiqué conclut à l'existence d'un biais d'endogénéité).

Tableau 2
Signes des coefficients des estimations sectorielles

Var.	Secteur Signe obtenu	IAA (5)	Biens consom- mation (12)	Biens d'équi- pement (15)	Biens intermé- diaires (17)	Trans- ports (7)	Serv. Aux firmes (10)	Total (66)
Coût du travail (LC)	-	4	6	6	4	2	2	24
	ns	1	6	6	10	3	5	31
	+	0	0	3	3	2	3	11
Relat. Vertic. (LIO)	-	0	0	0	1	0	0	1
	ns	0	2	0	4	0	0	6
	+	5	10	15	12	7	10	59
Dem. Finale (LFD)	-	2	1	1	6	3	0	13
	ns	2	9	6	7	3	7	34
	+	1	2	4	2	1	1	11
	Ssans objet *	0	0	4	2	0	2	8

Le seuil de significativité retenu est de 10 %.

** Les coefficients budgétaires de certains secteurs étant nuls, cette variable est sans objet.*

L'importance du contexte sectoriel s'estompe lorsqu'on examine les résultats relatifs à l'influence de la demande finale. Les coefficients estimés y sont le plus souvent non significatifs et, lorsque tel n'est pas le cas, signes positifs et négatifs se retrouvent selon une fréquence à peu près égale. Seules quelques activités produisant des biens de consommation (édition, bijouterie, etc.) présentent des résultats conformes à l'hypothèse d'un effet positif de la taille locale du marché de consommation finale.

4. Conclusions

La famille de modèles à laquelle appartient celui présenté ici, a surtout été appliquée à un cadre international. Nos estimations sont effectuées à partir de données observées au niveau de la *zone d'emploi*. La capacité explicative du modèle ne semble pas avoir trop souffert de ce changement d'échelle, à une exception notable, la *taille du marché final régional*. Il semble bien que l'utilisation de cette variable au niveau de la zone d'emploi pose problème. La taille réduite des aires concernées, les faibles coûts de mobilité et l'absence de barrières tarifaires ou institutionnelles, font ressortir la difficulté de mettre en

évidence cette dimension explicative dans un cadre infra-national. À l'inverse, la taille des marchés des biens intermédiaires exerce une influence prédominante. La présence d'autres firmes en une zone donnée incite les entreprises à s'y installer, quelle que soit l'activité exercée. La proximité recherchée avec les autres firmes, clients ou fournisseurs constitue un important facteur d'agglomération.

Le coût relatif et la disponibilité de la main-d'œuvre constitue lui aussi un facteur important, mais qui intervient de façon plus différenciée selon les secteurs. Dans ceux qui emploient une main-d'œuvre nombreuse et peu qualifiée, la stratégie de localisation suivie par les firmes vise à minimiser les coûts salariaux. Du fait de l'existence de mécanismes d'enchère salariale et d'une liaison positive entre le nombre de firmes présentes et le niveau relatif des salaires, ces firmes sont donc conduites à se disperser. Dans d'autres secteurs, au contraire, est privilégiée la recherche d'une main-d'œuvre de qualité. Les zones recherchées sont donc celles où une telle main-d'œuvre est disponible, quel qu'en soit le coût, ce qui incite les firmes à s'agglomérer.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- COMBES P.P. & M. LAFOURCADE** [2001], « Transportation Costs Decline and Regional Inequalities : Evidence from France », *CERAS, Work. Pap.*, 1.
- DAVIS D. & D. WEINSTEIN** [1999], « Economic geography and regional production structure : an empirical investigation.", *European Economic Review*, 43, p. 379-407.
- DIXIT A. & J. STIGLITZ J.** [1977], « Monopolistic Competition and Optimum Production Diversity », *The American Economic Review*, 67 (3), p. 297-308.
- FUJITA M., KRUGMAN P. & A. VENABLES** [1999], *The Spatial Economy : Cities, Regions and International Trade*, Cambridge, MIT Press.
- FUJITA M. & J.F. THISSE** [2001], *Economics of Agglomeration*, Cambridge, MIT Press.
- GAIGNE C., HUIBAN J.P. & B. SCHMITT** [1999], *Do Labor cost and Market Size matter for Industrial Specialization? Evidence from France*, Institut National de la Recherche Agronomique, Dijon, Mimeo.
- HANSON G.** [1999], « Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration », *NBER Working Paper*, 6429.
- HEAD K. & T. MAYER** [2000], « Non-Europe: the Magnitude and Causes of Market Fragmentation in the EU », *Weltwirtschaftliches Archiv*, 136, p. 285-314.
- KRUGMAN P.** [1980], « Scale economics, product differentiation, and the pattern of trade », *The American Economic Review*, 70 (5), p. 950-959.
- KRUGMAN P. & A. VENABLES**, [1995], « Globalization and the inequality of nations. », *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4), p. 857-880.
- OVERMAN H., S. REDDING & A. VENABLES**, [2001], *Trade and geography: a survey of empirics*, London School of Economics, Miméo.
- REDDING S. & A. VENABLES** [2000], « Economic Geography and International Inequality », *CEPR Discussion Paper*, 2568.