

RENDEMENTS CROISSANTS ET STRUCTURE SPATIALE DES SALAIRES EN FRANCE

Sylvain Barde

OFCE-DRIC, Sophia Antipolis

La nouvelle économie géographique présente les « rendements croissants d'agglomération » comme une variable explicative privilégiée de la concentration spatiale de l'activité économique. Dans ce cadre théorique, ces rendements croissants découleraient d'une préférence pour la variété dans la consommation. Un des enjeux empiriques de la nouvelle économie géographique reste cependant l'estimation de leur taille. Nous cherchons à évaluer la présence de tels rendements croissants d'agglomération dans la structure spatiale des salaires français, en utilisant la méthodologie d'estimation développée pour le Royaume-Uni par Fingleton (2003). Le résultat central de notre étude est la présence statistiquement significative de rendements croissants d'agglomération sur les zones d'emploi françaises, du même ordre de grandeur que ceux trouvés par Fingleton. De plus, par rapport à l'analyse originale, nous montrons que l'analyse est peu sensible à la pondération des distances entre zones d'emploi, et que la prise en compte d'une plus grande dimension temporelle permet d'améliorer la significativité des résultats.

Mots clés : Économétrie spatiale. Rendements croissants.

Les « rendements croissants d'agglomération » sont un concept central de la littérature sur la localisation de l'activité économique. Face à la pression de la concurrence, à l'existence de coûts de congestions voire d'externalités négatives, la concentration des activités, visible dans la vie économique, ne peut exister que si les acteurs économiques y trouvent un intérêt. Pour Fujita et Thisse (1996), de tels rendements croissants d'agglomération sont essentiels pour expliquer la distribution géographique de l'activité économique. Fujita *et al.* (1999) reprennent cette affirmation comme le fondement central de la Nouvelle économie géographique (NEG) : une économie purement basée sur des rendements constants sur sa dimension spatiale ne pourrait être que dispersée dans l'espace, dans une situation qu'ils qualifient de « capitalisme de fond de jardin »¹. Alors que ces rendements croissants sont formalisés et abstraits dans la NEG, la science régionale et l'économie urbaine ont récemment contribué à spécifier leur nature. Duranton et Puga (2004) passent ainsi en revue les micro-fondations urbaines possibles à l'existence de ces rendements croissants et observent une « équivalence observationnelle » : beaucoup de mécanismes différents peuvent mener à un même effet de rendements croissants au niveau agrégé. Cependant, ils concluent que la cause première des rendements croissants d'agglomération dans tous ces mécanismes semble souvent être l'hétérogénéité des agents économiques. Les agents économiques se concentrent spatialement parce que c'est dans les centres urbains qu'ils disposeront de la plus grande variété de biens et services au moindre coût. Bien que la NEG approche ce problème de manière abstraite, avec une simplification et une formalisation poussée, ceci semble donc justifier son approche. En effet le formalisme au cœur du processus d'agglomération dans ce type d'analyse est souvent un modèle (Dixit-Stiglitz, 1977) qui fait l'hypothèse d'une préférence pour la variété au sein d'une fonction à élasticité de substitution constante (CES). C'est cette préférence pour la variété qui fonde les rendements croissants d'agglomération dans les analyses de la NEG.

Malgré l'importance affichée de ces rendements croissants comme l'explication des processus d'agglomération et d'urbanisation, ce n'est que récemment que des études empiriques ont tenté de les estimer. Ainsi, alors que Fujita et Thisse (1996), Krugman (1998) ou Ottaviano et Puga (1999) déplorent le peu d'études testant les hypothèses de la littérature théorique, Head et Mayer (2004) ou Brakman *et al.* (2006) passent en revue un grand nombre de résultats empiriques. Parmi les

1. Le terme original en anglais est « backyard capitalism ».

études empiriques récentes de modèles d'agglomération, celle de Fingleton (2003) utilise un modèle prenant en compte à la fois rendements croissants et *spillovers* spatiaux, estimé avec une méthode économétrique simple sur des données facilement disponibles. La conclusion centrale de cette étude est que l'on peut détecter un niveau significatif de rendements croissants à la densité de l'emploi, et donc à l'agglomération, pour le cas du Royaume-Uni.

Le premier objectif ici est de reproduire et de valider la méthodologie de Fingleton sur le cas français, en estimant l'importance des rendements croissants comme explication de la structure spatiale des salaires. De plus, une avancée par rapport à l'étude originale est que nous disposons de cinq années d'observations (2000-2004) au lieu de deux, ce qui augmente les possibilités d'analyse. Un deuxième objectif est donc de tester la robustesse des résultats et de la méthodologie avec une dimension temporelle plus importante.

La suite de l'étude est structurée de la manière suivante. La section 1 rappelle brièvement le modèle économétrique utilisé par Fingleton (2003). La section 2 présente les données ainsi que la méthode d'analyse, les résultats initiaux de cette analyse étant présentés dans la section 3. La section 4 présente le test de robustesse effectué sur la pondération de la matrice spatiale et la section 5 montre comment les résultats changent quand la dimension temporelle des données est pleinement prise en compte. La section 6 rassemble, enfin, les conclusions à tirer des analyses effectuées.

I. Rendements croissants et salaires

La littérature spatiale insiste sur le rôle fondamental joué par l'existence de rendements croissants basés sur l'hétérogénéité des biens ou des agents dans l'explication des processus d'agglomération et des structures spatiales de l'économie. Pour générer de tels effets, Fingleton utilise un modèle de production finale de biens et services Q , avec comme intrants le facteur travail M et un bien intermédiaire I , en fait un composite CES de services à l'entreprise. Il est important de préciser que le facteur travail est mesuré en unités d'efficacité.

$$Q = (M^\beta I^{1-\beta})^\sigma \quad (1)$$

En agrégeant les productions finales et intermédiaires, on peut écrire la production totale comme suit :

$$Q = \phi N^\gamma \quad (2)$$

$$\text{avec } N = EA \quad \text{et} \quad \gamma = \sigma(1 + (1 - \beta)(\mu - 1))$$

Ici E est la densité de l'emploi, qui sert de mesure de la concentration de l'activité. A est l'efficacité du facteur travail et l'élasticité γ est une élasticité composée. Le terme μ en particulier représente la présence possible de rendements croissants dans la production intermédiaire des services à l'entreprise I^2 . Dans ce modèle, les rendements croissants proviennent donc de l'augmentation de la variété des services à l'entreprise avec la densité de l'emploi, à travers la préférence pour la variété présente dans le composite CES I .

La justification centrale derrière l'utilisation de salaires comme variable dépendante privilégiée de l'analyse spatiale est qu'il n'y a pas de données sur la valeur ajoutée à des niveaux spatiaux suffisamment désagrégés, alors qu'il est possible de trouver des données sur le salaire moyen à ces mêmes niveaux spatiaux. Ceci implique qu'il est difficile d'estimer directement l'équation (2), et qu'il est préférable de prendre la dérivée par rapport à N pour obtenir l'équation des salaires.

$$\frac{\partial Q}{\partial N} = \frac{\gamma Q}{N} = w \quad (3)$$

Ceci est un résultat classique, où la part du travail représente le produit total Q multiplié par l'intensité d'utilisation γ . En prenant le logarithme de cette équation et en substituant les définitions de Q et N , on obtient l'équation des salaires, avec la constante $\alpha = \ln(\gamma) + \ln(\phi)$:

$$\ln(w) = \ln(\gamma) + \ln(Q) - \ln(N) \quad (4)$$

$$\ln(w) = \alpha + (\gamma - 1)\ln(E) - (\gamma - 1)\ln(A) \quad (5)$$

Pour l'instant, la spécification du modèle est basée sur la variable d'efficacité du facteur travail A . Celle-ci n'est pas mesurable directement, et doit donc être instrumentée par des variables supplémentaires. Fingleton inclut donc dans son modèle économétrique une variable éducation H et un indice d'intensité technologique T . De plus, comme les agents ne travaillent pas forcément dans la zone d'emploi dans laquelle ils résident, il faut prendre en compte la possibilité de spillovers spatiaux à travers un décalage spatial. Prenant en compte ces modifications, le modèle économétrique de Fingleton est :

$$\ln(w) = \alpha + \beta W \ln(w) + (\gamma - 1)(\ln(E) - \beta W \ln(E)) + \delta_1 H + \delta_2 T + \varepsilon \quad (6)$$

C'est ici que l'on peut voir l'un des avantages principaux de cette spécification : le paramètre estimé pour les rendements croissants à la densité de l'emploi est $(\gamma - 1)$, et non γ . Si il n'y a pas de rendements croissants d'agglomération, γ est égal à un et la variable composée de densité d'emploi $\ln(E) - \beta W \ln(E)$ disparaît de l'équation. Ceci permet donc de tester directement la présence de rendements croissants d'agglomération dans l'économie, simplement à travers le signe et la significativité statistique de la variable composée de densité d'emploi $\ln(E) - \beta W \ln(E)$.

2. Pour une dérivation plus complète du modèle économétrique à partir du modèle théorique, le lecteur est renvoyé à l'appendice de l'article de Fingleton (2003).

2. Données et méthode d'analyse

Comme cela a été indiqué plus haut, le premier objectif est d'essayer de reproduire pour le cas français les résultats obtenus avec la méthodologie développée par Fingleton. Il est donc important d'utiliser les mêmes variables que l'analyse d'origine ainsi que des données statistiques comparables. Le deuxième objectif est ensuite de déterminer la sensibilité de cette méthode et de ses résultats à des modifications spatiales et temporelles, pour multiplier les possibilités d'analyse au-delà du cadre méthodologique original. C'est pour cela que cinq années d'observations ont été rassemblées, contre deux années pour Fingleton. Afin d'illustrer de manière plus intuitive les relations potentielles entre ces variables, des diagrammes de dispersion entre la variable dépendante $\ln(w)$ et les diverses variables indépendantes sont disponibles dans l'appendice.

Les données relatives au salaire moyen par zone d'emploi pour la période 2000-2004 sont obtenues par agrégation au niveau de la zone d'emploi des données d'entreprise de la base DIANE. Les deux variables brutes utilisées sont l'effectif moyen de l'entreprise ainsi que le total annuel des salaires versés, ce qui permet de calculer le salaire moyen hebdomadaire par zone d'emploi. Il est important de préciser que cette base de données rassemble des données d'entreprise et non des données d'établissement, ce qui veut dire que dans le cas d'entreprises multi-établissements, la localisation géographique de l'ensemble des établissements est celle du siège. Les sièges de ces entreprises étant majoritairement basés dans des zones urbaines, les inclure revient à surpondérer les espaces urbains. Pour éviter ce problème, seules les données d'entreprises mono-établissements sont utilisées. Cependant, si les entreprises multi-établissements versent des salaires plus élevés, ceci aura pour effet potentiel de sous-estimer le salaire moyen dans les zones d'emploi où sont implantés ces établissements. L'effet de ce biais sur les résultats sera présenté dans la section suivante.

La variable de densité d'emploi E est simplement le nombre d'employés par zone d'emploi pour la période 2000-2004 divisé par la surface de chaque zone d'emploi en km^2 . Les estimations de l'emploi par zone d'emploi sont calculées par l'INSEE à partir de la Déclaration annuelle des données sociales (DADS) et sont disponibles gratuitement en ligne. Les surfaces des zones d'emploi sont calculées par simple agrégation des surfaces des communes qui la composent. La source utilisée pour ces données géographiques est le Répertoire géographique des communes (RGC) de l'IGN.

La première des variables exogènes est la variable éducation, H , qui est la proportion de la population active dans une zone d'emploi ayant atteint le niveau du baccalauréat. Ceci correspond à la mesure utilisée par Fingleton, basée sur les A-levels. Les données utilisées proviennent

du recensement de 1999, et concernent la population âgée de plus de 15 ans. La deuxième variable exogène du modèle est la variable technologique T . Comme pour Fingleton, elle représente la part relative du salariat d'une zone d'emploi employée dans les activités informatiques (code NAF 72) et dans l'industrie de recherche et développement (code NAF 73). Cette variable reflète donc la spécialisation relative de la masse salariale d'une zone d'emploi dans les activités de haute technologie. Elle est calculée pour l'année 1999 à partir de la même base de données que celle utilisée pour les salaires, et donc seules les entreprises mono-établissement sont conservées. Ceci a sans doute pour conséquence un biais similaire à celui déjà évoqué pour la variable des salaires.

Pour finir, le dernier élément important est la matrice de pondération spatiale W . Celle-ci est définie comme suit, à partir d'une simple matrice des distances entre zones d'emploi et un taux de friction τ :

$$W_{i,j} = \exp(-\tau_i d_{i,j}) \quad \text{pour } i \neq j$$

$$W_{i,j} = 0 \quad \text{pour } i = j \text{ ou } d_{i,j} > 100 \text{ km}$$

Comme cela a été expliqué précédemment, la matrice W reflète le fait que les travailleurs eux-mêmes sont mobiles entre les zones d'emploi et ne résident pas forcément dans la zone d'emploi où ils sont employés. Cette matrice W fournit les relations spatiales existantes entre les zones d'emploi françaises, à partir desquelles seront estimés les spillovers entre les zones d'emploi.

Les distances entre les zones d'emploi sont calculées à partir du RGC, déjà utilisé pour calculer la surface de ces zones d'emploi. Les éléments diagonaux de la matrice ainsi que des éléments représentant une distance au-delà de 100 kilomètres sont éliminés, pour ne prendre en compte que l'influence potentielle des zones d'emploi proches ou avoisinantes. De plus, comme pour Fingleton, le taux de friction τ qui pondère la matrice spatiale est spécifique à chaque zone d'emploi, et il est déterminé à partir de données de déplacements domicile/travail. Pour une zone d'emploi i , le taux de friction τ_i est calibré par un processus itératif pour minimiser la relation suivante :

$$\sum_j (p_j - N_j \exp(-\tau_i \times d_j))^2$$

Ici d_j représente une tranche de distance donnée³, P_j la proportion de salariés qui parcourent en moyenne cette distance pour travailler et N_j est le nombre de zones d'emploi voisines de i comprises dans cette tranche. Pour chaque zone d'emploi i , le taux de friction τ_i est donc celui qui reproduit le mieux la structure des déplacements au travail. Il faut noter que ce calibrage est moins détaillé que celui de Fingleton,

3. Il s'agit de 16 tranches de 5 kms, couvrant un rayon de 0-80 kms et une tranche « plus de 80 kms ».

où le paramètre τ_i pour chaque localité est calibré par rapport à des données sur les déplacements domicile/travail spécifiques à cette localité, et non pas par rapport à la moyenne nationale comme c'est le cas ici. Le test de robustesse de la section 4 montrera cependant que cette différence importe peu.

Puisque l'objectif initial est de tenter de reproduire ces résultats pour le cas français, la méthodologie économétrique utilisée dans cette section est la même que celle développée par Fingleton, c'est-à-dire une estimation en double moindres carrés itérée. L'estimation en double moindres carrés, tout d'abord, est choisie parce que les salaires w et la densité de l'emploi E sont des variables qui, en toute vraisemblance, sont déterminées conjointement, ce qui signifie qu'il y a une variable endogène comme variable indépendante. Au-delà du problème de l'endogénéité de la variable E , de nombreuses études, parmi lesquelles Anselin (1988) ou Fingleton (1999), montrent que la présence à droite de la régression d'un décalage spatial de la variable dépendante, ici $W\ln(w)$, fait qu'une estimation par les moindres carrés ordinaires ne convergerait pas⁴. C'est donc pour ces deux raisons que Fingleton justifie l'utilisation des doubles moindres carrés pour ce cas de figure.

Ceci implique néanmoins que des instruments doivent être fournis pour les deux variables $W\ln(w)$ et $\ln(E)$. Pour $\ln(E)$, Fingleton utilise la méthode du triple groupe de Kennedy (1992), méthode qui est aussi utilisée ici. Ceci consiste à créer un instrument E_i qui pour chaque zone d'emploi prend la valeur -1 , 0 ou 1 selon que la densité de l'emploi E dans cette zone est classée dans le tiers inférieur, central, ou supérieur. Cette méthode permet de créer des instruments peu corrélés avec le terme d'erreur sans pour autant nécessiter d'informations supplémentaires. Comme dans Fingleton, les autres instruments fournis sont les variables exogènes H et T , ainsi que le décalage spatial de ces trois instruments, WE_i , WH et WT . Ces deux dernières variables servent d'instruments pour le décalage spatial de la variable dépendante, $W\ln(w)$. Kelejian et Prucha (1998) montrent en effet que pour qu'elle soit convergente, l'estimation en double moindres carrés d'un modèle spatial autorégressif doit contenir au minimum comme instruments le décalage spatial de toutes les variables exogènes. C'est pour cette raison que Fingleton utilise WH et WT comme instruments pour $W\ln(w)$ et que cette procédure est reproduite ici.

La fiabilité des estimations en doubles moindres carrés repose cependant sur deux hypothèses centrales. La première est celle de l'exogénéité des instruments, qui ne doivent pas être corrélés avec le terme d'erreur. Le fait qu'un des instruments principaux, E_i , est une transformation de la variable $\ln(E)$, qui, elle, est corrélée avec l'erreur

4. Pour une revue plus générale de l'économétrie sur des données spatiales, voir Le Gallo (2002) ou Jayet (2001).

soulève ce problème potentiel. Un test de Sargan est donc effectué dans l'ensemble des régressions de cet article afin de vérifier l'exogénéité des instruments. La seconde hypothèse centrale des doubles moindres carrés est celle de la pertinence des instruments. En effet, Staiger et Stock (1997) montrent que les estimations en doubles moindres carrés ne sont pas fiables si la pertinence des instruments choisis par rapport aux variables endogènes est en dessous d'un certain seuil. Deux méthodes sont donc utilisées pour tester cette hypothèse de pertinence. La première est la règle empirique de Staiger et Stock (1997), et la seconde le test développée dans Stock et Yogo (2005) ⁵.

Un dernier élément de méthodologie est que pour estimer le paramètre $(\gamma - 1)$ correctement, il faut contraindre le paramètre sur le décalage spatial de la densité de l'emploi $W\ln(E)$ dans l'équation (6) à être égal à celui sur le décalage spatial des salaires $W\ln(E)$. Ceci est accompli à travers un processus d'estimations itératif. Pour démarrer le processus, la variable composée de la densité de l'emploi est simplement $(\ln(E) - W\ln(E))$. Ceci permet d'obtenir une première estimation du paramètre β sur le décalage spatial des salaires, qui sert à recalculer $(\ln(E) - \beta W\ln(E))$. Une nouvelle estimation est ensuite effectuée pour affiner l'estimation de β . Ce processus itératif continue jusqu'à ce que les améliorations incrémentielles de β tombent en dessous d'une tolérance spécifiée, ici 10^{-4} .

3. Résultats préliminaires

Le premier objectif de l'analyse est d'essayer de reproduire les résultats de Fingleton pour le cas français. Le tableau 1 montre les résultats d'une analyse préliminaire, dans laquelle le modèle (6) est estimé en traitant chaque année d'observations comme une série transversale séparée.

À part la constante, la seule variable significative sur l'ensemble des années est celle des rendements croissants. Les variables éducation et technologie apparaissent comme significatives sur quelques années seulement et les *spillovers*, quand à eux, semblent n'apporter aucune amélioration à l'estimation. De plus, les diagnostics effectués sur ces estimations soulèvent un problème. Un premier test révèle en effet une

5. Cette règle empirique consiste à juger comme non pertinent, ou « faible », tout ensemble d'instruments dont la statistique de F de significativité jointe dans l'estimation de la première étape des doubles moindres carrés est inférieure à 10. Ce test doit être effectué séparément pour chaque variable endogène instrumentée. Le test de Stock et Yogo formalise cette règle à l'aide d'un seul test pour l'ensemble des variables endogènes instrumentées. S'il n'y a qu'une variable endogène instrumentée, le test de Stock et Yogo (2005) correspond à la statistique de F de la significativité jointe des instruments dans l'estimation de la première étape des doubles moindres carrés.

1. Régression transversale préliminaire, variable dépendante : logarithme des salaires

Variable	Paramètre	2000	2001	2002	2003	2004
Constante	α	5.8144*** (0.0000)	5.8290*** (0.0000)	5.8619*** (0.0000)	5.8728*** (0.0000)	5.9368*** (0.0000)
Spillover spatial	β	0.0085 (0.3158)	0.0130 (0.1096)	0.0039 (0.6516)	0.0091 (0.2531)	0.0024 (0.7469)
Rendement croissant	$\gamma-1$	0.0438*** (0.0000)	0.0413*** (0.0000)	0.0448*** (0.0000)	0.0319*** (0.0003)	0.0324*** (0.0001)
Éducation	δ_1	0.0354 (0.7746)	0.0899 (0.4585)	0.0513 (0.6936)	0.2865** (0.0178)	0.1587 (0.1644)
Technologie	δ_2	2.0143 (0.1053)	0.0139 (0.1069)	0.0267*** (0.0039)	0.0131 (0.1242)	0.0149* (0.0627)
Diagnostics						
Nombre d'observations		348	348	348	348	348
R ²		0.2563	0.2805	0.2770	0.2800	0.2293
Corrélation In(w) – résidus		0.8338	0.8180	0.8206	0.8323	0.8528
Test de Sargan	(χ^2 , 5 degrés de liberté)	0.8293	0.7732	0.7801	0.9761	1.1143
Prob	(H0 = pas de corrélation avec le terme d'erreur)	(0.9751)	(0.9787)	(0.9783)	(0.9645)	(0.9528)
Test de Stock-Yogo	(Valeur critique à 5 % = 11.04)	46.394,93	46.789,59	46.768,49	46.292,24	46.595,88
I de Moran standardisé		0.7463	0.9073	0.6573	0.6220	0.8749
Prob (H0 = pas d'auto-corrélation spatiale)		(0.4555)	(0.3643)	(0.5110)	(0.5340)	(0.3817)

*** Significatif au seuil de 1 %, ** Significatif au seuil de 5 %, * Significatif au seuil de 10 %.

forte corrélation entre le logarithme des salaires et les résidus de l'estimation, ce qui suggère l'existence de variables omises de la régression. Pour tester la présence éventuelle d'auto-corrélation spatiale dans les résidus de l'estimation, un test de Moran est effectué sur ces résidus. La spécification utilisée est celle développée par Anselin et Kelejian (1997), car il faut prendre en compte la présence de variables endogènes et d'un décalage spatial de la variable dépendante dans les régresseurs. Anselin et Kelejian montrent en effet que dans ces conditions, le test de Moran standard de Cliff et Ord (1973), qui utilise les moindres carrés ordinaires, donne des résultats non convergents. Les tests de Moran effectués ici suggèrent qu'il n'y a pas d'auto-corrélation spatiale significative.

En ce qui concerne la validité des instruments, toutes les estimations passent le test de Sargan, ce qui suggère qu'il n'y a pas de corrélation significative entre les instruments et le terme d'erreur, bien que l'instrument E_i soit construit à partir d'une variable *a priori* endogène. En ce qui concerne la pertinence des instruments, l'hypothèse de faible pertinence est systématiquement rejetée. La forte valeur de la statistique de test est due au fait que les instruments sont très significatifs pour chacune des deux variables instrumentées $W\ln(w)$ et $\ln(E)$. En effet, les statistiques de F de significativité jointe des instruments, obtenues lors de la première étape des doubles moindres carrés, sont de 892 pour $W\ln(w)$ et 223 pour $\ln(E)$. Ces valeurs sont bien supérieures au seuil empirique de 10, suggéré par Staiger et Stock (1997), en dessous duquel on peut douter de la pertinence des instruments⁶. Le test de Stock et Yogo mesurant la pertinence des instruments simultanément sur les deux variables $W\ln(w)$ et $\ln(E)$, il semble normal que la statistique soit bien plus élevée. En effet, intuitivement, la probabilité jointe que les instruments soient faibles à la fois pour $W\ln(w)$ et $\ln(E)$ est multiplicativement plus petite que la probabilité qu'ils ne soient faibles que sur l'une de ces variables. Cette forte pertinence des instruments, constante dans toutes les régressions effectuées, provient sans doute du fait qu'ils sont construits à partir des variables existantes du modèle, soit à l'aide de la méthode en trois groupes de Kennedy (1992), soit par un décalage spatial comme dans le cas de WH et WT .

Ces diagnostics sont en ligne avec l'analyse de Fingleton, qui rapporte des tests équivalents, bien qu'avec une corrélation salaires/résidus moins forte et une auto-corrélation spatiale plus élevée⁷. L'interprétation faite dans cette étude de la forte corrélation entre le logarithme des salaires

6. Les résultats de cette règle empirique ne sont pas reportés dans les tableaux car les résultats sont très réguliers, la plupart étant du même ordre de grandeur que ceux présentés plus haut. La plus petite statistique de F observée est de 46, ce qui satisfait encore le critère de Staiger et Stock (1997).

7. Fingleton (2003) rapporte ainsi une corrélation de 0.5279 pour 1999 et 0.5495 pour 2000 entre les salaires et les résidus. Les statistiques de Moran sont de 2.659 pour 1999 et 1.002 pour 2000, ce qui suggère la présence d'auto-corrélation spatiale en 1999 mais pas en 2000.

et les résidus est qu'il existe des variables inobservables affectant la productivité du travail, en particulier les *spillovers* spatiaux technologiques et les externalités spatiales à la Jacobs/Marshall. Pour corriger ce problème de variables spatiales omises, Fingleton introduit dans son modèle économétrique pour l'année 2000 les résidus de l'estimation de (6) pour l'année 1999 :

$$\begin{aligned} W\ln(w) = & \alpha + \beta W\ln(w) + (\gamma - 1)(\ln(E) - \beta W\ln(E)) \\ & + \delta_1 H + \delta_2 T + \delta_3 r_{-1} + \varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

Les résidus de 1999 (r_{-1}) servent ainsi d'instrument mesurant la réalisation des externalités omises dans la spécification originale. La méthode d'analyse utilisée reste la même, à ceci près que ces résidus risquent d'être eux-mêmes corrélés avec les erreurs du modèle, et donc doivent être eux aussi instrumentés. Fingleton construit ces instruments supplémentaires de la même manière que les instruments précédents : $(r_{-1})_I$ prend la valeur -1 , 0 et 1 selon que la valeur des résidus est dans le tiers inférieur, central ou supérieur et $W(r_{-1})_I$ est le décalage spatial de cet instrument.

Comme pour le modèle précédent, cette spécification est estimée de manière transversale, en utilisant pour chaque année les résidus des estimations du tableau 1 comme mesure des variables omises. Comparées au tableau 1, les valeurs des paramètres changent peu, mais leur significativité statistique est améliorée. Le paramètre des variables omises en particulier est toujours très significatif, ce qui confirme que les variables du modèle théorique ne suffisent pas à expliquer les variations spatiales des salaires. Pour ce qui est des tests de diagnostics, la corrélation entre le logarithme des salaires et les résidus est nettement plus petite que précédemment, bien que toujours présente. Comme pour le tableau 1, les instruments semblent très pertinents et l'hypothèse d'exogénéité reste rejetée pour toutes les années sauf 2004. Cette amélioration des diagnostics et de la significativité statistique des paramètres, à la suite de l'inclusion des résidus, est aussi observée par Fingleton. De plus, la plupart des valeurs estimées pour les paramètres sont proches de celles trouvées par Fingleton⁸. Ceci suggère que la méthodologie de cette étude a été reproduite ici de manière satisfaisante.

8. Les paramètres obtenus par Fingleton sont $\alpha = 5.5460$; $\beta = 0.0014$; $(\gamma - 1) = 0.016$; $\delta_1 = 0.2929$; $\delta_2 = 0.0503$ et $\delta_3 = 0.7762$.

2. Régression transversale avec résidus, variable dépendante : logarithme des salaires

Variable	Paramètre	2001	2002	2003	2004
Constante	α	5.8287*** (0.0000)	5.8622*** (0.0000)	5.8729*** (0.0000)	5.9370*** (0.0000)
Spillover spatial	β	0.0133*** (0.0026)	0.0051 (0.2682)	0.0094* (0.0730)	0.0033 (0.4478)
Rendement croissant	$\gamma-1$	0.0412*** (0.0000)	0.0430*** (0.0000)	0.0314*** (0.0000)	0.0310*** (0.0000)
Éducation	δ_1	0.0902 (0.1679)	0.0658 (0.3387)	0.2907*** (0.0003)	0.1702** (0.0101)
Technologie	δ_2	0.0139*** (0.0030)	0.0270*** (0.0000)	0.0133** (0.0183)	0.0152*** (0.0012)
Variables omises	δ_3	0.7783*** (0.0000)	0.8713*** (0.0000)	0.7040*** (0.0000)	0.7750*** (0.0000)
Diagnostics					
Nombre d'observations		348	348	348	348
R ²		0.7907	0.7983	0.6921	0.7428
Corrélation In(w) – résidus		0.5004	0.4918	0.5505	0.4864
Test de Sargan	(χ^2 , 6 degrés de liberté)	3.9218	8.8858	1.5045	14.7005
Prob	(H0 = pas de corrélation avec le terme d'erreur)	(0.6873)	(0.1801)	(0.9592)	(0.0227)
Test de Stock-Yogo	(Valeur critique à 5% = 12.20)	17947.63	17284.00	15119.16	16739.78
I de Moran standardisé		0.20935	-0.0821	-0.3541	-0.0533
Prob(H0 = pas d'auto-corrélation spatiale)		(0.8342)	(0.9346)	(0.7233)	(0.9575)

*** Significatif au seuil de 1 % ; ** Significatif au seuil de 5 % ; * Significatif au seuil de 10 %.

Les résultats de ces estimations suggèrent la présence significative de rendements croissants avec un paramètre γ égal à 1,03-1,04. Ceci implique qu'une fois qu'on a contrôlé pour l'intensité technologique, le niveau éducatif et les déplacements au travail, les différences de productivité du travail, et donc de salaires, entre zones d'emploi sont plus que proportionnelles aux différences de densité. De plus, comme, cela a été indiqué dans la section 1, ce paramètre γ est en fait une élasticité, ce qui permet d'évaluer la prime à la densité à 3 – 4 % de la variation de densité. Il est important de préciser cependant qu'il s'agit d'une mesure à l'échelle de la France, qui ne donne donc pas d'information sur l'importance locale des effets de ces rendements croissants, ni sur le mécanisme spécifique qui les génère au sein du tissu industriel.

Dans l'ensemble, cependant, la principale différence avec les résultats de Fingleton sur le Royaume-Uni est le fait que les *spillovers* spatiaux, mesurés par le paramètre β , semblent assez peu significatifs. La première explication possible est liée au biais mentionnée dans la section précédente. En utilisant des données d'entreprises mono-établissement plutôt que des données d'établissement, la mesure des salaires moyens sera biaisée vers le bas dans les zones d'emploi où sont implantées les filiales des entreprises multi-établissements, majoritairement des zones d'emploi urbaines. Ceci est visible dans les diagrammes de dispersion en appendice, où les nuages de points sont relativement plats.

La seconde explication possible du relatif manque de significativité des *spillovers* par rapport à l'analyse de Fingleton est la moindre résolution spatiale de la matrice W . L'étude de Fingleton utilise un découpage de 408 « local authorities » pour un pays, le Royaume-Uni, qui a une surface de 245 000 km². Les analyses effectuées ici utilisent 348 zones d'emploi pour couvrir une surface plus importante, de 550 000 km². Les valeurs individuelles W_{ij} de la matrice W dépendent du nombre de personnes qui franchissent la frontière entre deux zones d'emploi i et j dans leurs déplacements au travail. Il semble clair que pour une distribution de migration au travail fixe, plus le découpage spatial de W sera fin, plus le nombre d'agents changeant de région pour aller travailler sera élevé, et donc plus deux régions données paraîtront proches. Pour une structure spatiale donnée, ce changement de découpage donnera une matrice W plus grande, plus riche et plus connectée, ce qui risque d'influencer la mesure des *spillovers*. Duranton et Overman (2005), dans une étude de concentration industrielle selon la méthode de Ellison et Glaeser (1997), montrent que l'utilisation de données spatiales discrètes introduit un biais qui dépend de la résolution de la grille, et que ceci est un problème classique de la littérature spatiale. Pour l'éviter, ils développent des indices de concentration de la localisation qui utilisent une dimension spatiale continue et non discrète. Cette technique ne peut cependant pas être utilisée ici car la définition même de la matrice de structure spatiale W dépend du fait

qu'il y a un nombre fini de localisations. C'est donc en partie pour évaluer l'importance de ce biais qu'il est important de tester la robustesse des estimations à la pondération de la matrice W .

4. Pondération spatiale et robustesse des résultats

La méthodologie de l'analyse de Fingleton ayant été reproduite plus haut, il est important d'en tester la robustesse. Le premier test effectué vise à établir l'effet d'un changement dans la pondération de la matrice spatiale. Pour cela, le taux de friction τ_i , initialement calibré avec des données de déplacement au travail, est remplacé par un taux de friction τ unique pour toutes les régions. Outre le problème du biais spatial évoqué plus haut, la justification de ce test est que les données de migration au travail ne sont pas toujours disponibles selon les pays ou régions. Pour ces deux raisons, il est important de déterminer la sensibilité des régressions à la pondération de W , et donc à la structure spatiale introduite dans le modèle. Le modèle corrigé (7), incluant les résidus comme instrument des variables omises est estimé à nouveau mais, cette fois ci, avec une matrice spatiale W calculée avec un taux de friction τ commun à toutes les régions et égal à 0.025.

$$W_{i,j} = \exp(-0.025 \times d_{i,j}) \quad \text{pour } i = j$$

$$W_{i,j} = 0 \quad \text{pour } i = j \text{ ou } d_{i,j} > 100 \text{ km}$$

Non seulement le taux de friction est maintenant commun à toutes les zones d'emploi, mais la valeur choisie est basse, comparée aux estimations effectuées précédemment⁹. Le but de ce niveau artificiellement bas est de produire une structure spatiale plus forte, puisque les relations entre zones d'emploi, mesurées par les éléments $W_{i,j}$ de la matrice W , seront plus élevées que dans les cas précédents. Ceci permet aussi d'imiter un choix conservateur sur les paramètres que pourrait faire un chercheur n'ayant pas de données de migration au travail entre régions.

Le tableau 3 montre que les résultats des ces estimations sont à peu près les mêmes que celles de la section précédente. Il n'y a pas de changement notable ni dans la valeur des estimations, ni dans leur significativité statistique. De manière plus importante, les tests de diagnostics ne semblent pas non plus être affectés de manière significative par rapport à l'estimation précédente avec un taux de friction plus détaillé.

9. Dans les tableaux 1, 2 et 4, la moyenne de τ_i sur les 348 zones d'emploi pour est 0.0646. La valeur médiane est 0.0616. Des tests de robustesse ont aussi été effectués avec un τ encore plus bas (0.02, 0.01 et 0.005), mais ne sont pas rapportés en détail, les résultats étant très proches de ceux du tableau 3.

3. Régression transversale avec instruments, $\tau = -0.025$, variable dépendante : logarithme des salaires

Variable	Paramètre	2001	2002	2003	2004
Constante	α	5.8344*** (0.0000)	5.8623*** (0.0000)	5.8771*** (0.0000)	5.9380*** (0.0000)
Spillover spatial	β	0.0012*** (0.0040)	0.0007 (0.1236)	0.0006* (0.2166)	0.0004 (0.3191)
Rendement croissant	$\gamma-1$	0.0439*** (0.0000)	0.0443*** (0.0000)	0.0353*** (0.0000)	0.0311*** (0.0000)
Éducation	δ_1	0.0667 (0.3087)	0.0498 (0.4703)	0.2615*** (0.0010)	0.1667** (0.0116)
Technologie	δ_2	0.0110*** (0.0214)	0.0248*** (0.0000)	0.0117** (0.0418)	0.0141*** (0.0033)
Variabes omises	δ_3	0.7731*** (0.0000)	0.8636*** (0.0000)	0.7029*** (0.0000)	0.7714*** (0.0000)
Diagnostics					
Nombre d'observations		348	348	348	348
R ²		0.7904	0.7971	0.6914	0.7433
Corrélation In(w) – résidus		0.5037	0.4980	0.5508	0.4934
Test de Sargan	(χ^2 , 6 degrés de liberté)	3.6436	5.4603	1.2809	14.603
Prob	(H0 = pas de corrélation avec le terme d'erreur)	(0.7248)	(0.4863)	(0.9727)	(0.0236)
Test de Stock-Yogo	(Valeur critique à 5% = 12.20)	17725.02	16390.94	14583.63	16853.77
I de Moran standardisé		0.3707	-0.0793	-0.3344	-0.0547
Prob(H0 = pas d'auto-corrélation spatiale)		(0.7109)	(0.9368)	(0.7381)	(0.9564)

*** Significatif au seuil de 1 % ; ** Significatif au seuil de 5 % ; * Significatif au seuil de 10 %.

Ceci est un résultat majeur car le changement de matrice W résultant du changement du taux de friction τ est important, et affecte toutes les variables et instruments ayant un décalage spatial. Leur valeur devient ainsi plus élevée, reflétant la connectivité plus forte implicitement créée par le taux de friction plus bas. Le fait que les estimations ne sont pas vraiment affectées par ce changement de pondération des distances tend à minimiser l'importance des données de migration manquantes ou mal mesurées par l'estimation des *spillovers* spatiaux.

5. L'utilisation de la dimension temporelle

Un deuxième objectif de notre étude est l'introduction d'une dimension temporelle plus grande dans le modèle économétrique. En effet, toutes les estimations présentées jusqu'à maintenant sont des estimations transversales sans dimension temporelle, même celles incluant les résidus de l'année précédente. Dans ce cas, en effet, les résidus retardés sont en effet supposés servir de mesure pour d'éventuelles variables omises. Si l'on ne dispose que de deux années d'observations, la présence de ces résidus retardés réduit l'estimation à nouveau à une dimension transversale.

Si par contre il y a plus de deux années d'observations, comme c'est le cas ici, alors en théorie il devient erroné d'utiliser le modèle (7) année par année, puisque la spécification utilisée pour générer les résidus ne sera pas la même que celle utilisée pour estimer les paramètres. Par exemple, il n'est théoriquement pas possible de comparer les paramètres corrigés pour 2003 et 2004 car l'estimation de 2004 fait implicitement l'hypothèse d'une régression « naïve » en 2003, différente de celle qui fournit les paramètres corrigés de 2003.

Ce problème vient du fait que le modèle corrigé (7) est en fait implicitement un modèle d'auto-régression à retards distribués (ADL), et que son estimation sur plus de deux ans nécessite en théorie la prise en compte explicite de cette dimension dynamique, par exemple avec une spécification du type :

$$\ln(w_t) = \alpha + \delta_3 \ln(w_{t-1}) + \beta_1 W \ln(w_t) + \beta_2 W \ln(w_{t-1}) + (\gamma_1 - 1)(\ln(E_t) - \beta_1 W \ln(E_t)) + (\gamma_2 - 1)(\ln(E_{t-1}) - \beta_2 W \ln(E_{t-1})) + \delta_1 H_t + \delta_2 T_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

En pratique une telle estimation engendrait des problèmes, principalement liés au processus itératif utilisé pour contraindre le paramètre de la variable composée de la densité d'emploi, $\ln(E_t) - \beta_1 W \ln(E_t)$. En particulier, il n'est pas possible en règle générale de calculer le paramètre de long terme pour les rendements croissants ($\gamma - 1$). La variable composée de la densité d'emploi, $\ln(E_t) - \beta_1 W \ln(E_t)$, ne sera pas la même en t et en $t - 1$, car les paramètres sur les *spillovers* en t

et $t - 1$, β_1 et β_2 , ne seront pas les mêmes. Lorsque les indices temporels de l'ADL sont égalisés pour calculer les paramètres de long terme, il n'est donc pas possible de simplement additionner $\ln(E_t) - \beta_1 W \ln(E_t)$ et $\ln(E_{t-1}) - \beta_2 W \ln(E_{t-1})$, car elles ont été construites différemment.

Pour éviter ce problème tout en essayant d'utiliser l'ensemble de la dimension temporelle, une analyse groupée est effectuée sur l'ensemble des observations. L'hypothèse faite ici est qu'il n'y a peu ou pas de variation de la structure spatiale sur la période de l'étude (2000-2004). Sous cette hypothèse d'absence de variation temporelle, grouper les observations ne crée pas une mauvaise spécification par rapport à un modèle explicitement dynamique comme celui présenté plus haut. Ceci permet de conserver la facilité de l'analyse originale tout en prenant en compte l'ensemble des observations sur la dimension temporelle. En effet, le regroupement des observations permet de garder une analyse purement transversale, comme celle de Fingleton et du tableau 2.

Pour obtenir les résultats, une estimation du modèle de base (6) est d'abord effectuée sur la période 2000-2003 pour contraindre les paramètres à être identiques. On procède alors à l'estimation du modèle corrigé (7) sur la période 2001-2004, en incluant année par année les résidus de cette première estimation, toujours pour contraindre les paramètres à être identiques sur les 4 ans. Une deuxième version de l'estimation corrigée sur 2001-2004 est effectuée en n'utilisant que les résidus de 2000 pour toutes les années au lieu de ceux 2000-2003. Bien qu'elle ne constitue pas un test strict, cette deuxième estimation permet d'évaluer l'hypothèse de l'absence d'une variation temporelle importante et donc de valider cette approche par rapport à une spécification qui prendrait en compte un ajustement dynamique. Les résultats de ces deux estimations sont visibles dans le tableau 4.

4. Régression groupée 2001-2004, variable dépendante : logarithme des salaires

Variation	Paramètre	Version (1)	Version (2)
Constante	α	5.8752*** (0.0000)	5.8748*** (0.0000)
Spillover spatial	β	0.0077*** (0.0011)	0.0073*** (0.0064)
Rendement croissant	$\gamma - 1$	0.0367*** (0.0000)	0.0377*** (0.0000)
Éducation	δ_1	0.1533*** (0.0000)	0.1453*** (0.0003)
Technologie	δ_2	0.0173*** (0.0000)	0.0171*** (0.0000)
Variables omises	δ_3	0.7835*** (0.0000)	0.7492*** (0.0000)
Diagnostics			
Nombre d'observations		1392	1392
R ²		0.7610	0.6942
Corrélation	$\ln(w) - \text{résidus}$	0.5131	0.5805
Test de Sargan	χ^2 , 6 degrés de liberté	17.4955	10.3849
Prob	(H0 = pas de corrélation avec le terme d'erreur)	(0.0076)	(0.1094)
Test de Stock-Yogo	(Valeur critique à 5 % = 12.20)	235637.39	297969.92
Tests de Moran			
H0 = pas d'auto-corrélation spatiale		Valeur	Prob
I standardisé 2001		0.2113	(0.8327)
I standardisé 2002		-0.0886	(0.9294)
I standardisé 2003		-0.3491	(0.7271)
I standardisé 2004		-0.0597	(0.9524)
		Valeur	Prob
		0.2094	(0.8341)
		0.2235	(0.8232)
		-0.4266	(0.6697)
		0.0096	(0.9924)

*** Significatif au seuil de 1 % ; ** Significatif au seuil de 5 % ; * Significatif au seuil de 10 %.

Une première observation est que les valeurs absolues des paramètres estimés changent peu par rapport à l'analyse corrigée du tableau 2. Les valeurs estimées sont ainsi toujours en ligne avec les résultats de Fingleton pour le Royaume-Uni. Par rapport au tableau 2, l'apport de la prise en compte de toute la dimension temporelle 2000-2004 est le fait que les paramètres sont maintenant tous fortement significatifs, y compris le paramètre des *spillovers* spatiaux qui ne l'était pas systématiquement auparavant.

Le deuxième aspect positif de l'intégration de la dimension temporelle est que la corrélation des salaires avec l'erreur est en ligne avec les valeurs du tableau 2. Certes, cette corrélation est toujours présente et elle est plus importante que celle rapportée dans Fingleton¹⁰. Néanmoins, la stabilité de ce test montre que la pleine utilisation de la dimension temporelle n'induit pas *a priori* de problème de spécification. Le seul test de diagnostic affecté négativement par l'utilisation de la dimension temporelle est le test de Sargan. Ainsi, l'hypothèse d'exogénéité des instruments est rejetée pour la première version du modèle et pour la seconde version ; bien que la statistique de test soit toujours valable, elle est moins nette que dans le tableau 2.

Un dernier élément important est la robustesse des résultats dans la seconde version de la régression groupée, qui utilise comme mesure des variables omises les résidus de 2000 au lieu de l'ensemble des résidus de 2000-2003. À part le test de Sargan, l'ensemble des tests de diagnostics de la seconde version sont légèrement moins bons que ceux de la première version, ce qui reflète bien le fait qu'il y a moins d'information dans la variable (r_{-1}) pour corriger l'existence de variables omises. Les paramètres, en revanche, restent significatifs et très proches de ceux obtenus avec la première version. Cette proximité des estimations confirme qu'il y a effectivement peu de variation de la structure spatiale des salaires et de l'emploi dans le temps, ce qui valide l'utilisation de cette régression groupée par rapport à une analyse explicitement dynamique. De plus, cette proximité des paramètres estimés, alors que le test de Sargan est rejeté dans un cas et accepté, même marginalement, dans l'autre, suggère que l'absence d'exogénéité des instruments dans la première version a peu d'impact sur la valeur estimée des paramètres. Étant donné ce peu de variation entre les deux estimations, les résultats du tableau 5 suggèrent qu'il y a effectivement peu de variation de la structure spatiale des salaires dans le temps, et donc qu'une régression groupée est la meilleure façon d'utiliser une éventuelle dimension temporelle.

10. La corrélation la plus basse rapportée dans Fingleton est celle résultant de l'estimation pour l'année 2000, corrigée avec les résidus de 1999. Celle-ci est de 0.3159.

6. Conclusion

En utilisant la méthodologie de double moindres carrés itérée développée par Fingleton sur les 348 zones d'emploi françaises, il est possible d'obtenir des résultats similaires à ceux de l'analyse originale. En particulier, conformément aux indications théoriques mentionnées en introduction, les rendements croissants d'agglomération semblent être une variable explicative significative de la structure spatiale des salaires en France. Ces résultats semblent en outre être robustes à la pondération de la matrice spatiale W . Ce qui ressort en effet des tests de robustesse sur la pondération de W est que la valeur particulière du taux de friction τ importe peu pour les résultats, tant qu'elle est significativement plus basse que la valeur réelle de τ .

Si l'on dispose de plusieurs années d'observations et que l'on veut utiliser pleinement cette dimension temporelle avec ce type d'analyse, alors plusieurs options sont possibles. Le modèle principal de Fingleton, où les résidus d'une estimation antérieure servent comme instrument pour d'éventuelles variables omises, est implicitement une forme d'ADL. Une estimation directe d'une telle spécification pose problème car les contraintes imposées sur le modèle lors du processus itératif font qu'il n'est pas possible en général de récupérer le paramètre de long terme sur les rendements croissants. Notre analyse montre qu'en prenant avantage du fait qu'il y a peu de variation le long de la dimension temporelle, une simple régression groupée permet d'obtenir une amélioration de la significativité des résultats par rapport à l'utilisation d'une simple analyse transversale sur deux ans.

Références bibliographiques

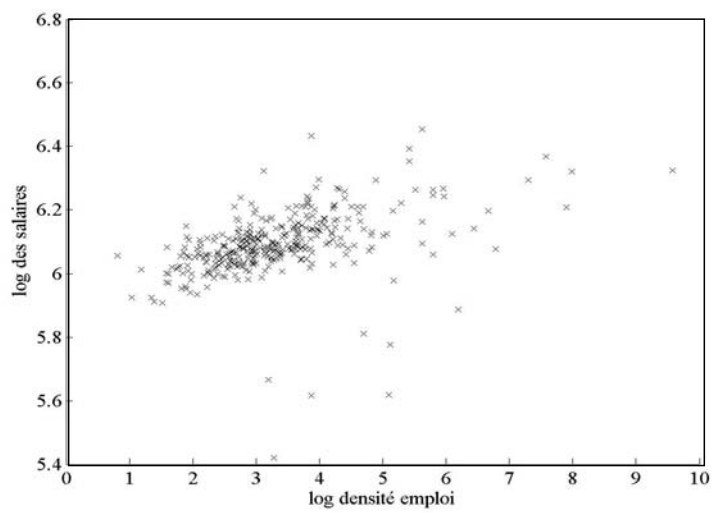
- ANSELIN L., 1988 : *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer.
- ANSELIN L. et H. H. KELEJIAN, 1997 : « Testing for Spatial Error Autocorrelation in the Presence of Endogenous Regressors », *International Regional Science Review*, Vol. 20, p. 153-182.
- BRAKMAN S., H. GARRETSEN et M. SCHRAMM, 2006 : « Putting New Economic Geography to the Test: Free-ness of Trade and Agglomeration in the EU Regions » *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 36, p. 613-635.
- CLIFF A. et J. K. ORD : 1973 : *Spatial Autocorrelation*, Pion.
- DIXIT A. K. et J. E. STIGLITZ, 1977 : « Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity », *American Economic Review*, Vol. 67, n° 3.

- DURANTON G. et OVERMAN H. G., 2005 : « Testing for Localisation Using Micro Geographic Data », *The Review of Economic Studies*, Vol. 72, n° 253, p. 1077-1106.
- DURANTON G. et D. PUGA, 2004 : « Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies », *The Handbook of Regional and Urban Economics*, J. V. HENDERSON and J.-F. THISSE eds, Vol. IV.
- ELLISON G. et E. L. GLAESER, 1997 : « Geographic Concentration in US Manufacturing Industries: A Dartboard Approach », *The Journal of Political Economy*, Vol. 105, n° 5, p. 889-927.
- FINGLETON B., 2003 : « Increasing Returns: Evidence from Local Wage Rates in Great Britain », *Oxford Economic Papers*, Vol. 55.
- FUJITA M., P. KRUGMAN et A. VENABLES, 1999 : *The spatial economy; Cities, Regions and International Trade*, MIT press.
- FUJITA M. et J.-F. THISSE, 1996 : « Economics of Agglomeration », *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 10, p. 339-378.
- HEAD K. et T. MAYER, 2004 : « The Empirics of Agglomeration and Trade », in *The Handbook of Regional and Urban Economics*, J. V. HENDERSON and J.-F. THISSE (eds.), Vol. IV.
- JAYET H., 2001 : « Économétrie des données spatiales. Une introduction à la pratique », *Cahiers d'Économie et de Sociologie Rurale*, n° 58-59, p. 105-129.
- KELEJIAN H. H. et I. R. PRUCHA, 1998 : « A generalised least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances », *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 17, p. 99-121.
- KENNEDY P., 1992 : *A Guide to Econometrics*, 3rd edition, Blackwell.
- KRUGMAN P., 1998 : « Space: The final frontier », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, n° 2.
- LE GALLO J., 2002 : « Économétrie spatiale: l'autocorrelation spatiale dans les modèles de régression linéaire », *Économie et Prévision*, Vol. 155, p. 139-158.
- STAIGER D. et J. H. STOCK, 1997 : « Instrumental variables regression with weak instruments », *Econometrica*, Vol. 65, n° 3, p. 557-586.
- STOCK J. H. et M. YOGO, 2005 : « Testing for weak instruments in linear IV regression », in STOCK J. H. et ANDREWS D. W. K., (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: A Festschrift in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 80-108.

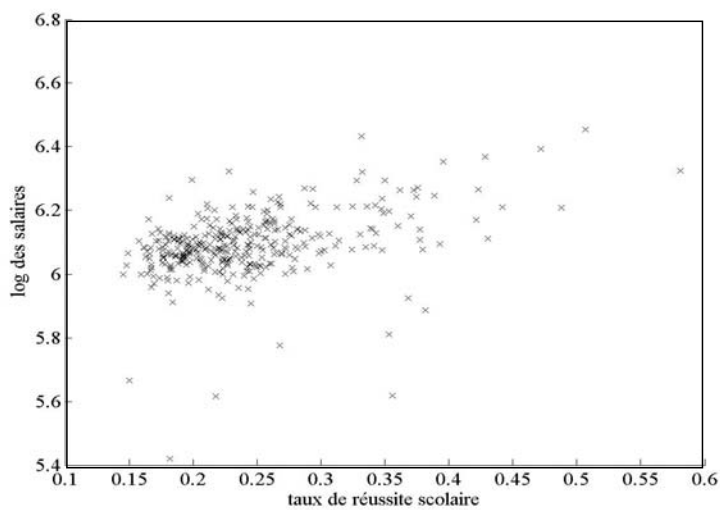
ANNEXE

Diagrammes de dispersion

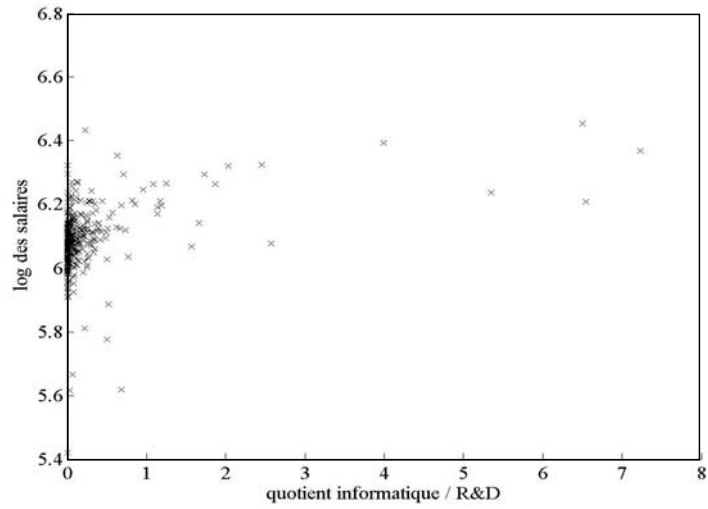
1. Relation entre le logarithme des salaires et logarithme de la densité d'emploi, 2000



2. Relation entre le logarithme des salaires et le taux de réussite scolaire, 2000



3. Relation entre le logarithme des salaires et le quotient informatique et R&D, 2000



4. Relation entre le logarithme des salaires et le décalage spatial du logarithme des salaires 2000

