

**Les effets de la proximité sur les relations technologiques - Une identification
de la relation à l'aide de l'économétrie des données de Panel:
Le cas des entreprises françaises**

**[The role of geographical proximity on firm technological linkage - An identification
of the relation by means of the econometrics of the data of Panel:
The case of the French companies]**

Ahmed Lakssissar

Université Paul Cézanne - Aix-Marseille III,
Faculté d'Economie Appliquée,
Centre d'analyse économique,
13628 Aix-en-Provence Cedex 14, France

Copyright © 2014 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: The aim of this paper is to investigate and assess the role of geographical proximity on firm technological linkages. Our results suggest that the knowledge dissemination must be supplemented by other factor. The econometric analysis confirms the importance of the geographical proximity in the innovation process of french firms. Factors, such as, a larger mobility of skilled labor force, higher organization size and a greater absorptive capacity of innovative firms, may also play an important role in the this process. However, the inter-firms cooperation in french and their sectoral membership don't appear to be essential to increase their innovating capacity.

KEYWORDS: proximity, cooperation, absorptive, knowledge and externalities.

RESUME: L'objet de notre travail sera d'évaluer le rôle de la proximité géographique sur les relations technologiques des entreprises, et de montrer que son rôle dans la diffusion de la connaissance doit être complété par d'autres facteurs. Nos résultats économétriques confirment l'importance de la proximité géographique dans le processus d'innovation des firmes françaises, et montrent qu'un tel effet passe par les canaux suivants : une forte mobilité de la main d'œuvre qualifiée, une taille assez importante de l'organisation et une grande capacité d'absorption des entreprises. En revanche, la coopération entre les firmes françaises et leur appartenance sectorielle ne s'avèrent pas indispensable pour augmenter leur capacité innovatrice.

MOTS-CLEFS: proximité, coopération, capacité d'absorption, connaissances et externalités.

INTRODUCTION

L'idée que les sociétés et les systèmes productifs tirent bénéfice de la concentration spatiale de leurs activités de recherches et d'innovation, est largement acceptée de nos jours : la proximité géographique est vue comme un état essentiel pour le succès technologique, en particulier dans le cas des PME. Néanmoins, des doutes sérieux maintenant sont exprimés, quant aux caractéristiques du processus de la concentration spatiale qui a été engagé, en particulier en vue de la capacité de

transférer la connaissance qui se nomme souvent en tant que connaissance tacite, sans coût et sans effort particulier (Rallet et Torre 2001).

Zucker et al (1994) sont les premiers à montrer le rôle des interactions dans la diffusion de la connaissance, en prouvant que la proximité géographique n'est pas suffisante pour permettre de tirer bénéfice des externalités de la connaissance. Cockburn et Henderson (1998) insistent sur l'importance des interactions entre les scientifiques dans la diffusion des externalités de la R&D. Audretsch et Stephan (1998) ont confirmé ces résultats, en montrant que 70% des contacts entre les entreprises et les scientifiques ne sont pas locaux mais changent selon la nature des tâches confiées aux scientifiques (transfert de la connaissance, signal de la qualité pour des investisseurs, participation au comité scientifique des entreprises ...).

Ainsi, l'analyse du processus de la transmission des externalités de la connaissance, nous mène à reconsidérer automatiquement le rôle positif de la proximité géographique dans un cadre d'interaction entre les entreprises. La proximité géographique seule est alors insuffisante, et la diffusion de la connaissance devra être organisée. C'est pourquoi il est nécessaire d'étudier l'interaction réelle entre les agents, en particulier en vue de l'acquisition de connaissances externes.

L'objet de notre travail sera d'évaluer le rôle de la proximité géographique sur les relations technologiques des entreprises, et de montrer que son rôle dans la diffusion de la connaissance doit être complété par d'autres facteurs. Il s'agit essentiellement de la coopération inter firmes, de la taille des firmes, de leur capacité d'absorption, de la mobilité de la main d'œuvre qualifiée et d'autres facteurs que nous allons exposer par la suite.

ECHANTILLON

L'ensemble des données utilisées dans cette étude sera assemblé à partir de la base de données internationale « **World Scop** » qui fournit des informations sur les dépenses de R&D de l'ensemble des entreprises de plus de 20 salariés implantées sur le territoire français. Le but est de rassembler des informations détaillées sur des activités d'innovation des sociétés françaises appartenant à tous les secteurs de l'économie. Nous avons limité notre attention au sous échantillon de sociétés de l'innovation, autrement dit, les sociétés qui ont déclaré avoir dépensé une quantité positive de ressources dans l'activité d'innovation. Nous avons complété notre base de données par des entretiens téléphoniques réalisés avec les responsables du département R&D des 300 entreprises en question.

En tout, 130 entreprises ont accepté de répondre à l'enquête. Les répondants au questionnaire ont toujours été des personnes qui avaient une excellente connaissance de leur entreprise. En effet, ils étaient dans la plupart des cas des responsables du département R&D, et dans le reste des cas, il s'agissait des directeurs, des ingénieurs ou des techniciens supérieurs, mais toujours attachés au département de recherche et développement .

MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

Notre variable dépendante pour la plupart des régressions est la capacité d'innovation mesurée par les dépenses de R&D pendant la période 2007-2012. Toutes nos variables explicatives sont construites dans la même période 2007-2012. Nous avons choisi cette période de référence en raison de la disponibilité des données sur les dépenses de R&D des entreprises choisies.

Nous avons utilisé deux méthodes économétriques pour effectuer nos régressions :

- La première se base sur l'économétrie des données de panel largement utilisée pour la validation des propos théoriques. La particularité de ces modèles se justifie par l'efficacité et la précision des estimateurs en comparaison avec les études en séries temporelles ou en coupe transversale.
- La seconde consiste à employer des méthodes d'estimation plus appropriées, qui séparent la composante structurelle des variables, de la composante qui renvoie à l'hétérogénéité non observée. Les facteurs de cette hétérogénéité doivent être isolés puisqu'ils peuvent expliquer la variable endogène et les variables explicatives. Nous avons réalisé des estimations économétriques dans un cadre statique où deux spécifications de l'hétérogénéité individuelle sont confrontées (effet fixe et effet variable). Nous nous sommes servis des différentes approches pour le contrôle de l'effet de l'hétérogénéité non observée dans un cadre dynamique permettant l'usage de la méthode des moments généralisés (**GMM**).

DÉFINITION DES VARIABLES

a) La variable endogène : la capacité innovatrice des entreprises

L'indicateur retenu pour mesurer la capacité innovatrice des firmes est le niveau de R&D. Dans ce cadre, nous considérons que l'innovation est d'autant plus élevée que le montant des dépenses de R&D est important. Nous pouvons, en effet, penser qu'il se produit un effet quantitatif. Plus le stock de recherche est important, plus la capacité innovatrice des firmes est favorisée.

Pour rendre compte de cette relation, nous utilisons ici un indicateur obtenu à l'aide des dépenses intérieures de R&D. L'objectif est de mesurer l'effort de recherche propre à une entreprise donnée.

Dans ce cadre, différents choix de modélisation ont pu être opérés. J. Hausman Z.Griliches et B.Hall (1984) introduisent les logarithmes des dépenses passées de R&D. Cette approche a été critiquée par E.Duguet (2004), en effet les dépenses de recherche des différentes périodes sont corrélées entre elles, d'où un problème de multicolinéarité qui produit une imprécision des estimations.

Pour éviter ce problème de multicolinéarité, E.Duguet (2004) a adopté une démarche dans laquelle il a rajouté un capital de recherche, défini comme la somme pondérée des dépenses passées de recherche. Cette somme est obtenue en considérant un taux de dépréciation en général de 10% à 15% par an (J.Mairesse et P.Mohnen, 2006). Ce taux correspond à une dépréciation physique du capital de recherche (fermeture d'un laboratoire de recherche, départ d'un chercheur...) qui fait que les connaissances disparaissent, ajoutant à cela le taux d'obsolescence lié à l'apparition de nouveaux produits ou procédés.

Notre variable dépendante qui représente la capacité innovatrice des sociétés sera mesurée par le taux de croissance des dépenses de R&D des entreprises issues de la base de données internationale « **world scope** » qui fournit des informations sur les dépenses de R&D de l'ensemble des entreprises de plus de 20 salariés implantées sur le territoire français.

Nous avons choisi les dépenses de R&D comme mesure de l'activité de R&D puisqu'il est raisonnable de supposer que cette activité est proportionnelle aux dépenses, et les données sur les dépenses de R&D sont disponibles. En outre, notre recherche ne se limitera pas seulement aux grandes entreprises qui arrivent à breveter leur résultat innovateur, c'est la raison pour laquelle nous n'avons pas choisi de travailler sur les données de brevets.

b) Les variables explicatives

1) la taille des firmes

Selon Aydalot (1985), de la simple comparaison entre les petites entreprises, plus dépendantes de leur environnement local et les grandes entreprises qui disposent des moyens financiers et techniques nécessaires pour pallier à l'effet de la distance, nous pouvons comprendre le rôle crucial que joue la taille de la firme dans l'insertion spatiale.

Il y a une évidence considérable dans la littérature à propos du rôle de la taille des sociétés dans l'activité innovatrice. Le rapport entre la taille d'une entreprise et sa capacité à capturer la valeur des investissements de R&D a été indiqué empiriquement par Cohen et Levin en 1989. Puis Gooding et Wagner (1985) ont suggéré qu'une plus grande taille d'organisation soit associée à une disponibilité et à un accès accru aux ressources critiques, qui peuvent augmenter la force innovatrice des firmes.

L'expérience britannique [excepté l'université de Cambridge Wicksteed (1985) et l'université d'Oxford Lawton (1990)] montre que les établissements universitaires préfèrent établir des rapports de coopération en matière de recherche avec des grandes entreprises, indépendamment de leur localisation géographique.

Dans le cas français, Christophe Carrincazeaux (2001) montre qu'en matière de R&D les collaborations en R&D sont plus fréquentes lorsque les entreprises sont de grandes tailles, et il rejette l'hypothèse d'un besoin plus marqué en ressources locales lorsque les entreprises sont de petites tailles.

2) La capacité d'absorption

Dans quelques industries, les frontières entre les sources internes et externes de la connaissance de l'organisation ont disparu. En conséquence, la surveillance des débordements externes de la connaissance et la capacité de les absorber dans l'organisation, est devenue impérative pour augmenter la capacité concurrentielle de l'entreprise (Teece, 1998).

On entend par capacité d'absorption la faculté des agents à tirer profit des externalités de connaissances. A ce niveau, se pose la question des conditions de transmission et de diffusion locale ou à distance. Contrairement à l'analyse traditionnelle

d'Arrow (1962), pour G.Dosi (1988), W.Cohen et D.Levinthal (1989), l'utilisation des connaissances technologiques produites ailleurs est une activité coûteuse qui nécessite l'existence d'un stock de savoirs et de compétences internes, nous pouvons donc dire qu'il y a une complémentarité entre les sources internes et externes de la connaissance.

Les nouvelles connaissances sont mémorisées en établissant des liens avec des connaissances préexistantes ce qui permet de leur donner un sens et de créer de nouvelles connaissances. La capacité d'absorption de la firme est fonction des capacités d'absorption des individus qui la composent et de son environnement externe comme l'expriment W.Cohen et D.Levinthal dans de nombreux travaux.

D'après les travaux empiriques réalisés par ces auteurs sur 318 firmes américaines, la capacité d'absorption d'une firme est fonction de son niveau interne de R&D. Cette étude a montré aussi l'importance de la capacité d'absorption pour capter les externalités de la recherche publique.

Cockburn et R.Henderson (1998) insistent sur l'existence d'un certain niveau de recherche interne pour pouvoir tirer profit des découvertes issues de la recherche publique.

Dans le cas américain, A.Varga (1998) montre à travers une fonction de production qu'il faut atteindre un niveau critique pour que la recherche publique puisse avoir un effet sur le nombre des innovations commercialisées. Dans le cas européen, B.Maurseth et B.Verspagen (1999) remarquent une corrélation négative entre l'écart de la productivité des régions et la citation des brevets, autrement dit, il faut que la région dispose de suffisamment de compétences internes pour pouvoir bénéficier des connaissances des régions voisines.

Dans le contexte français, d'après plusieurs travaux et études empiriques, pour qu'une entreprise soit capable de capter les externalités de la recherche de son environnement (privé ou public), il faut qu'elle effectue de la recherche interne, emploie des personnes compétentes, les rémunère sur la base de leur position dans la hiérarchie publique et enfin les encourage à établir des liens avec les personnes du secteur public. Tel est le cas de C. Autant-Bernard (2000), qui prouve que la capacité à capter les externalités locales est plus forte pour les départements à faible R&D, au contraire, les départements à forte R&D arrivent à capter des sources distantes d'externalités. L'auteur distingue deux types de départements : d'un côté les départements dont le montant de R&D est inférieur à 1 milliard de francs (les départements à faible capacité d'absorption), et de l'autre côté, les départements dont le montant de R&D est supérieur à 1 milliard de francs (les départements à forte capacité d'absorption).

Pour mesurer la capacité d'absorption, nous nous baserons sur l'intensité de la R&D interne des firmes représentée par le rapport entre les dépenses de la R&D et l'effectif total de la firme.

3) La coopération en matière de R&D

On peut observer au niveau national une forte augmentation du nombre de coopérations de R&D lors de ces dernières années. Pour l'Allemagne, König et d'autres (1994) constatent qu'en 1971 seulement 10% de tous les fabricants étaient impliqués dans des relations de coopération de R&D, 10 ans après, la part est presque montée à 50%. Vonortas (1997) prouve la même chose pour les Etats-Unis.

Röller et d'autres (1998) fournissent l'évidence empirique que la coopération en matière de R&D dépend d'un certain nombre d'effets spécifiques de l'industrie et que la plupart des collaborations dans des projets de recherche et développement se passe souvent entre des firmes qui ont la même taille.

Contrairement aux analyses économiques mentionnées ci-dessus, les analyses stratégiques de gestion se basent fortement sur des théories sociologiques et psychologiques. La coopération des firmes en matière de recherche est perçue comme l'instrument le plus important pour la production de la valeur dans une économie globale (Koleva, 2002). L'évolution de la coopération est stimulée par un but commun qui est l'échange de l'information et de la connaissance. En cumulant un avantage concurrentiel qui permet l'accès aux nouvelles technologies et savoir-faire au delà des frontières, les firmes réalisant des économies d'échelle et partageant le risque et l'incertitude (Morris (1998)).

Dans le cadre des résultats empiriques, peu d'auteurs ont explicitement recherché une théorie de coopération inter-firme en matière de R&D (Koleva, 2002). La seule exception est l'étude de Kreiner et de Schulz (1993) qui ont étudié 16 coopérations entre université et industrie, se concentrant sur la nature personnalisée de la collaboration en R&D. L'étude montre l'influence des normes de la réciprocité et du libre partage de l'information sur les rapports interpersonnels.

En outre, Dyer et Nobeoka (2000) donnent l'évidence empirique qu'au travers la coopération, les partenaires peuvent créer des règles, des normes et des codes pour le partage de la connaissance ce qui favorise les gains d'efficacité. Isfan et

Moog (2003) prouvent que les nouvelles sociétés innovatrices sont souvent en coopération entre elles, et l'absence des universités ne baisse par leur capacité innovatrice.

Dans le cadre de notre travail, nous vérifierons si l'engagement des sociétés dans des relations de coopération en matière de recherche et développement augmente leur capacité innovatrice et diminue l'incertitude.

4) L'âge de la firme

L'âge de la firme peut également jouer en faveur de sa capacité innovatrice. Les anciennes sociétés se caractérisent souvent par l'existence d'un stock d'informations et de ressources importantes. Plus d'expérience et d'expertise, plus de brevets et de produits et des rapports fréquents avec l'environnement externe.

Cependant, si on s'intéresse aux travaux de Barnett (1990), on constate qu'il existe des effets négatifs du vieillissement sur l'innovation. Des travaux récents ont étudié le rapport entre le taux de brevetage des firmes et leur âge, et ils ont montré qu'il y a des effets positifs et négatifs sur le processus d'innovation (Sorenson et Stuart, 2000). Les premiers sont justifiés par une expérience accrue qui permet de constituer une base de connaissances nécessaire pour l'acquisition de nouvelles connaissances. Les seconds sont associés aux problèmes des progrès technologiques et à l'évolution de l'environnement externe. En effet, les nouvelles sociétés sont plus pertinentes au niveau de l'innovation [Tushman et Anderson (1986), Sorenson et Stuart (2000)].

Nous allons utiliser l'âge de la firme comme une variable importante de contrôle pour montrer son rôle sur la capacité innovatrice des firmes de notre échantillon.

5) La proximité géographique

La proximité géographique joue un rôle dans le processus d'innovation et la transmission de la connaissance. Les études sur des externalités géographiques essayent de vérifier le rôle de cette proximité dans la transmission de la connaissance par le calcul de la distance maximum qu'une externalité technologique pourrait couvrir.

Pour Autant-Bernard et Massard (1999), il y a quatre méthodes pour mesurer les externalités de la connaissance :

- utiliser des brevets pour mesurer les externalités (Jaffe et Al, 1993) ;
- se baser sur la concentration géographique des innovations (Feldman (1994), Audretsch et Feldman (1996) ;
- Se servir de la coïncidence géographique (Jaffe (1989), Anselin et Al (1997))
- Mettre en évidence les interactions locales (Anselin et Al (1997), Wallsten (2001)).

Toutes ces approches arrivent à la conclusion que les externalités existent et que leur diffusion géographique est limitée, ceci explique la concentration des sociétés dans certaines zones et soutient l'idée que la proximité géographique est un facteur important dans la diffusion de la connaissance. Cependant, il y a deux facteurs qui limitent la portée de ces approches: la mesure de la diffusion géographique est encore beaucoup discutée et l'analyse des canaux de la transmission des externalités de la connaissance modifie le rôle de la proximité (Autant-Bernard, 2000).

Des études plus récentes s'appuient sur les systèmes d'information géographiques (GIS) afin de modéliser les débordements des externalités de la connaissance, et fournissent des moyens pour la mesure de la distance.

Ainsi, Wallsten (2001) se sert des GIS (les systèmes d'information géographiques) pour analyser la probabilité pour une société dont le voisin a reçu le soutien gouvernemental pour l'innovation, de tirer également bénéfice d'une telle aide. Il prouve que des sociétés recevant l'aide financière sont situées l'une près de l'autre, dans un rayon de dix milles, souvent sur la périphérie des zones urbaines. Même si ce sont des externalités stratégiques liées à l'information plutôt qu'à la R&D, elles montrent que la distance maintenue pour mesurer les effets des débordements de la connaissance changent d'un auteur à l'autre (de 50 milles à dix milles).

Pour mesurer l'effet de la proximité géographique sur la capacité innovatrice des firmes, nous nous inspirons de l'approche de Jafe (1986), nous utilisons une variable muette qui prend la valeur 1 quand la société en question est proche géographiquement¹ d'une autre société qui fait de la recherche ou d'un laboratoire de recherche privée ou public, et la

¹ On considère ici que la distance maximale qu'une externalité technologique pourrait couvrir est de 75 km l'équivalence de 50 Mille au niveau de l'étude réalisée par Jafe (1993).

valeur 0 quand la société n'est pas proche géographiquement d'une autre société effectuant de la recherche ou d'un laboratoire de recherche public ou privé. Nous nous basons ici sur les travaux d'Anselin et al (1997) et aussi sur les travaux de Jaffé et al (1993).

6) La mobilité de la main d'œuvre qualifiée

Plusieurs études principalement descriptives suggèrent que les individus sont considérés comme une source importante du transfert de la connaissance inter firme (Malecki, 1991).

Par exemple, Markusen et autres (1988) constatent que les régions avec des concentrations élevées des techniciens attirent des investissements de pointe. Dans des industries de semi-conducteur, les entrevues avec des ingénieurs indiquent que la mobilité de ces derniers est une source importante de nouvelles connaissances (Saxenian 1990, Rogers et Larsen 1984).

En outre, Song et autres (2004) démontrent cela en remarquant que pendant la première partie du développement de l'industrie coréenne, les sociétés ont embauché beaucoup de diplômés des instituts américains pour profiter des connaissances qu'ils ont acquis aux USA. Almeida (1997) et Kogut (1999) montrent que la mobilité intra régionale agit plus que la mobilité interrégionale pour plusieurs raisons.

Parmi ces raisons, il y a la culture commune, considérée comme élément important dans le contexte, car elle peut faciliter des débordements de la connaissance à travers la coopération et la mobilité de la main d'œuvre qualifiée qui facilite l'interprétation de cette connaissance. Saxenian (1994) suggère que les pratiques, la culture et la terminologie technique sont souvent particulières à une région et changent nettement à travers les régions.

En outre, le contexte commun augmente la probabilité de similitude entre les sociétés en termes de pratiques et de routines. Les théoriciens institutionnels ont remarqué que les sociétés confrontées à l'incertitude essayent de voir les entreprises géographiquement proches (Haunschild et Miner, 1997). La proximité géographique participe à la vulgarisation des routines d'organisation, et augmente la capacité d'absorption qui facilite l'interprétation des nouvelles connaissances.

Ainsi, nous proposons que quand les ouvriers qualifiés se déplacent d'une société à une autre, ils portent les connaissances et les routines qu'ils ont accumulées pendant leurs expériences.

Nous essayons de voir si la mobilité active des chercheurs facilite les débordements inter firmes de la connaissance à travers des contextes différents. Pour mesurer cette mobilité, nous allons utiliser le taux de croissance des personnes qui travaillent dans le département de recherche.

7) Le rôle de la région parisienne

La plupart des études sur l'activité de la recherche en France mentionnent le rôle majeur de la région parisienne. En effet, l'Île de France est une région très spécialisée en R&D par rapport à l'ensemble des autres régions françaises : en 2000, elle a enregistré un indicateur de spécialisation en R&D supérieur à 1,8.

De nombreux secteurs concentrent ainsi la grande majorité de leurs effectifs de chercheurs en Île de France. En outre, les dépenses intérieures de R&D (DIRD) -comme le montre clairement notre échantillon- indiquent que l'Île de France réalise avec 9,2 milliards d'euros, 47,7% de la D.I.R.D des entreprises françaises en 2000. Ces dépenses représentent 2,3% du PIB régional alors que le ratio moyen DIRD/PIB régional est de 1,4% pour la France.

Pour contrôler le poids de la région parisienne sur notre échantillon, nous allons l'utiliser comme variable de contrôle. A ce niveau, nous allons construire une variable muette qui prend la valeur 1 quand l'entreprise appartient à la région parisienne et la valeur 0 quand l'entreprise en question n'appartient pas à cette région.

PRÉSENTATION DE LA RELATION À ESTIMER

Nous estimons sur l'ensemble des 130 entreprises françaises faisant de la recherche, entre 1997 et 2002 la relation suivante :

$$TXD_{it} = f(TXC_{it}, TXT_{it}, PRO_{it}, REG_{it}, AGE_{it}, COP_{it}, TXA_{it}, TXP_{it})$$

Où TXD_{it} est le taux de croissance des dépenses de la R&D ;

TXC : le taux de croissance du chiffre d'affaire ;

TXT : le taux de croissance du nombre des employées ;

PRO : la proximité géographique ;

REG : l'appartenance à la région parisienne ;
 AGE : l'âge de la firme ;
 COP : la coopération ;
 TXA : le taux de croissance de la capacité d'absorption ;
 TXP : le taux de croissance du personnel de la R&D.

Nos estimations seront réalisées dans deux cas : le cas statique et le cas dynamique.

ESTIMATIONS ET RÉSULTATS

I : Analyse statique

Nous estimons dans ce cadre les différents modèles en fonction de la spécification de l'hétérogénéité individuelle (Modèle sans facteurs, à effet individuel et à effet aléatoire). Par ailleurs, nous présentons les tests de l'existence et de l'indépendance de cette hétérogénéité par rapport aux variables explicatives ainsi que des estimations "GMM" robustes à l'endogénéité de l'ensemble des variables explicatives

1) Le modèle sans facteur

Dans ce modèle, nous supposons que l'échantillon étudié est parfaitement homogène. La constante est la même pour toutes les entreprises. L'estimation d'un tel modèle correspond à l'estimation de la relation suivante :

$$TXD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TXC_{it} + \alpha_2 TXT_{it} + \alpha_3 PRO_{it} + \alpha_4 REG_{it} + \alpha_5 AGE_{it} + \alpha_6 COP_{it} + \alpha_7 TXA_{it} + \alpha_8 TXP_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les résultats de cette estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires sont les suivants :

	Coefficient	Ecart type	T-Stat	Significativité
TXC	0.0021104	0.0024799	0.85	0.397
TXT	0.5703451	0.0468458	12.17	0.000
PRO	0.2568115	0.1488684	1.73	0.087
REG	0.0042995	0.1196786	0.04	0.971
AGE	0.0527535	0.0374869	1.41	0.162
TXA	1.062782	0.0116936	90.89	0.000
COP	0.049603	0.1229554	0.40	0.687
TXP	0.292989	0.0092535	31.66	0.000
CONST	-0.4896993	0.1854403	-2.64	0.009

Nombre d'observations = 775, Degré de liberté = 793, R2 = 0.103735, F (7,112) = 2434,48.

Les variables les plus significatives sont celles qui correspondent à la taille, à la capacité d'absorption et à la mobilité de la main d'œuvre qualifiée. La variable qui correspond à la main d'œuvre qualifiée (TXP) a le coefficient le plus élevé, suivit de la taille des firmes (TXT), de la mobilité de la main d'œuvre qualifiée et finalement de la proximité géographique (PRO). Ce résultat montre que la taille de la firme, la mobilité de la main d'œuvre qualifiée, la capacité d'absorption des entreprises et la proximité géographique ont un effet positif sur la capacité innovatrice des entreprises.

Les variables coopération en matière de R&D (COP), l'âge de la firme (AGE) et l'appartenance à la région parisienne n'ont pas d'effet significatif, leurs coefficients sont faibles par rapport aux autres variables.

Cependant, le modèle que nous venons d'estimer considère que l'échantillon étudié est parfaitement homogène et ne tient pas compte de possibles différences entre les entreprises. Cette hypothèse est forte dans la mesure où notre échantillon est composé d'entreprises différentes (différences sectorielles). Plus précisément, ce modèle ne permet pas de séparer entre la composante structurelle des variables et la composante qui renvoie à l'hétérogénéité non observée. Cette dernière peut être liée à la nature des entreprises implantées, à leurs activités de production et à la qualité de leurs ressources humaines. Les facteurs d'hétérogénéité peuvent influencer l'ensemble des variables composant notre modèle (la variable endogène et les variables explicatives). La prise en considération de cette hétérogénéité nous amène à la spécifier sous forme d'une constante (modèle à effet fixe) ou d'une composante aléatoire (modèle à effet aléatoire).

2) Le modèle à effet individuel fixe

Dans un modèle à effet fixe, l'hétérogénéité peut être individuelle ou temporelle. Ainsi, dans le premier cas, la constante varie d'une entreprise à l'autre (effet individuel fixe). En revanche, dans le second cas, elle varie d'une période à l'autre (effet temporel fixe).

En spécifiant l'hétérogénéité individuelle sous la forme d'un effet fixe, l'équation précédente s'écrit comme suit :

$$TXD_{it} = \alpha_i + \alpha_1 TXC_{it} + \alpha_2 TXT_{it} + \alpha_3 PRO_{it} + \alpha_4 REG_{it} + \alpha_5 AGE_{it} + \alpha_6 COP_{it} + \alpha_7 TXA_{it} + \alpha_8 TXP_{it} + \varepsilon_{it}$$

Pour estimer cette équation, il faut passer par une transformation within individuelle qui consiste à calculer pour chaque variable sa différence par rapport à la moyenne de la période pour chaque pays. L'équation précédente devient :

$$[TXD_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T TXD_{it}] = \alpha_1 [TXC_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T TXC_{it}] + \alpha_2 [TXT_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T TXT_{it}] + \alpha_3 [PRO_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T PRO_{it}] + \alpha_4 [REG_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T REG_{it}] + \alpha_5 [AGE_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T AGE_{it}] + \alpha_6 [TXA_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T TXA_{it}] + \alpha_7 [COP_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T COP_{it}] + \alpha_8 [TXP_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T TXP_{it}] + [\varepsilon_{it} - 1/T \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}]$$

Le passage par ce calcul permet d'éliminer l'hétérogénéité individuelle et d'obtenir les résultats suivants en appliquant l'estimateur OLS sur cette nouvelle équation :

	Coefficient	Ecart type	T-Stat	Significativité
TXC	0.0003754	0.0052765	0.07	0.943
TXT	0.6068615	0.0568602	10.67	0.000
PRO	-	-	-	-
REG	-	-	-	-
AGE	-	-	-	-
TXA	1.054553	0.014577	72.34	0.000
COP	-	-	-	-
TXP	0.2874428	0.010833	26.53	0.000

Nombre d'observations = 775, Degré de liberté = 793, R2 = 0.109735, F (4,82) = 3071,03.

Nous obtenons le même résultat que pour le modèle sans facteur au niveau de la significativité. Pour les variables muettes, nous n'avons pas de valeurs au niveau de l'effet fixe.

Par ailleurs, malgré que le coefficient estimé de la variable représentant la taille des firmes ait légèrement diminué et que les coefficients des autres variables aient légèrement augmenté par rapport à ceux du modèle sans facteurs, nous remarquons que les changements ne sont pas significatifs. Cela renforce les prédictions théoriques qui concernent l'effet positif et significatif de la taille des firmes sur leur capacité innovatrice.

Au niveau de l'ordre des coefficients, la variable relative à la capacité d'absorption des firmes (TXA) détient le coefficient le plus élevé. Ce résultat s'accorde avec les travaux empiriques qui utilisent cette variable, comme celui de W.Cohen et D.Levinthal (1989). Ces derniers montrent sur un échantillon de 318 firmes américaines, l'importance de la capacité d'absorption pour capter les externalités de la recherche. Ainsi, une augmentation du taux de croissance de la capacité d'absorption (TXA) de 10% conduit à une augmentation du taux de croissance des dépenses de R&D de 10,5%.

Le second coefficient en termes d'importance est celui attaché au taux de croissance de la taille des firmes (TXT). Ainsi, une augmentation de 10% de cette variable conduit à une augmentation du taux de croissance des dépenses de R&D de plus de 6 %.

Finalement, le coefficient correspondant à la mobilité de la main d'œuvre qualifiée (TXP) est le troisième coefficient positif et significatif. Ainsi une augmentation de 10% de cette variable permet une augmentation du taux de croissance des dépenses de R&D de plus de 2,9%.

3) Le modèle à effet individuel aléatoire

Dans ce cas, l'hétérogénéité individuelle est incluse dans le terme d'erreur. L'estimation de ce modèle revient à estimer la relation suivante :

$$TXD_{it} = \alpha + \alpha_1 TXC_{it} + \alpha_2 TXT_{it} + \alpha_3 PRO_{it} + \alpha_4 REG_{it} + \alpha_5 AGE_{it} + \alpha_6 COP_{it} + \alpha_7 TXA_{it} + \alpha_8 TXP_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

Où u_i représente l'hétérogénéité individuelle.

Pour estimer ce modèle, il faut appliquer l'estimateur GLS en passant par la transformation suivante² :

$$\begin{aligned} [TXD_{it} - (1 - \theta^{1/2})1/T \sum_{t=1}^T TXD_{it}] = & \alpha_1 [TXC_{it} - (1 - \theta^{1/2})1/T \sum_{t=1}^T TXC_{it}] + \alpha_2 [TXT_{it} - (1 - \theta^{1/2})1/T \sum_{t=1}^T TXT_{it}] + \alpha_3 [PRO_{it} - (1 - \\ & \theta^{1/2})1/T \sum_{t=1}^T PRO_{it}] + \alpha_4 [REG_{it} - (1 - \theta^{1/2})1/T \sum_{t=1}^T REG_{it}] + \alpha_5 [AGE_{it} - (1 - \theta^{1/2})1/T \\ & \sum_{t=1}^T AGE_{it}] + \alpha_6 [TXA_{it} - (1 - \theta^{1/2})1/T \sum_{t=1}^T TXA_{it}] + \alpha_7 [COP_{it} - (1 - \theta^{1/2})1/T \sum_{t=1}^T COP_{it}] + \\ & \alpha_8 [TXP_{it} - (1 - \theta^{1/2})1/T \sum_{t=1}^T TXP_{it}] + [\varepsilon_{it} - (1 - \theta^{1/2})1/T \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}] \end{aligned}$$

$$\text{Avec } \theta = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2)$$

Les résultats de cette estimation sont les suivants :

	Coefficient	Ecart type	T-Stat	Significativité
TXC	0.0020049	0.0025104	0.80	0.425
TXT	0.5685108	0.0468965	12.12	0.000
PRO	0.2630558	0.1571293	1.67	0.094
REG	0.0356554	0.1261654	0.28	0.777
AGE	0.0004945	0.0005094	0.97	0.332
TXA	1.062729	0.0117143	90.72	0.000
COP	0.0217192	0.1287802	0.17	0.866
TXP	0.2935671	0.009246	31.75	0.000
CONST	-0.4626993	0.1854403	-2.64	0.007

Nombre d'observations = 775, Degré de liberté = 793, R2 = 0.103735, F (7,112) = 2434,48.

Les coefficients estimés et les statistiques correspondantes sont pratiquement les mêmes que ceux du modèle sans facteur. Cependant, ils changent relativement par rapport à ceux du modèle à effet fixe. En effet, le coefficient attaché à la taille des firmes baisse alors que ceux attachés aux autres variables augmentent dans le modèle à effet aléatoire par rapport à ceux du modèle à effet individuel fixe.

² Pour plus d'explications, voir Hanchane, S. et Balsan, D. (1999), « Estimations et tests sur données longitudinales - le cas des panels cylindrés et non-cylindrés », Document de Travail N° 99C05, GREQAM.

Cela signifie qu'il pourrait y avoir une corrélation négative entre la taille des entreprises et l'hétérogénéité individuelle, et positive entre cette dernière et les autres variables explicatives. Cette corrélation conduirait, dans le modèle à effet individuel aléatoire, à une sous-estimation de l'effet de la taille et à une surestimation de l'effet des autres variables explicatives. En revanche, l'estimation Within permet, en éliminant cette hétérogénéité, d'augmenter l'effet de la taille et de réduire l'effet des autres variables.

D'un autre côté, bien que les coefficients estimés varient relativement en passant d'une estimation à l'autre, toutes les estimations que nous venons de réaliser montrent que la taille de la firme, la capacité d'absorption et la mobilité de la main d'œuvre qualifiée ont un effet positif et significatif sur la capacité innovatrice des firmes. Elles confirment ainsi les propos du théorique avancés dans la section précédente. Dans ce qui suit, nous allons réaliser des tests sur l'existence de l'hétérogénéité individuelle et sur sa dépendance par rapport aux variables explicatives.

4) Les tests statistiques

Les tests de Fisher et de Breush-Pagan permettent respectivement, en confrontant le modèle sans facteurs aux modèles à effet individuel et à effet aléatoire, de vérifier l'existence de l'hétérogénéité individuelle. Le test de Hausman permet quant à lui, en confrontant le modèle à effet aléatoire au modèle à effet individuel, de tester son indépendance par rapport aux variables explicatives. Les définitions détaillées ainsi que les statistiques de ces tests sont exposées dans la section précédente.

a) Le test de Fisher

Ce test confronte le modèle sans facteur (H_0) au modèle à effet individuel fixe. Les résultats de ce test sont les suivants :

$F(4,82) = 3071,03$ avec un niveau de significativité = 0.00000000

Ce résultat permet de rejeter largement l'hypothèse nulle de l'absence de l'hétérogénéité individuelle.

b) Le test de Breush - Pagan

Ce test confronte le modèle sans facteur (H_0) au modèle à effet aléatoire. Les résultats de ce test sont les suivants :

Chi-Squared (1) = 45.742878, avec un niveau de significativité = 0.00000000

Les résultats de ce test permettent de rejeter l'hypothèse nulle de l'absence d'une hétérogénéité individuelle entre les pays.

Les deux tests permettent de rejeter l'hypothèse (H_0) correspondant à l'absence de l'hétérogénéité individuelle. Il existe donc une hétérogénéité entre les entreprises composant notre échantillon. Cependant, si cette hétérogénéité est corrélée avec les variables explicatives, les coefficients du modèle à effet aléatoire seront biaisés et non convergents. En revanche, l'estimation Within permet, en éliminant cette hétérogénéité, d'avoir des coefficients non biaisés et convergents. Nous présentons dans le paragraphe suivant le test de Hausman qui permet de tester la non corrélation d'une telle hétérogénéité avec les variables explicatives.

c) Le test de Hausman

Ce dernier permet de tester la spécification du modèle à effet aléatoire (H_0) contre la spécification du modèle à effet individuel fixe. Les résultats de ce test sont les suivants :

Chi-Squared (5) = 93.901002, niveau de significativité = 0.00000000

Ce résultat permet de rejeter la spécification du modèle à effet aléatoire. Les coefficients estimés d'un tel modèle sont donc biaisés et non convergents à cause de l'existence d'une corrélation entre l'hétérogénéité individuelle et les variables explicatives. L'estimation du modèle à effet fixe, en utilisant la transformation Within, élimine cette hétérogénéité et permet d'obtenir des estimateurs non biaisés et convergents.

Cependant, la méthode des moments généralisés "GMM" est une méthode plus efficace qui permet d'estimer un modèle à effet individuel aléatoire en présence de corrélations entre les variables explicatives et l'hétérogénéité individuelle. Il s'agit, dans ce travail, de l'adaptation de la méthode d'Arellano et Bond (1991) au cadre statique. La version plus générale de cette approche dans le cadre dynamique a été exposée dans la section précédente.

5) Utilisation de la méthode "GMM"

L'utilisation de l'estimateur "GMM" consiste à calculer dans une première étape une estimation "2 SLS" en utilisant, après le passage par une différence première (ou une déviation orthogonale), les instruments des variables explicatives. Les résidus estimés de cette étape serviront avec les instruments au calcul d'une matrice de poids. Cette dernière sera utilisée dans une deuxième étape pour calculer un estimateur "GMM" plus efficace³. Nous présentons les résultats de cette estimation en différence première et en déviation orthogonale.

a) GMM en différence première

L'équation à estimer dans ce cas devient :

$$\text{TXD}_{it} - \text{TXD}_{it-1} = \alpha_1[\text{TXC}_{it} - \text{TXC}_{it-1}] + \alpha_2[\text{TXT}_{it} - \text{TXT}_{it-1}] + \alpha_3[\text{PRO}_{it} - \text{PRO}_{it-1}] + \alpha_4[\text{REG}_{it} - \text{REG}_{it-1}] + \alpha_5[\text{AGE}_{it} - \text{AGE}_{it-1}] + \alpha_6[\text{COP}_{it} - \text{COP}_{it-1}] + \alpha_7[\text{TXA}_{it} - \text{TXA}_{it-1}] + \alpha_8[\text{TXP}_{it} - \text{TXP}_{it-1}] + [\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}]$$

L'estimation de cette équation par la méthode "GMM" donne les résultats suivants dans la deuxième étape⁴ :

	Coefficient	Ecart type	T-Stat	Significativité
TXC	0.000319680	0.001156	0.277	0.783
TXT	0.635479	0.2116	3.00	0.004
PRO	5.46849e-017	3.161e-017	1.73	0.088
REG	0.000000	-	-	-
COP	0.000000	-	-	-
AGE	0.000000	-	-	-
TXA	1.05041	0.01012	104.	0.000
TXP	0.284033	0.03511	8.09	0.000

Nombre d'observations = 775, test de Sargan: $\chi^2(102) = 22.33$ [1.000], AR(1) test : $N(0,1) = -1.206$ [0.0023] **, AR(2) test : $N(0,1) = -0.379$ [0.705].

Nous remarquons qu'il n'y a aucun changement au niveau de la significativité des coefficients estimés par rapport aux précédentes estimations. Cependant, il y a eu une diminution nette des coefficients attachés à toutes les variables⁵, notamment celui de la proximité géographique qui n'a presque plus d'effet sur la variable endogène par rapport aux précédentes estimations.

Par ailleurs, nous remarquons que le test de Sargan accepte l'hypothèse H_0 , selon laquelle les instruments utilisés sont valides, alors que le test (AR) rejette l'hypothèse de l'autocorrection des erreurs.

Cependant, l'utilisation de la différence première ne permet pas de contrôler de façon précise l'hétérogénéité individuelle non observée d'où la nécessité de l'utilisation de la déviation orthogonale⁶.

b) GMM en déviation orthogonale

L'estimation du modèle dans le cas d'une déviation orthogonale donne les résultats suivants dans la deuxième étape :

³ Pour plus d'explications, voir Hanchane, S. et Balsan, D. (1999), « Estimations et tests sur données longitudinales - le cas des panels cylindrés et non-cylindrés », Document de Travail N° 99C05, GREQAM.

⁴ Nous nous contentons de présenter dans ce travail uniquement les résultats des estimations de la deuxième étape.

⁵ A l'exception du coefficient attaché à la taille qui enregistre une très faible augmentation par rapport à celui obtenu dans l'estimation du modèle à effet individuel aléatoire.

⁶ Pour plus d'explications, voir Hanchane, S. et Balsan, D. (1999), « Estimations et tests sur données longitudinales - le cas des panels cylindrés et non-cylindrés », Document de Travail N° 99C05, GREQAM.

	Coefficient	Ecart type	T-Stat	Significativité
TXC	0.000717213	0.0009439	0.760	0.450
TXT	0.605830	0.2269	2.67	0.009
PRO	2.50772e-016	9.564e-017	2.62	0.011
REG	0.000000	-	-	-
AGE	0.000000	-	-	-
COP	0.000000	-	-	-
TXA	1.05453	0.007537	140.	0.000
TXP	0.287617	0.03911	7.35	0.000

Nombre d'observations = 775, test de Sargan : $\chi^2(123) = 77,67$ [1.000], test AR(1) : $N(0,1) = -1,158$ [0.147] **, test AR(2) : $N(0,1) = -0.432$ [0.665].

Nous constatons presque les mêmes résultats qu'avec la différence première, à l'exception d'une légère diminution du coefficient de la taille des firmes (TXT). Ainsi, ce résultat montre que ce coefficient et surtout le coefficient attaché à la proximité géographique ont été surestimés dans les précédentes estimations par la présence de l'hétérogénéité individuelle non observée ou par l'utilisation des méthodes qui ne permettent pas de la contrôler de façon rigoureuse. Plus précisément, l'estimation Within n'a pas permis d'identifier pleinement le rôle joué par l'hétérogénéité individuelle non observée.

En revanche, l'estimation GMM en déviation orthogonale est plus rigoureuse dans la mesure où elle élimine soigneusement l'hétérogénéité individuelle et propose des instruments permettant d'identifier les effets des paramètres structurels nets de tous biais d'endogénéité.

Par ailleurs, le test de Sargan montre que les instruments utilisés sont valides, alors que le test (AR) rejette l'hypothèse de l'autocorrection des erreurs.

II) Analyse dynamique

Les modèles dynamiques se caractérisent par la présence d'une ou plusieurs variables endogènes retardées parmi les variables explicatives. L'estimation d'un modèle dynamique revient à estimer la relation suivante dans le cas d'un retard d'ordre 1 :

$$TXD_{it} = \alpha + \alpha_1 TXD_{it-1} + \alpha_2 TXC_{it} + \alpha_3 TXT_{it} + \alpha_4 PRO_{it} + \alpha_5 REG_{it} + \alpha_6 AGE_{it} + \alpha_7 COP_{it} + \alpha_8 TXA_{it} + \alpha_9 TXP_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

Cependant, la variable endogène retardée (TXD_{it-1}) dépend de l'hétérogénéité individuelle u_i . L'utilisation des méthodes d'estimation classiques (OLS, within) donnent des estimateurs biaisés et non convergents. Parmi les méthodes utilisées pour résoudre ce problème, nous faisons appel à celle d'Arellano et Bond (1991).

La méthode d'Arellano et Bond (1991)

La méthode d'Arellano et Bond (1991) permet d'obtenir dans un cadre dynamique un estimateur « GMM » en deux étapes⁷. Dans une première phase, nous obtenons, en passant par une différence première ou une déviation orthogonale et en utilisant les instruments de la variable endogène retardée et des autres variables explicatives, une estimation (2 SLS). Nous combinons les résidus estimés de cette étape avec les instruments pour calculer une matrice de poids qui servira, dans une seconde phase, au calcul d'un estimateur "GMM" plus efficace.

Les résultats de ces estimations en différence première et en déviation orthogonale sont les suivants :

⁷ Pour plus d'explications, voir Hanchane, S. et Balsan, D. (1999), « Estimations et tests sur données longitudinales - le cas des panels cylindrés et non-cylindrés, » Document de Travail N° 99C05, GREQAM.

a) GMM en différence première

	Coefficient	Ecart type	T-Stat	Significativité
TXD (-1)	3.74393e-005	9.296e-006	4.03	0.000
TXC	1.30933e-005	0.0005198	0.0252	0.980
TXT	1.30267	0.08248	15.8	0.000
PRO	7.44820e-018	4.422e-019	-16.8	0.000
REG	2.77030e-018	1.645e-019	16.8	0.000
COP	0.000000	-	-	-
AGE	0.000000	-	-	-
TXA	1.06922	0.005609	191.	0.000
TXP	0.218520	0.01315	16.6	0.000

Nombre d'observations = 775, test de Sargan : $\chi^2(90) = 22,18$ [1.000], test AR(1) : $N(0,1) = -0,430$ [0.067] **, test AR(2) : $N(0,1) = -0.376$ [0.707].

La variable endogène retardée (TXD_{it-1}) a un effet positif et significatif sur la capacité innovatrice. Cela confirme la dépendance des dépenses de la R&D d'une année à l'autre des entreprises françaises. Les coefficients des autres variables explicatives sont toujours significatifs et le coefficient concernant la taille des entreprises enregistre une nette augmentation par rapport à l'estimation "GMM" en différence première dans le cadre statique.

Le test de Sargan accepte les instruments utilisés alors que le test (AR) rejette l'hypothèse de l'autocorrélation des erreurs.

Cependant, l'hétérogénéité non observée n'est pas contrôlée de façon précise dans cette estimation, d'où la nécessité de l'estimation GMM en déviation orthogonale.

b) GMM en déviation orthogonale

	Coefficient	Ecart type	T-Stat	Significativité
TXD (-1)	3.81976e-005	1.005e-005	3.80	0.000
TXC	-0.000166937	0.0003452	-0.484	0.631
TXT	1.32369	0.06259	21.1	0.000
PRO	3.00669e-016	1.535e-017	19.6	0.000
REG	0.000000	-	-	-
AGE	0.000000	-	-	-
COP	0.000000	-	-	-
TXA	1.07011	0.005674	189.	0.000
TXP	0.155590	0.09844	1.58	0.120

Nombre d'observations = 775, test de Sargan : $\chi^2(98) = 54,79$ [1.000], test AR(1) : $N(0,1) = -1,057$ [0.029] **, test AR(2) : $N(0,1) = -0.482$ [0.629].

La variable endogène retardée est toujours significative, et son coefficient est toujours positif. Le coefficient attaché à la proximité géographique a connu une nette amélioration par rapport à la différence première alors que celui représentant la mobilité de la main d'œuvre qualifiée a fortement chuté même au niveau de la significativité.

Les coefficients des autres variables représentant l'âge de la firme, l'appartenance à la région parisienne et la coopération sont relativement stables et faibles par rapport à l'estimation « GMM » en déviation orthogonale dans le cadre statique.

Le test de Sargan valide les instruments utilisés alors que le test (AR) rejette l'hypothèse de l'autocorrélation des erreurs.

CONCLUSION

La première implication concerne la taille de la firme. Cette variable a eu un impact très significatif, ce qui nous amène à conclure que la taille des entreprises constitue un facteur favorable qui participe efficacement à augmenter leur capacité innovatrice. Ce résultat rejoint celui de Cohen et Levin (1989), Gooding et Wagner (1985), Galbrath (1952) et Carrincazeaux (1999).

Concernant la proximité géographique, les résultats suggèrent que cette dernière a un rôle important mais pas suffisant. En effet, en passant aux estimations les plus robustes (GMM), le coefficient de la variable (PRO) diminue nettement mais il reste toujours significatif. Ce résultat confirme les prédictions empiriques de Zucker et al. (1994), Cockburn et Henderson (1998), ces derniers prouvent dans leur étude l'insuffisance du facteur géographique et insistent sur l'importance des interactions entre les entreprises et les universités. Nos résultats suggèrent que la proximité géographique doit être complétée par une forte mobilité de la main d'œuvre qualifiée qui constitue une source très importante d'externalités et une forte capacité d'absorption basée sur un certain niveau de recherche interne. A ce niveau, nos résultats confirment les prédictions empiriques de Verga (1998) dans le cas américain, et de Maurseth et Verspagen (2002) dans le cas européen.

Les résultats obtenus au sujet de la coopération inter firmes ou/et entre celles-ci et les universités ou/et les laboratoires de recherches privés ne sont pas suggestifs. Ils indiquent que la coopération n'est pas indispensable pour augmenter la capacité innovatrice des entreprises françaises. Semblablement, l'appartenance à la région parisienne ne constitue pas un handicap qui empêche les entreprises de développer leur capacité innovatrice.

In fine, les résultats présentés dans cet article confirment l'importance de la proximité géographique dans le processus d'innovation et montrent qu'un tel effet passe par les canaux suivants : une forte mobilité de la main d'œuvre qualifiée, une taille assez importante de l'organisation et une grande capacité d'absorption des entreprises.

REFERENCES

- [1] Rallet A., et Torre A., (2001), Proximité Géographique ou Proximité organisationnelle ? Une analyse spatiale des coopérations technologiques dans les réseaux localisés d'innovation, *Economie Appliquée*, LIV, 1, 147-171. *Revue d'économie régionale et urbaine* (1993) «Economie des proximités », numéro spécial (n°3).
- [2] Zucker L., Darby M., Brewer M., (1994), *Intellectual capital and the birth of U.S. biotechnology enterprises*. Working Paper No. 4653. Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.
- [3] Cockburn, I., Henderson, R., (1998), Absorptive capacity, coauthoring behavior, and the organization of research in drug discovery. *The Journal of Industrial Economics* 46(2), 157-83.
- [4] Audretsch D., Stephan P., (1998), Company-scientist locational links: the case of biotechnology. *American Economic Review* 86, 641-652.
- [5] Hausman, J.A., Hall, B. et Griliches, Z. (1984). Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R & D Relationship, *Econometrica*, Vol. 52, N° 4, (Jul., 1984), pp. 909-938.
- [6] Duguet, E. (2004). Measuring R&D cooperation through joint patents, Insee Studies in *Economics and Statistics*, vol. 1.
- [7] Mairesse, J. et Mohnen, P. (1999). Innovation et croissance : une revue de la littérature, *Chiffres clés*, Sessi, Ministère de l'économie, des finances et de l'industrie.
- [8] Aydalot, Ph. (1985). *Economie Régionale et Urbaine*, Economica.
- [9] Cohen, W. et Levin, R.C. (1989). Empirical Studies of Innovation and Market Structure, in *Handbook of Industrial Organization*, eds., R. Schmalensee and R.D. Willig, New York: North- Holland.
- [10] Gooding, R.Z. et Wagner, J.A. (1985). A meta-analytic review of the relationship between size and performance: The productivity and efficiency of organizations and their subunits. *Administrative Science Quarterly*, Vol. 30, pp. 462-481.
- [11] Carrincazeaux, C., Lung, Y. et Rallet, A. (2001). Proximity and location of corporate R&D activities, *Research Policy*, Vol. 30, N° 5, pp. 777-789.
- [12] Teece, D.J. (1998). Capturing Value from Knowledge Assets: The New Economy, Markets for Know-How, and Intangible Assets. *California Management Review*, Vol. 40, pp. 55-79.
- [13] Arrow, J.K. (1962). The economic implication of learning by doing. *Review of Economic Studies*, Vol. 29, pp.155-173
- [14] Dosi, G. (1988). *Technical Change and Economic Theory*. Pinter Publishers, New York.
- [15] Cohen, W. et Levinthal, D. (1989). Innovation and Learning: The Two Faces of R&D, *Economic Journal*, Vol. 99, pp. 569-96.
- [16] Cockburn, I. et Henderson, R. (1998). Absorptive capacity, coauthoring behavior, and the organization of research in drug discovery. *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 46, N° 2, pp. 57-83.

- [17] Varga, A. (1998). Local academic knowledge spillovers and the concentration of Economic Activity, *Research Paper* N° 9803, West Virginia University, mars, p. 28.
- [18] Maurseth, P.B. et Verspagen, B. (2002). Knowledge spillovers in Europe, A Patent Citation Analysis, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 104, N° 4, pp. 531-545.
- [19] Autant-Bernard, C. (2000). *Géographie de l'innovation et externalités locales de connaissances. Une étude sur données françaises*, Thèse de doctorat en sciences économiques, Université Jean Monnet St-Etienne.
- [20] König, H., Licht, G. et Staat, M. (1994). F&E-koooperationen und innovationsaktivität, in B. Gahlen, H.J. Ramser and H. Hesse (Eds), *konomische Probleme der Europäischen Integration: Schriftenreihe des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars*, Ottobeuren 23, Mohr, Tübingen.
- [21] Vonortas, N.S. (1997). Cooperation in Research and Development, *Economics of Science, Technology, and Innovation*, Vol. 11. Springer Press.
- [22] Röller, L.H., Tombak, M.M. et Siebert, R. (1998). The incentives to form research joint ventures: theory and evidence, *Wissenschaftszentrum Berlin Discussion Paper FS IV 98-15*.
- [23] Koleva, G. (2002). Comparison between alliances, networks, and joint ventures: What management techniques are in place? *A Research Note*, Copenhagen: Business School 2002.
http://www.euintangibles.net/library/localfiles/WP6/6.6_Koleva_2002.pdf
- [24] Morris, J.M. (1998). *Joint Ventures: Business Strategies for Accountants*, New York: John Wiley & Sons.
- [25] Kreiner, K. et Schultz, M. (1993). Informal Collaboration in R&D. The formation of Networks Across Organizations. In *Organization Studies* 1993, Vol. 14, N° 2, pp. 189-209.
- [26] Dyer, J. et Nobeoka, K. (2000). Creating and managing a high-performance knowledge sharing network: the Toyota case, *Strategic Management Journal*, Vol. 21, N° 3, pp.345-367.
- [27] Isfan, K. et Moog, P. (2003). Deutsche Hochschulen als Gründungsinkubatoren. Schriften zur Mittelstandsforschung Nr. 100 NF. Deutscher Universitätsverlag, Wiesbaden.
- [28] Barnett, W.P. (1990). The organizational ecology of technological system, *Administrative Science Quarterly*, Vol. 35, p. 31.
- [29] Sorenson, J. et Stuart, T.E. (2000). Aging, obsolescence, and organizational innovation, *Admin. Sci. Quart.* Vol. 45, pp. 81-112.
- [30] Tushman, M.L. et Anderson, P. (1986). Technological Discontinuities and Organizational Environments, *Administrative Science Quarterly*, Vol. 31, pp. 439-465.
- [31] Autant-Bernard, C. et Massard, N. (1999). Econométrie des externalités technologiques locales et géographie de l'innovation: une analyse critique, *Economie Appliquée*, Vol. 52, N° 4, pp. 35-68.
- [32] Anselin, L., Varga, A. et Acs Z. (1997b). Entrepreneurship, geographic spillovers and university research: a spatial econometric approach. *NBER Working Paper*, N° 59, ESRC Centre for Economic Research, University of Cambridge, Cambridge, England.
- [33] Jaffe, A.B. (1989). Real effects of academic research, *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 697-970
- [34] Wallsten, S. (2001). An empirical test of geographic knowledge spillovers using geographic information systems and firm-level data, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 31, pp. 571- 599.
- [35] Jaffe, A.B., Trajtenberg, M. et Henderson, R. (1993). Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, pp. 577-598
- [36] Markusen, A. (1988). Production, Trade and Migration with Differentiated, Skilled Workers, *Canadian Journal of Economics*, XXI, February, pp. 492-506
- [37] Malecki, E. (1991). *Technology and Economic Development: the Dynamics of Local, Regional and National Change*, Longman, New York, NY.
- [38] Saxenian, A. (1990). Regional Networks and the Resurgence of Silicon Valley. *California Management Review*, Automne, 1990.
- [39] Rogers, E.M. et Larsen, J.K. (1984). *Silicon valley fever: Growth of high-technology culture*. New York: Basic Books.
- [40] Song, C. et Villamizar, C. (1994). High performance TCP in Anset. *Computer Communication Review*, Vol 24, N° 5, pp. 45-60
- [41] Almeida, P. et Kogut, B. (1997 a). The exploration of technological diversity and the geographic localization of innovation, *Small Business Economics*, N° 9, p.21-31
- [42] Almeida, P. et Kogut, B. (1999). Localization of knowledge and the mobility of engineers in regional networks, *Management Science*, Vol. 45, N° 7, pp. 905-927.
- [43] Saxenian, A. (1994). *Regional Advantage: Culture and Competition in Silicon Valley and Route 128*. Harvard Univ. Press, Cambridge, MA.
- [44] Haunschild, P.R. et Miner, A.S. (1997). Modes of interorganizational imitation: The effects of outcome salience and uncertainty, *Administrative Science Quarterly*, Vol. 42, N° 3, pp. 472-500.

- [45] Cohen, W. et Levinthal, D. (1989). Innovation and Learning: The Two Faces of R&D, *Economic Journal*, Vol. 99, pp. 569-96.
- [46] Arellano, M. et Bond, O. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, Vol. 58, N° 2, April, pp. 277-297.
- [47] Galbraith, J.K. (1952). *American Capitalism: The Concept of Countervailing Power*, New York: Houghton Mifflin.