L'impact des structures locales sur l'innovation en France :

Spécialisation ou diversité ?

Nadine Massard et Stephane Riou

(CREUSET, Université Jean Monnet Saint-Etienne)
massard@univ-st-etienne.fr
stephane.riou@univ-st-etienne.fr

Proposé à la revue *Régions et développement.* Avril 2002

Résumé :

En s'appuyant sur la problématique des externalités dynamiques présentée par Glaeser et alii en 1992, de nombreux travaux économétriques récents tentent de confronter les effets de la spécialisation et de la diversité sectorielles des agglomérations sur la dynamique de croissance locale. Cependant, contrairement aux approches théoriques, ils ne traitent pas directement du rôle des externalités de connaissances en faisant peu de cas des activités de recherche et développement. Les travaux de géographie de l'innovation sur ce thème restent très peu nombreux et concernent presque uniquement les Etats-Unis. Nous proposons, dans cet article, une étude sur le cas français qui confrontent les rôles respectifs de la spécialisation et de la diversité sur des données localisées de recherche-développement afin d'en estimer l'impact sur la production d'innovation. La spécialisation n'apparaît pas favorable à la dynamique locale d'innovation en France tandis que les résultats sur la diversité laissent entrevoir des processus spatiaux plus complexes.

Abstract :

Starting from the dynamic externalities debate presented by Glaeser and al. in 1992, many recent econometric studies aim at confronting the impact of the specialisation or diversity of agglomerations on the local growth dynamics. However, unlike the theoretical approaches, these studies generally don't provide direct analysis of the role of the knowledge externalities because they neglect the research and development activities. The geography of innovation analysies on that theme still remain rare and mainly deal with the american case. In this paper, we propose a study on the French case, which confronts the respective impact of specialisation and diversity on local innovation production through localized R&D data. Specialisation appears as unfavourable for the local dynamics of innovation in France whereas the results on diversity reveal some more complex spatial processes.

Mots clés : Externalités de connaissance, structures locales, innovation.

Key words : Knowledge externalities, local structures, innovation.

Classification JEL :

Section 1 : Introduction

En 1992, Glaeser, Kallal, Scheinkman et Shleifer publient un article intitulé "Growth in Cities" au sein duquel ils mettent en avant l'importance des avancées théoriques récentes concernant l'analyse de la formation des villes et de leur croissance. Ces avancées résultent, selon ces auteurs, de la remarquable connexion qui s'est établie entre l'économie urbaine et les nouvelles théories de la croissance "*dans la mesure où les ville constituent, selon certains, les principales institutions grâce auxquelles les innovations technologiques et sociales se développent au travers d'interactions transitant ou non par le marché*" (Fujita et Thisse, 1997, p.39). Ces théories ont la caractéristique commune de développer une conception dynamique du rôle des externalités. Glaeser et alii (1992) proposent la distinction entre trois types d'externalités : MAR (Marshall-Arrow-Romer), Porter et Jacobs. Catégories que nous réduirons à deux en nous centrant uniquement sur la question de la nature, spécialisée vs diversifiée, des agglomérations.

Les externalités de type MAR concernent les externalités de connaissances qui touchent les firmes appartenant à une même industrie. Les présentations de Arrow (1962) et de Romer (1986) sont considérées comme les fondements de cette approche en termes d'économie de la connaissance tandis que les travaux fondateurs de Marshall (1890) en décrivent l'application à l'analyse des agglomérations. Ce point de vue prédit que la concentration d'une industrie dans une ville facilite les possibilités d'interactions entre individus répondant à des préoccupations communes et disposant de compétences similaires ; elle favorise ainsi la croissance de cette industrie et de cette ville. Facilitant les relations entre personnes, le "reverse engeneering" des produits, la mobilité du travail entre les firmes ou encore la diffusion d'informations sur les caractéristiques des marchés et les attentes des consommateurs, la spécialisation industrielle locale serait un moyen efficace d'accroître les externalités de connaissance entre firmes et donc de dynamiser les processus de croissance.

La conception défendue initialement par Jacobs (1969) est au contraire que les externalités les plus cruciales à la vie des agglomérations résultent des fertilisations croisées entre compétences diverses. Cette conception s'appuie à la fois sur l'observation des interactions entre industries et services dans les grandes agglomérations (exemple de l'articulation entre finance et industrie à New-York) et sur les théories du changement technique qui mettent l'accent sur la forte capacité des innovations à se diffuser d'une industrie à une autre (Rosenberg, 1963 ; Sherer, 1982). Dans ce sens, la diversité industrielle serait plus dynamisante que la spécialisation pour la croissance dans la

mesure où elle renforcerait les opportunités d'innovation par échange d'idées différentes et combinaisons nouvelles. '*The greater the sheer number of and variety of division of labor, the greater the economy's inherent for adding still more kinds of goods and services*" (Jacobs, 1969 p.59) .

A première vue, ce débat semble très peu nouveau puisque, dès 1936, Hoover propose une classification des économies d'agglomération dans un sens assez proche, distinguant notamment économies d'échelle internes, économies externes de localisation et d'urbanisation. Pourtant en ranimant cette question, Glaeser et alii sont passés d'une simple typologie des formes d'externalités statiques (localisation, urbanisation) à un débat théorique sur les implications dynamiques de ces externalités. Ce passage à une conception dynamique est en effet fondamental, à la fois dans ces implications théoriques et empiriques. Trois éléments nouveaux sont introduits qui complexifient et enrichissent le débat spécialisation *vs* diversité par rapport à la distinction localisation *vs* urbanisation en en réduisant fortement le caractère strictement dichotomique : la dimension temporelle est prise en compte par le biais des conditions initiales ou des approches en termes de cycles de vie des industries ; les relations non-marchandes sont spécifiées par une analyse plus directe des flux de connaissances intra ou intersectoriels et les relations inter-agglomérations ont une influence sur les dynamiques de spécialisation ou de diversité par le biais des coûts de transport.

Catin et Ghio (2000) présentent les principaux éléments théoriques nouveaux apparus dans ce débat autour de la nouvelle économie géographique et de la synthèse « économie géographique – croissance ». Dans leur explication des processus d'agglomération, les modèles de l'économie géographique placent le plus souvent au centre le rôle de la diversité, que celle-ci porte sur les préférences des consommateurs (Krugman, 1991) ou sur des biens intermédiaires disponibles (Krugman, Venables, 1995). Les travaux réalisant la synthèse entre économie géographique et croissance endogène (Martin et Ottaviano, 1999 par exemple) présentent, quant à eux, une image beaucoup plus complexe du rôle de la diversité dans laquelle l'effectivité des effets de diversité est finalement dépendante de la spécialisation de la région dans la production de biens technologiques. Dans ces travaux, en effet, la diversité désigne un environnement intra-sectoriel produit par une structure de marché en concurrence monopolistique. Pourtant, ce que Jacobs (1969) définit par le qualificatif de diversité tient davantage à des relations inter-sectorielles c'est-à-dire impliquant des secteurs voués chacun à la production de biens ou services sans réelle proximité d'usage. Ainsi, dès

lors qu'une structure de marché de type Dixit-Stiglitz (1977) est mobilisée, toute référence à la conception de la diversité que défend Jacobs (1969) doit s'entourer d'une certaine prudence même si ces travaux théoriques constituent un apport non négligeable sur l'analyse des processus d'externalités et leur conséquence en termes de dynamique de localisation et de croissance différenciée fondée sur l'innovation.

Les travaux empiriques menés ces dernières années apportent des éclairages utiles sur cette question. Nous verrons cependant que s'ils confrontent bien les deux dimensions, ces travaux empiriques, contrairement aux approches théoriques, réduisent un peu le rôle des externalités de connaissances en faisant peu de cas des activités de recherche et développement. Les travaux de géographie de l'innovation offrant une véritable analyse de cette question en termes d'externalités de connaissances restent très peu nombreux et ne concernent pour l'instant, à une exception près, que le cas américain (section 2).

Nous proposons, dans cet article, une étude sur le cas français qui confrontent les rôles respectifs de la spécialisation et de la diversité sur des données localisées de recherche-développement afin d'en estimer l'impact non sur la croissance mais sur la production d'innovation (section 3).

Les résultats obtenus confirment les limites d'une interprétation purement dichotomique de l'opposition entre effet de la spécialisation et effet de la diversité sur les performances à l'innovation et laissent entrevoir des processus spatiaux plus complexes (section 4).

Les conclusions sont données en section 5.

Section 2 : Spécialisation ou diversité : retour sur la littérature économétrique

2.1. Des approches en termes de croissance locale aux approches en termes de dynamiques d'innovation

Deux grandes voies méthodologiques peuvent être distinguées au sein de la littérature économétrique sur ce thème. La première consiste à estimer directement les effets des structures

locales (spécialisées ou diversifiées) sur la croissance d'une agglomération (mesurée le plus souvent par l'emploi) puis d'en inférer l'existence d'externalités dynamiques. Ce premier type de travaux a été initié par Glaeser et alii (1992)[1]. L'essentiel des perfectionnements dans cette voie vise à mieux rendre compte du contenu dynamique et temporel des processus à l'œuvre (Henderson, Kundoro et Turner (1995) ; Henderson (1997-1999) pour les Etats-Unis ; Combes (1996, 2000) pour le cas français). Ceci afin de tenter de distinguer plus nettement les externalités de localisation statique fondant la spécialisation des agglomérations et les externalités dynamiques à l'origine de la croissance de ces agglomérations.

Au total toutes ces approches tentent de mesurer les effets des structures industrielles locales sur la croissance d'une agglomération. Cependant leur interprétation en termes d'externalités de connaissances n'est pas sans ambiguité dans la mesure où aucune variable de recherche et développement n'est introduite dans les estimations (Desrochers, 2001 ; Quigley, 1998). En l'état actuel, ces travaux ne permettent pas véritablement de conclure sur l'intérêt de la spécialisation ou de la diversité, notamment dans les pays industrialisés, sans doute parce qu'ils ne modélisent pas les effets sur la recherche et l'innovation. Ainsi Glaeser (2001) reconnaît la nécessité de développer des études ultérieures dans un sens un peu différent : "*For the moment, the role of concentration and diversity does not seem to have been resolved by the litterature. Different time periods and different samples give different results which suggest that there is no universal truth on this topic. My hope is that by investigating the actual hard evidence on innovation, we will be able to assess the relative importance of idea combinations and the role of diversity and concentration*" Glaeser (2000, p.92).

La seconde voie prend cette direction et tente d'isoler plus spécifiquement les externalités dynamiques de connaissances liées aux relations non-marchandes. Plus axée sur l'innovation, en amont des processus de croissance, elle consiste à estimer une fonction de production de connaissance locale au sein de laquelle les variables explicatives rendent compte des structures locales ou du caractère intra ou intersectoriel des flux de connaissances. Ces travaux de géographie de l'innovation permettent donc la caractérisation des structures locales les plus favorables à l'innovation et à l'émergence d'externalités. Ils semblent finalement plus à même de répondre à la question de l'intérêt comparé des structures spécialisées ou diversifiées et de l'origine intra ou intersectorielle des externalités technologiques. Ce sont ces travaux que nous présentons ici.

[1] Cf. Combes (1996) et Ghio (2000) pour une revue plus détaillée de ces travaux.

2.2. La géographie de l'innovation et l'origine intra ou intersectorielle des externalités de connaissances

Les premiers travaux menés dans ce domaine étudient l'influence de la proximité technologique ou sectorielle sur la capacité à capter des externalités de connaissances. Les résultats obtenus apparaissent contradictoires. H. Capron et M. Cincera (1995), A. Jaffe, M. Trajtenberg et R. Henderson (1993), montrent qu'une part significative des externalités provient de firmes qui ne sont pas dans le voisinage technologique immédiat de la firme considérée. Tout comme Jaffe et alii (1993), dans leur étude sur les citations de brevets aux Etats-Unis, montrent qu'environ 40 % des citations ne proviennent pas de la même classe de brevet que le brevet d'origine. Au contraire, Jaffe, Trajtenberg et Henderson (1992) et Verspagen et Schoenmakers (2000), insistent plutôt sur le résultat prouvant que la probabilité de citer un brevet est positivement influencée par la proximité technologique entre le nouveau brevet et le brevet cité. Ils se rapprochent ainsi des conclusions initiales de A. Jaffe (1989), pour lequel l'influence de la recherche universitaire est plus nette au sein de chaque secteur qu'au niveau local.

En sortant d'une pure analyse du rôle de la proximité technologique et en tentant d'isoler les effets respectifs de la spécialisation et de la diversité sur l'innovation à l'échelle locale, les travaux de Audretsch et Feldman (1999), Hageman et Kelly (1999) ou Paci et Usai (1999) réconcilient les études précédentes et apportent des éléments supplémentaires. Audretsch et Feldman (1999) posent la question de la définition des connaissances diverses mais complémentaires capables de créer des externalités économiquement bénéfiques. Ils utilisent alors les données fournies par Levin et alii (1997) pour identifier les disciplines formant une « base scientifique » commune sur laquelle peuvent émerger des rendements croissants transsectoriels. Leur étude porte sur 5946 observations qui constituent chacune une paire "industrie-zone métropolitaine". Les industries sont regroupées en six secteurs sous le critère de partage d'une base scientifique commune, ce qui leur permet de construire un indicateur de diversité en rapportant la part d'une base scientifique dans une aire métropolitaine donnée sur la part de cette même base à l'échelle nationale. Un indicateur de spécialisation est construit de façon identique, les ratios impliquant cette fois la part des secteurs industriels. L'influence de la structure locale sur l'innovation industrielle est estimée par le biais d'une fonction de production de connaissance où la variable dépendante est définie par des innovations commercialisées. Leurs estimations révèlent le rôle entraînant de la diversité sur

l'innovation locale. Ainsi une forte implantation locale d'industries partageant une base scientifique commune tendrait à stimuler l'innovation. La spécialisation jouerait quant à elle négativement.

Précisons ici que la conception de la diversité consiste à restreindre les effets externes générés par la diversité à des secteurs proches technologiquement. La volonté est de mettre exclusivement l'accent sur les externalités de connaissances en considérant que les effets positifs d'un environnement diversifié ne sont repérables que pour des secteurs liés par une même base scientifique (les cas de la Silicon Valley ou de la Route 128 ne révéleraient pas les bienfaits de la spécialisation mais au contraire ceux de la diversité).

L'étude de Paci et Usai (1999) sur les systèmes locaux italiens comporte une méthodologie identique à celle d'Audretsch et Feldman (1999). Elle repose sur l'estimation d'une fonction de production de connaissances où la variable dépendante est le nombre de brevets déposés par un secteur dans un district donné. Contrairement aux estimations effectuées par les auteurs américains, les régressions par les Moindres Carrés Ordinaires et Tobit simple révèlent cette fois une influence positive de la spécialisation et de la diversité sur l'innovation, la diversité jouant un rôle d'autant plus conséquent au sein des aires métropolitaines et dans les industries de haute technologie. Cette divergence de résultats avec Audretsch et Feldman (1999), en dépit d'une forte proximité méthodologique dans le choix des indicateurs, suggère une différence notoire entre les systèmes locaux d'innovation américains et européens.

Section 3 : Structures économiques locales et innovation dans les départements français

3.1. Le modèle

Appliquée au cas français, l'étude proposée ici tente d'isoler les effets respectifs de la diversité et de la spécialisation sur l'innovation sectorielle des départements. Comme dans les travaux précédents (Audretsch et Feldman, 1999 ; Paci et Usaï, 1999), l'influence des structures locales de recherche-développement est estimée par le biais d'une fonction de production de connaissances de type Griliches-Jaffe (mesurée par le nombre de brevets déposés au niveau des départements français). De forme Cobb-Douglas, elle consiste simplement à relier l'output d'innovation d'un secteur dans une zone géographique à diverses variables d'inputs propre au secteur et à la zone. Cela autorise entre autres une approche plus directe des externalités de

connaissances et de la façon dont l'organisation locale peut en conditionner l'apparition. Toutefois nous nous démarquons sur plusieurs plans des deux études précédentes pour estimer le rôle respectif de la diversité et de la spécialisation. La spécialisation sectorielle est définie au travers d'un indicateur traditionnel rapportant la part d'un secteur dans un département normalisée à l'échelle nationale. L'utilisation de données de R&D et non d'emplois industriels permet une appréciation plus directe de la composition sectorielle des structures locales de R&D. Par ailleurs, l'étude associe une nomenclature assez agrégée (11 secteurs) et l'absence d'hypothèse de proximité technologique ou scientifique à la base des externalités. C'est donc une formulation large de l'indicateur de diversité qui est choisie. Comme chez Henderson, Kuncoro et Turner (1995) et Combes (1996), il s'agit de l'inverse de l'indice d'Herfindhal normalisé sur l'ensemble des secteurs.

Une variable de potentiel est aussi introduite dont le but est de rendre compte des possibilités de captation d'externalités à l'extérieur du département considéré. En effet, un élément important du passage à une conception dynamique dans le débat spécialisation *vs* diversité est l'introduction du rôle des relations inter-agglomérations. Issue des modèles récents de la synthèse « économie géographique – croissance », l'idée est que ces relations externes dépendent du niveau des infrastructures de transport qui ont une influence sur les dynamiques d'agglomération non seulement par le biais des coûts de transport mais aussi par le biais des flux de connaissance qu'elles permettent (S. Riou, 2001). Le potentiel d'externalités captées est supposé dépendant de l'activité des pôles de compétences existant dans chaque secteur (en tant que principales sources d'externalités inter-régionales) et de la distance, en temps de transport, du département considéré à ces pôles. On considérera en effet ici que l'absence de proximité géographique (telle qu'elle est définie par le niveau des infrastructures de transport) peut constituer un obstacle à la diffusion inter-régionale des connaissances.

Enfin, deux autres variables nouvelles sont introduites rendant compte de l'importance de la recherche publique dans le département considéré et de la taille moyenne en R&D des entreprises de la zone. L'activité publique de recherche apparaît dans la plupart des modèles de géographie de l'innovation comme un élément déterminant de l'innovation locale, non seulement dans son rôle « traditionnel » de substitution à l'initiative privée mais beaucoup plus encore comme une source majeure d'externalités de connaissances locales (A. Jaffe, 1989 ; Mansfield, 1995 pour les Etats-Unis et Autant-Bernard, 2001 pour la France). Ainsi, à la suite de Griliches (1979, 1992), on peut considérer que ce sont surtout les connaissances produites par la recherche publique qui entrent comme input dans la fonction de production de connaissance. Par ailleurs de nombreux auteurs s'accordent aussi pour reconnaître les différences existant entre les firmes dans leur mode de

valorisation de ces externalités. Si les firmes de grande taille disposent le plus souvent d'importantes structures de recherche interne qui les fournissent en connaissances nouvelles, les petites entreprises innovantes s'appuient quant à elles beaucoup plus largement sur les sources externes de connaissances parmi lesquelles on trouve essentiellement la recherche publique et la recherche produite par les entreprises de grande taille (Audretsch, 1995). Leur stratégies active dans ce domaine et leur capacité à développer les sources informelles de diffusion de connaissances (basées sur les contacts face à face et la mobilité des chercheurs) les placent, selon D. Audretsch (1995, 2001), comme des acteurs essentiels de la production et de la valorisation des externalités technologiques locales.

Nous définissons en conséquence la forme réduite linéarisée suivante :

(1) $$\text{Ln } brev_{i,k,t} = I + \alpha_1 \ln rd_{i,k,t} + \alpha_2 \ln spe_{i,k,t} + \alpha_3 \ln div_{i,k,t} + \alpha_4 \ln pot_{i,k,t} + \alpha_5 \ln publ_{i,k,t} + \alpha_6 \ln taille_{i,k,t}$$

Dans la suite de cette section nous précisons les données et variables utilisées.

3.2. Données et variables

brevets

La production d'innovation dans un département est mesuré par le nombre moyen de brevets déposés sur trois ans dans un secteur et noté $brev_{i,k,t}$ où i est l'indice du département, k celui du secteur et t l'année. L'utilisation du brevet comme mesure de l'activité d'innovation n'est pas sans controverses[2]. Toutefois une des limites principales qui porte sur l'existence d'une propension à breveter très différente selon les secteurs ne nous concerne pas directement ici, l'essentiel de nos estimations portant sur des régressions sectorielles. De plus, à des niveaux géographiques fins il n'existe tout simplement pas d'indicateurs alternatifs aussi riches en informations notamment pour ce qui est de la localisation des personnes ou firmes qui sont à l'origine des innovations (Paci et Usaï, 1999).

Les brevets utilisés sont issus d'une base de données de l'OST[3] constituée à partir des publications des demandes de brevets européens (EPAT). La localisation est faite à partir du

[2] Cf ; Acs, Audretsch et Feldman (1991) notamment ou C. Autant-Bernard (2000) pour une synthèse des intérêts et limites des brevets comme indicateurs de l'innovation.
[3] Observatoire des Sciences et des Techniques (Paris). Nous remercions ici tout particulièrement Mme Françoise Laville pour son aide sur ces données.

département d'origine de l'inventeur. La base couvre la période 1987-1996 et les 94 départements français (hors Corse). Les données sont lissées sur trois ans afin d'atténuer les fluctuations dues, pour l'essentiel, au caractère aléatoire de l'activité d'innovation[4].

Recherche-développement

La recherche-développement privée est mesurée à travers les données de dépenses de recherche-développement issues de l'enquête R&D du Ministère de la Recherche et notée $rd_{i,k,t}$. Cette enquête fournit des informations sur les dépenses de R&D de l'ensemble des entreprises de plus de 20 salariés implantées sur le territoire national. La localisation départementale de ces dépenses est donnée de manière systématique. Comme la base de données brevets, l'enquête R&D couvre la période 1987-1996. Dans les différentes tentatives précédentes d'estimation d'une fonction de production de connaissance, la question de la structure de retard à appliquer a soulevé de nombreux débats (cf. Feldman, 1994 et Audretsch et Feldman, 1999 pour des décalages longs ou Hall, Griliches et Hausman, 1984 pour le choix d'un décalage court d'une à deux années). Pour ce qui nous concerne un délai maximum de deux ans est appliqué. L'innovation de 1996 étant en fait une moyenne des années 1994-1995-1996, nous supposons que la valeur de cette moyenne dépend de l'investissement réalisé en 1994.

La recherche-développement publique est, quant à elle, mesurée au travers des données de publications scientifiques et notée $publ_{i,k,t}$. Ces publications, issues du Science Citation Index, ont en effet en très grande majorité une origine publique (95% selon l'OST)[5]. Outre le fait que nous ne disposons pas, au niveau départemental, de données de dépenses publiques de recherche, l'utilisation des publications correspond mieux à notre conception de la recherche publique comme producteur de connaissances entrant dans la fonction de production d'innovations de l'ensemble des acteurs locaux.

Nous utilisons pour les estimations une nomenclature sectorielle en 11 secteurs établie par C. Autant-Bernard (2000) à partir de la correspondance entre les domaines technologiques des brevets (30) et les secteurs de recherche (25 sur la base de la NAF 36). Un tel niveau d'agrégation nuance quelque peu le degré de proximité technologique entre secteurs qui serait mieux perceptible à partir d'une nomenclature plus fine. Il a en revanche l'avantage de permettre de dissocier implicitement les secteurs selon l'intensité de leur contenu en R&D.

---

[4] Ainsi le nombre de brevet pour une année consiste en la moyenne du nombre de brevets de cette année et des deux années précédentes.

[5] Nous remercions l'OST pour la départementalisation de ces données.

Spécialisation

Comme dans de nombreuses études empiriques, nous définissons la spécialisation sectorielle locale par le ratio de la part de dépenses de R&D du secteur k dans le département i pour l'année t dans l'ensemble des dépenses du département i sur la même part définie au niveau national :

$$spe_{i,k,t} = \frac{\dfrac{rd_{i,k,t}}{rd_{i,t}}}{\dfrac{rd_{k,t}}{rd_t}}$$

Où $rd_{k,t}$ représente les dépenses de R&D du secteur k au niveau national à l'année t et rd_t les dépenses totales nationales pour cette même année. Un effet positif de cette variable sur l'innovation sectorielle locale serait perçu comme indiquant l'existence d'externalités de type MAR.

Diversité

La diversité est, quant à elle, captée par l'inverse de l'indice d'Herfindhal. Celui-ci est basé sur la part de l'ensemble des secteurs dans les dépenses totales de R&D du département à l'exception de celui analysé, k. Il est par ailleurs normalisé sur le même principe à l'échelle nationale :

$$div_{i,k,t} = \frac{\dfrac{1}{\displaystyle\sum_{k'=1,k'\neq k}^{K}\left(\frac{rd_{i,k',t}}{rd_{i,t} - rd_{i,k,t}}\right)^2}}{\dfrac{1}{\displaystyle\sum_{k'=1,k'\neq k}^{K}\left(\frac{rd_{k',t}}{rd_t - rd_{k,t}}\right)^2}}$$

Où K est le nombre total de secteurs. Cet indice mérite deux précisions. Tout d'abord, le numérateur est maximum quand tous les secteurs ont le même niveau de dépenses au niveau local. Ensuite, en adoptant l'inverse de l'indice d'Herfindhal, nous éludons le problème de la corrélation inverse entre

diversité et spécialisation (Combes, 1996). Ainsi cet indicateur prend des valeurs importantes lorsque les tailles des secteurs autres que le secteur k sont relativement proches. Il s'agit donc précisément d'une mesure de l'homogénéité sectorielle auquel fait face un secteur particulier, homogénéité qui n'est pas systématiquement liée au degré de spécialisation. Une influence positive de cette variable traduirait l'existence d'externalité de type Jacobs.

Potentiel d'externalités inter-régionales

Contrairement aux deux variables précédentes qui sont relatives à des facteurs internes aux départements cette variable de potentiel décrit l'accessibilité à la R&D externe aux départements. Les sources d'externalités interrégionales sont définies par les cinq plus grands pôles nationaux de recherche. La distance à ces pôles est mesurée en temps de transport. Ces temps sont extraits des données fournies par des logiciels de calcul de temps de transport routier et ferroviaire entre les préfectures des départements français. Cependant si ces temps mesurent l'éloignement subi par chaque département français vis à vis des principaux pôles de production de connaissances, ils ne suffisent pas à caractériser une variable d'accès à des externalités inter-régionales. On peut par exemple supposer qu'un département à équidistance de deux pôles bénéficiera d'un nombre d'opportunités d'interactions et éventuellement de captation de connaissances différent selon le volume de R&D dépensé dans ces pôles. Cette hypothèse de l'existence d'un potentiel d'externalités est inspirée de la variable de potentiel marchand définie par Harris en 1954 et reprise depuis dans un certain nombre de travaux traitant des choix de localisation en concurrence imparfaite (cf.notamment Crozet, Mayer et Mucchielli, 2000). Si le potentiel marchand est défini par la somme des demandes exprimées par chaque zone géographique pondérée par les distances bilatérales les séparant de la localisation étudiée, nous définissons, quant à nous, le potentiel de R&D externe comme la somme des dépenses de R&D effectuées dans les différents pôles pondérée par la distance à ces pôles. Soit :

$$pot_{ikt} = \sum_{p=1}^{5} \left(\frac{rd_{p,k,t}}{d_{i,p}} \right)$$

Où $rd_{p,kt}$ est la dépense de R&D réalisée par le départements p pôles de recherche dans le secteur k en l'année t, et $d_{i,p}$ le temps de transport séparant le département i et le pôle p. A dépenses données de R&D externe, cette variable de potentiel sera d'autant plus élevée pour un département i que les

temps de transport séparant ce dernier des pôles seront faibles. Un effet positif de cette variable confirmerait donc l'influence négative de la distance dans la diffusion des connaissances.

Taille des entreprises en R&D

La variable notée $taille_{i,k,t}$ exprime la taille moyenne en termes d'effectifs de R&D des entreprises du secteur et du département considéré rapporté à la taille moyenne des entreprises de ce secteur au niveau national.

$$taille_{i,k,t} = \frac{\frac{eff_{i,k,t}}{nb_{i,k,t}}}{\frac{eff_{k,t}}{nb_{k,t}}}$$

où *eff* désigne l'effectif de R&D et *nb* le nombre d'entreprises de R&D.

Une influence négative de cette variable confirmerait le rôle important des firmes de petite taille dans les dynamiques d'externalités locales tandis qu'un rôle positif reviendrait à affirmer l'existence de rendements croissants de la recherche et devrait donc plutôt concerner les secteurs à fort coûts fixes de recherche.

Section 4 : Estimations et résultats

L'expression en niveau par année de notre variable dépendante, et non en taux de croissance, permet des estimations économétriques par la méthode de panel captant l'hétérogénéité individuelle et/ou temporelle non explicitement modélisée dans la forme réduite (94 départements entre 1987 et 1996). Ainsi, outre les variables de R&D et de structures locale de la recherche, on peut envisager que d'autres facteurs inobservés et propres à chaque département influencent son niveau d'innovation. Ces effets spécifiques individuels peuvent par exemple recouvrir des prédispositions historiques ou culturelles à l'innovation ou encore émaner de politiques publiques locales actives en matière de recherche et développement. Par la prise en compte de l'hétérogénéité spatiale, l'adoption de méthodes de panel devrait enrichir l'analyse. Il est à signaler qu'à l'exception de C. Autant-Bernard (2000), les travaux de géographie de l'innovation ne mobilisent pas à notre connaissance de telles méthodes.

Des estimations sur l'échantillon complet de tous les départements ont d'abord été réalisées, par les Moindres Carrés Quasi Généralisés (MCQG) d'abord, corrigeant l'hétéroscédasticité et

l'autocorrélation des perturbations. La prise en compte du caractère censuré des données nous a conduit à utiliser en complément un modèle Tobit.

Afin de compléter et préciser l'analyse nous avons ensuite réalisé les estimations sur des échantillons sélectionnés représentatifs des départements les plus actifs au sein de chaque secteur.

Nous présentons d'abord les résultats des régressions globales avant de présenter les résultats des régressions sectorielles.

4.1. Résultats des régressions globales

L'intérêt d'une régression globale consiste ici à cerner s'il existe des spécificités sectorielles dans l'activité d'innovation pouvant légitimer des régressions secteur par secteur. Nous avons donc introduit des variables muettes propres à chaque secteur[6]. Dans le cas de la régression sur l'échantillon complet, les méthodes MCQG et Tobit produisent des résultats sensiblement identiques. Le test du multiplicateur de Lagrange confirme l'existence d'effets spécifiques départementaux. Le test d'Hausman indique quant à lui l'absence d'endogénéité dans le modèle à effets aléatoires, ce modèle doit donc être préféré au modèles à effets fixes. Dans le tableau de l'annexe 1, les résultats de l'estimation *between* sont donnés à titre indicatif et seul le résultat de l'estimation Tobit est donné pour l'estimation *within*. La troisième colonne reporte les résultats de la régression par les MCQG sur l'échantillon sélectionné.

Comme attendu, les dépenses privées en recherche-développement des départements jouent positivement sur l'innovation. La production de connaissances par la recherche publique a aussi, comme attendu, un impact positif significatif même s'il est de moindre degré. La réduction de l'impact des dépenses de R&D sur l'échantillon sélectionné laisse penser à un effet de seuil. Une fois atteint un seuil minimum de dépenses de R&D, les différences de production technologique observées s'expliquent sans doute plus par d'autres facteurs (plus qualitatifs). Sans y revenir systématiquement on retrouvera ce résultat dans la plupart des régressions sectorielles.

Les élasticités aux variables de structure locale sont davantage différentes de celles attendues, la diversité et la spécialisation semblant toutes deux affecter négativement le niveau local d'innovation. Notons toutefois que seul l'impact négatif de la spécialisation ressort de la régression sur l'échantillon complet.

Concernant le variable de potentiel d'externalités, la régression globale ne fait apparaître aucune influence significative. Nous verrons en fait que de très importantes différences de comportements sectoriels marquent cette variable.

Enfin, l'impact de la taille des entreprises en R&D sur l'innovation locale est peu significative au niveau global. Elle tend cependant à mettre en valeur un petit effet positif de la grande taille dans l'estimation sur l'échantillon sélectionné.

Les coefficients des variables muettes sectorielles indiquent toutefois qu'une certaine prudence doit entourer les résultats globaux, ceux-ci devant en effet être précisés par des régressions secteur par secteur. En effet ces coefficients indiquent de fortes spécificités sectorielles. A inputs donnés, l'Aérospatiale, l'Agriculture et l'Agro-Alimentaire et le Transport disposent, par exemple, d'une capacité d'innovation ou de production de brevets largement inférieure à la Chimie qui constitue le secteur de référence dans les régressions. Si de telles disparités peuvent s'expliquer par des opportunités technologiques ou des propensions à breveter différentes entre les secteurs, on peut aussi suspecter que de telles disparités révèlent certaines particularités sectorielles relatives à l'impact de l'organisation locale de la recherche. Cette intuition motive des régressions sectorielles qui, par ailleurs, permettent d'approfondir et d'affiner l'analyse.

4.2.Résultats des régressions sectorielles

Les résultats des régressions sectorielles sont donnés en annexe 2.

Pour tous les secteurs, le test de Lagrange confirme l'existence d'effets spécifiques départementaux. Dans une grande partie des secteurs, le test d'Hausman nous conduit à préférer le modèle à effets aléatoires. Seul le secteur Transport valide le modèle à effet fixe. A titre indicatif nous donnons néanmoins les coefficients de l'estimation TOBIT avec effets aléatoires pour ce secteur, mais ils doivent être interprétés avec précaution. Le TOBIT par contre n'est pas donné pour le secteur Matériau car le très faible nombre de valeur nulle ne le justifie pas. Toutefois même si la valeur ou le degré de significativité des coefficients divergent parfois d'une estimation à l'autre jamais les coefficients obtenus pour une même variable sont de signe opposé et significatif dans les deux estimations. Cela apporte une certaine robustesse quant au sens des élasticités que nous

[6] Dix variables muettes ont été introduites pour éviter une parfaite multicolinéarité.

commentons. Les résultats des régressions sur l'échantillon sélectionné sont aussi donnés en dernière colonne.

Recherche et développement

L'effet des dépenses de recherche-développement est positif et significatif dans tous les secteurs pour la régression sur l'échantillon complet. On trouve les coefficients minimum dans les secteurs Matériaux et Transport tandis que le maximum est atteint dans les secteurs de l'Aérospatial de la Pharmacie. La réduction de cet effet ou sa perte de significativité sur l'échantillon selectionné, révélatrices de l'effet de seuil évoqué ci-dessus, se retrouve dans tous les secteurs à l'exception de l'Agriculture-Agroalimentaire pour lequel le niveau des dépenses de recherche effectuées continue à jouer un rôle important même au sein des départements les plus actifs.

Pour ce qui concerne la R&D publique, les coefficients les plus faibles concernent les secteurs Electronique et Informatique, Matériaux et Transport tandis qu'elle n'a pas d'influence significative dans le secteur Mécanique. A l'opposé, le maximum est atteint dans l'Aérospatial. Cette similitude des résultats obtenus sur la recherche privée et la recherche publique confirme, s'il en était encore besoin, le caractère beaucoup plus complémentaire que substituable de ces deux formes de production de connaissances. Les capacités d'absorption internes nécessaires à une bonne valorisation des connaissances produites par la recherche publique locale conduisent à repérer les plus fortes influences de celles-ci dans les secteurs qui sont déjà les plus sensibles aux dépenses de recherche privée (qui sont aussi les secteurs les plus intensifs en R&D). Seul l'Electronique-Informatique fait ici un peu figure d'exception car sa forte sensibilité aux dépenses de R&D privée s'accompagne d'une faible sensibilité à la R&D publique.

En raison du caractère agrégé de la nomenclature retenue, il est difficile de développer une analyse très précise de l'impact des dépenses de R&D selon l'ampleur du contenu technologique et scientifique des secteurs. Toutefois on repère une certaine cohérence en la matière. Les secteurs de la Chimie, de la Pharmacie, de l'Energie, ou encore de l'Aérospatiale, qui sont généralement considérés comme étant à haute teneur en connaissances scientifiques et technologiques, présentent globalement les élasticités les plus élevées à la R&D privée ainsi qu'à la R&D publique. Inversement l'innovation de secteurs d'activités plus traditionnels comme la Mécanique, les Matériaux, l'Electricité et le Transport, semble moins sensible à la fois aux dépenses de recherche privées engagées localement et aux connaissances produites par la recherche publique. Cette distinction, relativement courante dans la littérature, peut s'interpréter en termes de cycle de vie et

donner lieu à d'autres différences de comportement en matière d'innovation comme les autres variables introduites dans le modèle peuvent nous aider à en rendre compte.

La spécialisation

Les estimations effectuées n'accréditent pas la thèse d'externalités positives de type MAR. A l'exception de la Chimie et de la Pharmacie, tous les secteurs considérés révèlent une élasticité négative et significative de la spécialisation. Le plus fort effet négatif (-2,26) est obtenu dans l'Aérospatiale par la méthode Tobit, la valeur la plus basse caractérisant le secteur du Transport avec -0,131. Ce résultat rejoint d'une certaine manière la conclusion de Combes (2000) remarquant un effet négatif des structures spécialisées sur la croissance locale en termes d'emplois en France. Cependant l'interprétation donnée de ce résultat en termes de saturation des marchés et de cycle de vie des produits ne peut pas être reproduite ici dans le cadre d'un travail sur des données d'innovation. L'existence d'effets de concurrence ne doit par contre pas être éludée. Si une structure locale spécialisée autorise logiquement de nombreuses interactions bénéfiques entre firmes d'un même secteur, elle n'est pas dénuée pour autant de comportements de concurrence notamment dans l'appropriation des connaissances. Or, la thèse d'externalités positives de type MAR ne tient que si ces effets de concurrence, susceptibles d'être à l'origine de secret ou d'inertie à l'innovation pour les firmes, sont plus que compensés par des gains issus de la coopération ou de l'échange de connaissances. Cet argument est développé par Audretsch et Feldman (1999) qui observent aussi que la spécialisation constitue un frein relativement fort à l'innovation dans les zones locales américaines. Enfin, on soulignera, de manière analogue à Audretsch et Feldman (1999), que les effets négatifs de spécialisation ne semblent pas différenciés selon que les secteurs soient de haute technologie ou plus traditionnels.

La diversité

Concernant la diversité, les résultats sont plus instables. De façon assez inattendue on remarque une certaine prime à la diversité dans des secteurs plutôt traditionnels (Mécaniques, Matériaux). Dans ces secteurs où il existe une élasticité assez faible des brevets aux dépenses de R&D, un environnement local diversifié produirait davantage d'opportunités d'innovations que dans les autres secteurs, ces opportunités pouvant être créées par des relations marchandes soutenues par la proximité géographique.

Il n'en reste pas moins que la plupart des autres secteurs sont marqués par des effets de diversité non significatifs voire même négatifs pour le secteur Electronique et Informatique. Il est

évident que le type de nomenclature utilisé ne favorise pas la mise en évidence d'externalités positives issues de la diversité. Mais ces résultats qui diffèrent notamment de ceux obtenus aux Etats-Unis, nous semblent aussi liés à une forme de structure locale dominante en France. Un nombre important de départements français présentent un tissu industriel diversifié, mais conjointement les caractéristiques de l'organisation locale de l'innovation en France ne permettent pas d'engendrer des externalités positives de complémentarité. La logique d'organisation encore très verticale ne favorise pas toujours le dialogue entre secteurs. Bien qu'issus d'une problématique différente de la nôtre, les résultats de Combes (2000) concernant l'impact de la diversité sur la croissance locale sectorielle des zones d'emplois françaises paraissent confirmer l'existence de cette spécificité. Dans cette étude, qui vise précisément à mettre en évidence des externalités pécuniaires, les élasticités de la croissance sectorielle à l'inverse de l'indice d'Herfindhal sont le plus souvent soit négatives soit non significatives dans l'industrie. A l'inverse des Etats-Unis, où la diversité semble jouer un rôle moteur sur la croissance (Glaeser et alii, 1992) et la production locale d'innovations (Hageman et Kelly, 1999 ; Audretsch et Feldman, 1999), ses effets entraînants seraient en France plus diffus et incertains.

Contrairement à ce qu'on aurait pu attendre pour ces deux variables, le travail sur l'échantillon sélectionné n'a pas pour effet de renforcer les influences structurelles. Au contraire, là encore, les coefficient sont souvent réduits ou perdent de leur significativité.

Le potentiel d'externalités inter-régionales

Le rôle de la proximité aux pôles et des potentialités d'interactions positive qu'elle contient n'est pas confirmée de façon générale. A l'inverse, les effets de concurrence ou d'ombre qu'un coefficient négatif sur cette variable serait susceptible de révéler ne se confirment pas non plus. On observe en fait une grande variabilité sectorielle sur cette variable. Si elle ressort assez peu dans l'ensemble, les secteurs du Transport et de la Pharmacie semblent être positivement influencés par l'accessibilité à la R&D externe tandis que le secteur Mécanique subit un impact négatif de cette variable. Le caractère un peu particulier de ce secteur ressort donc à nouveau pour lequel la proximité à des sources d'externalités spécialisées (internes ou externes) a plutôt un effet négatif, la performance technologique provenant plus nettement d'une structure locale diversifiée.

Pour certains secteurs (Chimie, Pharmacie, Energie et Matériaux), l'effet positif de la variable d'accessibilité apparaît plus nettement dans la régression sur l'échantillon sélectionné. La nécessité d'un niveau interne d'activité suffisant pour permettre l'absorption des externalités en

provenance de la R&D externe est sans doute mise en avant par ce résultat à l'instar de ce que montre C.Autant-Bernard (2000).

Taille des entreprises en R&D

Lorsqu'ils sont significatifs, les coefficients de l'élasticité de l'innovation par rapport à la taille des entreprises en R&D sont positifs. Les secteurs dans lesquels ces coefficients positifs apparaissent, Chimie, Energie et surtout Aérospatial (coeff. 1,45), permettent de lier cette influence à l'existence de forts coûts fixes de la recherche et donc à l'existence de rendements d'échelle croissants dans cette activité. A l'inverse, l'hypothèse d'un impact positif lié à des activités de petite taille plus interactives localement ne semble pas confirmer à ce niveau d'agrégation. On peut supposer que ce type de dynamique concerne en effet certains domaines beaucoup plus pointus des industries de haute technologie.

Section 5 : Conclusion

En s'appuyant sur la problématique des externalités dynamiques présentée par Glaeser et alii en 1992, de nombreux travaux économétriques récents tentent de confronter les effets de la spécialisation et de la diversité sectorielles sur la croissance des agglomérations. Sans avoir l'ambition de l'exhaustivité, la revue de la littérature montre les difficultés de dégager une conclusion claire et simple.

Les études empiriques confirment cette image de complexité même si elles fournissent tout de même un certain nombre de clés de lecture nouvelles. Les modélisations intégrant indépendamment la spécialisation et la diversité montrent bien le caractère non corrélé de ces deux phénomènes qui décrivent des dynamiques différentes. Cependant, contrairement aux approches théoriques, ces travaux ne traitent généralement pas directement du rôle des externalités de connaissances en faisant peu de cas des activités de recherche et développement. Nous proposons, dans cet article, une étude sur le cas français qui confrontent les rôles respectifs de la spécialisation et de la diversité sur des données localisées de recherche-développement afin d'en estimer l'impact sur la production d'innovation. Utilisant des méthodes de panel, notre approche permet de plus la prise en compte de l'hétérogénéité spatiale non observable. Dans ce cadre des effets aujourd'hui bien connus de la dynamique de recherche et d'innovation sont confirmés telle la complémentarité des formes publique et privée de production de connaissances ou l'effet taille des structures de recherche dans certains secteurs à forts coûts fixes.

L'impact positif attendu de l'accessibilité aux sources externes de R&D permettant de développer des interactions avec les pôles d'excellence, n'est pas confirmé globalement par nos régressions. Les comportements sectoriels sont très divers dans ce domaine. Pour certains secteurs notamment les effets de la proximité aux sources externes de connaissances n'apparaissent clairement que pour des départements disposant déjà d'une activité interne importante révèlant ainsi l'importance des capacités d'absorption.

Pour ce qui concerne l'impact des structures locales, les élasticités issues des régressions sectorielles n'indiquent pas clairement l'existence d'externalités positives produites par une structure locale particulière des activités de R&D. Au contraire, la spécialisation locale semble engendrer une inertie défavorable à l'innovation des départements. L'absence de masse critique et/ou les effets de concurrence découlant de ce type d'organisation tendent certainement à empêcher les effets positifs des externalités MAR. L'évaluation de l'impact propre à la diversité donne des résultats plus diffus. Dans une certaine mesure, l'emploi d'une nomenclature agrégée peut être responsable de cela. Néanmoins, la nécessité de se créer des opportunités externes pourrait expliquer l'impact positif de la diversité repéré dans des secteurs peu intensifs en recherche tandis que les résultats non significatifs voire négatifs obtenus par ailleurs pourraient relever de certaines caractéristiques propres à l'organisation française de la recherche qui ne favorisent pas les externalités de complémentarité intersectorielles.

Bibliographie :

ARROW K. J. (1962), "Economic welfare and the allocation of resources of invention", in NELSON Richard R. (ed.), *The rate and direction of inventive activity: economic and social factors*, Princeton University Press, Princeton, p. 609-626.

AUDRETSCH D.B. (1995) *Innovation and Industry Evolution*. Cambridge, MA : MIT Press.

AUDRETSCH D.B. (2001) « Globalisation and Communication Technologies and the Role of Small Firms in Innovation, in FELDMAN M. et MASSARD N., *Institutions and systems in the geography of innovation*. Kluwer Academic Publisher.

AUDRETSCH D.B. et FELDMAN M.P. (1999), "Innovation in cities : science-based diversity, specialization and localized competition", *European Economic Review*, n°43, p.409-429.

AUTANT-BERNARD C. (2001), « Science and knowledge flows : evidence from the french case », *Research Policy*, vol.30, n°7, p.1069-1078.

AUTANT-BERNARD C. (2000), *Geographie de l'innovation et externalités locales de connaissances. Une étude sur données françaises*, Thèse pour le doctorat en sciences économiques, Université Jean Monnet St-Etienne.

AUTANT-BERNARD C.et MASSARD N. (1999), "Origine des externalités technologiques locales. Une étude sur le cas français", *Congrès AFSE*, Paris, 23-24 septembre.

CAPRON H. et CINCERA M. (1995), " Opportunités et externalités technologiques et croissance de la productivité des grandes firmes mondiales ", in B. Haudeville, J.-A. Héraud et M. Humbert, ed., *Technologie et performances économiques*, Paris, Economica, p. 279-309.

COMBES P.P. (1996) *Intégration économique : localisation des entreprises et régulation des monopoles*, thèse de doctorat, EHESS, Paris.

COMBES P.P. (2000), "Economic structure and local growth : France 1984-1993", *Journal of urban economics*, 107, 134-149.

CROZET M., MAYER T. et MUCCHIELLI J.L. (2000) « How do firms agglomerate ? A study of FDI in France », *Cahier de la MSE* – série blanche, n°2000-50.

DESROCHERS P. (2001) " Urban Diversity and Intersectoral Diffusion: Some Insights from the Study of Technical Creativity", in Feldman M. et Massard N. *Institutions and systems in the geography of innovation*, Kluwer Academic publishers. A paraître.

DIXIT A.K. et STIGLITZ J.E. (1977) "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review*, 67, p. 297-308

DURANTON G. (1997) "La nouvelle économie géographique: agglomération et dispersion", *Economie et Prévision*, n°131,5

FELDMAN M. P. (1994), *The Geography of Innovation*, Economics of Science, Technology and Innovation, vol. 2, Kluner Academic Publishers, Dordrecht, Boston, London, p.155.

FUJITA M. et THISSE J.F. (1997) "Economie géographique, problèmes anciens et nouvelles perspectives", *Annales d'Economie et de Statistique*, n°45, p.37-87.

GLAESER E.L., KALLAL H.D., SCHEINKMAN J.A. et SHLEIFER A. (1992), " Growth in cities ", *Journal of Political Economy*, vol. 100, n° 6, p. 1126-1152.

GLAESER E.L. (1998), "Are cities dying ?", *Journal of Economic Perspectives*, vol.12, n°2, p.679-696.

GLAESER E.L. (2000) "The new economics of urban and regional growth", in Clarck G.L., Feldman M.P. et Gertler M.S. *The Oxford Handbook of Economic Geography*, Oxford : Oxford University Press.

GRILICHES Z. (1979) « Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth », *The Bell Journal of Economics*, vol.10, n°1, p.92-116.

HAGEMAN A. KELLY M. (1999) " Marshallian externalities in innovation" *Journal of economic growth*, 4, 39-54.

HARRIS C. (1954) « The market as a factor in the localization of industry in the United States », *Annals of the Association of American Geographers*, n°44, pp.315-348.

HENDERSON J.V.. (1986), "Efficiency of ressource usage and city size", *Journal of Urban Economics*, 19, p.47-70.

HENDERSON J.V. (1997) "Externalities and Industrial development" *Journal of urban Economics*, 42, p.449-470.

HENDERSON J.V.. (1999) "Marshall's scale economies", *NBER Working Paper n°7358*, 38 p.

HENDERSON R., KUNCORO A. et TURNER M. (1995), "Industrial development in cities", *Journal of Political Economy*, vol.103, n°5, p.1067-1090.

HOOVER E.M. (1936) *Location Theory and the shoe and leather industries*, Cambridge: Harvard University Press.

JACOBS J. (1969), *The economies of cities*, Random House.

JAFFE A.B. (1989), " Real effects of academic research ", *The American Economic Review*, vol. 79, n° 5, décembre, p. 957-970.

JAFFE A.B., TRAJTENBERG M. et HENDERSON R. (1993), "Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations ", *The Quaterly Journal of Economics*, août, p. 577-598.

KRUGMAN P. (1991) *Geography and Trade*, MIT Press.

KRUGMAN P. (2000) "Where in the world is the "New Economic Geography"?", in Clarck G.L., Feldman M.P. et Gertler M.S. *The Oxford Handbook of Economic Geography*, Oxford : Oxford University Press.

KRUGMAN P. et VENABLES A.J. (1995) " Globalization and the inequality of nations" *Quaterly Journal of Economics*, 110, p. 857-880.

LAMORGESE A.R. (1997) "Externalities, Economic geography and growth: a cross-section analysis", *w* n°100, Milan.

MANSFIELD Edwin (1995), " Academic Research Underlying Industrial Innovations : Sources, Caracteristics, and Financing ", *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXVII, no.1, February, p. 55-65.

MARSHALL A. (1890), The *Principes of Economics*, NY : MacMillan.

MARTIN P. et OTTAVIANO G.I.P. (1999), «Growing locations : Industry location in a model of endogenous growth », *European Economic Review*, 43, P.281-302.

MARTIN P. et OTTAVIANO G.I.P. (1996), " Growth and agglomeration ", *CEPR Discussion Paper*, n°1529.

PACI R. et USAI S. (1999), "The role of specialisation and diversity externalities in the agglomeration of innovative activities", *CRENOS Working Paper*, 41 p.

PORTER M. E. (1990) *The competitive advantage of nations*, London : MacMillan Press.

QUIGLEY J. (1998) "Urban diversity and economic growth" *Journal of economic perspectives*, 12(2), 127-138.

RIOU S. (2001), "Structure locale de R&D et effets de proximité géographique : une étude des déterminants de l'innovation locale en France ", Document de travail Creuset.

ROMER P. (1991), "Progrès technique endogène", *Annales d'Economie et de Statistiques*, n° 22, p. 32.

ROMER P. (1986) " Increasing returns and long run growth", *Journal of political Economy*, 94, p.1002-1037.

ROSENBERG N. (1963) 'Technological change in the machine tool industry, 1840-1910", *Journal of Economic History*, 23, p.414-443.

SAXENIAN A. (1994) *Regional advantage: culture and competition in Silicon Valley and Route 128*, Cambridge : Harvard University Press.

SHERER F.M. (1982) " Inter-industry technology flows in the United States, *Research Policy*, 11,p. 227-245.

VENABLES A.J. (1996) 'Equilibrium location of vertically linked industries" *International Economic Review*, 37, p.341-359.

VERSPAGEN B. et SCHOENMAKERS W. (2000), 'The spatial dimension of knowledge spillovers in Europe : evidence from firm patenting data", *Working paper*, avril, p.18.

ANNEXE 1.

Régressions globales

Nombre d'observations :
Between : 94
MCQG *effets aléatoires* : 6204
Tobit *effets aléatoires* : 7238

	Between	**Tobit**	**MCQG**
			Echant.sélectionné
		Effets aléatoires	*Effets aléatoires*
constante	2,73 (1,95)	1,783**(0,768)	8,815***(0,704)
ln*rd*	0,464**(0,235)	0,730***(0,038)	0,246***(0,048)
ln*div*	-0,047 (0,414)	-0,023 (0,028)	-0,117***(0,026)
ln*spe*	-0,455 (0,415)	-0,385***(0,037)	-0,149***(0,046)
ln*pot*	-0,052 (0,224)	0,078 (0,073)	0,014 (0,048)
ln*publ*	0,142***(0,047)	0,238***(0,014)	0,243***(0,062)
ln*taille*	0,628** (0,271)	0,012 (0,02)	0,084*** (0,022)
sect2		-2,913***0,214)	-1,594***(0,23)
sect3		-0,456** (0,209)	-1,029*** (0,258)
sect4		1,191***(0,223)	0,122 (0,265)
sect5		-0,157 (0,208)	-0,148 (0,273)
sect6		2,206***(0,261)	0,387 (0,274)
sect7		2,986***(0,32)	0,712***(0,274)
sect8		2,207***(0,311)	0,512**(0,269)
sect9		-4,986***(0,198)	-4,325***(0,281)
sect10		-9,796***(0,358)	-10,886***(0,281)
sect11		-9,551***(0,295)	-10,811***(0,291)
R^2	0,87		0,71
Test du mult de Lagrange			87,78***
Test d'Hausman			0
Log vraisemblance		-16909,37	

ANNEXE 2

Régressions sectorielles

Secteur 1
Chimie

	Tobit	MCQG
		Echant. sélectionné
	effets aléatoires	*effets aléatoires*
Variables		
Constante	-0,2301 (4,68)	9,24*** (1,038)
Ln*rd*	0,625***(0,219)	0,089 (0,089)
Ln*div*	-0,298 (0,376)	0,009 (0,162)
Ln*spe*	0,709 (0,174)	0,095 (0,106)
Ln*pot*	0,320 (0,465)	0,231*** (0,088)
Ln*publ*	0,229***(0,032)	0,165***(0,046)
Ln*taille*	0,190***(0,054)	0,064 (0,079)
R^2		0,56
Test du mult de Lagrange		127,74***
Test d'Hausman		0,00
Log vraisemblance	-1583,766	

Secteur 2
Pharmacie

	Tobit	MCQG
		Echant. sélectionné
	effets aléatoires	*effets aléatoires*
Variables		
constante	-14,2*** (5,5)	3,684***(1,36)
ln*rd*	0,85***(0,3)	0,188*(0,108)
ln*div*	-0,106 (0,207)	-0,325* (0,169)
ln*spe*	-0,467(0,287)	-0,047 (0,117)
ln*pot*	1,033* (0,589)	0,544*** (0,236)
ln*publ*	0,411***(0,085)	0,243***(0,089)
ln*taille*	0,286 (0,244)	- 0,092 (0,098)
R^2		0,58
Test du mult de Lagrange		143,56***
Test d'Hausman		0,12
Log vraisemblance	-1506,9	

Secteur 3
Energie

	Tobit	MCQG sélectionné
	Effets aléatoires	*effets aléatoires*
Variables		
constante	-3,00 (4,223)	-6,69*** (0,791)
ln*rd*	0,701***(0,239)	0,25***(0,079)
ln*div*	0,139 (0,183)	-0,02 (0,055)
ln*spe*	-1,121***(0,298)	-0,4***(0,073)
Ln*pot*	0,317 (0,405)	0,203*** (0,056)
ln*publ*	0,151***(0,054)	0,108** (0,042)
ln*taille*	0,537***(0,093)	0,106***(0,058)
R^2		0,64
Test du mult de Lagrange		204,96***
Test d'Hausman		0,02
Log vraisemblance	-1624,17	

Secteur 4
Electricité

	Tobit	MCQG Echant. sélectionné
	Effets aléatoires	*Effets aléatoires*
Variables		
constante	6,074***(1,182)	12,304***(0,354)
ln*rd*	0,293*(0,161)	0,110*(0,058)
ln*div*	0,094 (0,117)	-0,002 (0,018)
ln*spe*	-0,525***(0,184)	-0,104*(0,055)
ln*pot*	0,061 (0,174)	-0,03 (0,055)
ln*publ*	0,118***(0,024)	0,042**(0,019)
ln*taille*	0,240 (0,215)	0,014 (0,037)
R^2		0,32
Test du mult de Lagrange		159,96***
Test d'Hausman		0
Log vraisemblance	-1591,50	

Secteur 5
Electronique et informatique

	Tobit	MCQG Echant. sélectionné
	effets aléatoires	*effets aléatoires*
Variables		
constante	1,62 (3,10)	8,402*** (1,16)
ln*rd*	0,612***(0,126)	0,406***(0,104)
ln*div*	-0,228***(0,083)	-0,038 (0,053)
ln*spe*	-0,257*(0,131)	-0,22**(0,106)
ln*pot*	0,111 (0,284)	0,033 (0,111)
ln*publ*	0,073*(0,042)	0,084***(0,025)
ln*taille*	0,026 (0,069)	-0,11* (0,057)
R^2		0,58
Test du mult de Lagrange		87,08***
Test d'Hausman		0,01
Log vraisemblance	-1591,36	

Secteur 6
Instrumentation

	Tobit	MCQG
		Echant. sélectionné
	Effets aléatoires	*effets aléatoires*
Variables		
constante	7,203***(1,866)	12,802***(0,579)
ln*rd*	0,401***(0,113)	0,085 (0,055)
ln*div*	0,007 (0,084)	0,013 (0,017)
ln*spe*	-0,233 (0,155)	-0,111**(0,056)
ln*pot*	0,037 (0,194)	0,018 (0,074)
ln*publ*	0,142***(0,018)	0,03*(0,015)
ln*taille*	-0,017 (0,147)	-0,007 (0,011)
R^2		0,53
Test du mult de Lagrange		134,79***
Test d'Hausman		0
Log vraisemblance	-1351,26	

Secteur 7
Mécanique

	Tobit	MCQG
		Echant. sélectionné
	Effets aléatoires	*effets aléatoires*
Variables		
constante	10,655***(0,809)	12,344***(0,527)
ln*rd*	0,453***(0,062)	0,055 (0,042)
ln*div*	0,120***(0,04)	- 0,0007 (0,032)
Ln*spe*	-0,578***(0,047)	-0,107**(0,045)
Ln*pot*	-0,243***(0,084)	0,086* (0,046)
ln*publ*	0,014 (0,012)	0,012 (0,009)
ln*taille*	0,062 (0,08)	0,029 (0,029)
R^2		0,45
Test du mult de Lagrange		142,51***
Test d'Hausman		0
Log vraisemblance	-1028,07	

Secteur 8
Matériaux

	MCQG	MCQG
		Echant.sélectionné
	effets aléatoires	*effets aléatoires*
Variables		
constante	7,747***(1,65)	12,484***(0,6)
ln*rd*	0,192***(0,062)	-0,022 (0,065)
ln*div*	0,102**(0,047)	-0,092 (0,093)
ln*spe*	-0,25***(0,064)	-0,073 (0,049)
ln*pot*	0,264 (0,181)	0,13** (0,059)
ln*publ*	0,046 (0,036)	0,127***(0,037)
ln*taille*	0,116*(0,07)	0,004 (0,055)
R^2	0,35	0,45
Test du mult de Lagrange	245,38***	115,93***
Test d'Hausman	1,11	0
Log vraisemblance		

Secteur 9
Aérospatial

	Tobit	MCQG
		Echant. sélectionné
	effets aléatoires	*effets aléatoires*
Variables		
constante	-5,43 (6,26)	5,629 (4,603)
ln*rd*	0,947***(0,238)	0,095 (0,389)
ln*div*	-0,252 (0,25)	-0,498* (0,264)
ln*spe*	-2,26***(0,42)	-0,423 (0,358)
ln*pot*	-0,863 (0,628)	0,021 (0,483)
ln*publ*	0,698***(0,096)	-0,026 (0,136)
ln*taille*	1,45***(0,446)	0,793*(0,418)
R^2		0,14
Test du mult de Lagrange		3,31*
Test d'Hausman		0,06
Log vraisemblance	-1248,22	

Secteur 10
Agriculture, agro-alimentaire

	Tobit	MCQG
		Echant. sélectionné
	Effets aléatoires	*effets aléatoires*
Variables		
constante	-1,758***(0,36)	-3,51***(0,894)
ln*rd*	0,282***(0,04)	0,451***(0,103)
ln*div*	-0,011 (0,025)	-0,068 (0,065)
ln*spe*	-0,195***(0,024)	-0,278***(0,072)
ln*pot*	-0,063* (0,033)	0,053 (0,111)
ln*publ*	0,131***(0,009)	0,169***(0,054)
ln*taille*	-0,0005 (0,028)	-0,042 (0,075)
R^2		0,61
Test du mult de Lagrange		113,31***
Test d'Hausman		9,65
Log vraisemblance	-485,82	

Secteur 11
Transport

	Effets fixes	Tobit	MCQG
			Echant.sélectionné
		Effets aléatoires	*Effets aléatoires*
Variables			
constante		-3,596***(0,324)	0,42 (0,64)
ln*rd*	0,214 (0,639)	0,147***(0,021)	0,162*** (0,052)
ln*div*	-0,053 (0,195)	0,003 (0,009)	-0,032 (0,02)
ln*spe*	-0,225 (0,538)	-0,131***(0,02)	-0,126** (0,05)
ln*pot*	0,310 (6,58)	0,264*** (0,031)	0,061 (0,038)
ln*publ*	-0,067 (0,240)	0,053***(0,005)	0,014 (0,016)
ln*taille*	0,043 (0,031)	0,004 (0,01)	0,003 (0,007)
R^2	0,77		0,33
Test du mult de Lagrange	337,03***		114***
Test d'Hausman	58,33***		0
Log vraisemblance		-446,48	