



HAL
open science

LA DIMENSION SPATIALE DES COLLABORATIONS POUR L'INNOVATION : UNE ANALYSE SUR DONNEES CIFRE (1981-2006)

Olivier Bouba-Olga, Marie Ferru

► **To cite this version:**

Olivier Bouba-Olga, Marie Ferru. LA DIMENSION SPATIALE DES COLLABORATIONS POUR L'INNOVATION : UNE ANALYSE SUR DONNEES CIFRE (1981-2006). 2009. hal-00489364v1

HAL Id: hal-00489364

<https://hal.science/hal-00489364v1>

Preprint submitted on 4 Jun 2010 (v1), last revised 6 Dec 2010 (v2)

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Association de Science Régionale De Langue Française



LA DIMENSION SPATIALE DES COLLABORATIONS POUR L'INNOVATION : UNE ANALYSE SUR DONNEES CIFRE (1981-2006)¹

BOUBA-OLGA Olivier

Laboratoire CRIEF-TEIR EA2249

Université de Poitiers

obouba@univ-poitiers.fr

FERRU marie

Laboratoire CRIEF-TEIR EA2249

Université de Poitiers

Marie.ferru@univ-poitiers.fr

Résumé L'objectif de cet article est de se prononcer sur l'évolution de la dimension spatiale des collaborations pour l'innovation et sur l'existence d'éventuels effets de structure et notamment d'effets-taille, en s'appuyant, sur le volet empirique, sur une base de données recensant plus de 14 000 contrats CIFRE, sur la période 1981-2006. Nous développons dans un premier temps un modèle d'adoption des collaborateurs, qui met en évidence le rôle potentiel de la géographie des ressources et de l'histoire des relations passées (effets de lock-in) pour la dimension spatiale des collaborations. Nous présentons dans un deuxième temps différents modèles économétriques pour expliquer le caractère local/non local des collaborations. Il permet de mettre en évidence i) la relative inertie de la géographie des collaborations, ii) l'existence d'effets régionaux marqués, iii) le rôle important d'effets-taille.

Mots clés : Innovation, géographie, inertie, ressources, proximité

¹ Nous remercions vivement Liliane Bonnal pour ses remarques sur une première version de l'article et ses conseils pour les analyses économétriques réalisées. Les erreurs éventuelles restent bien sûr de notre entière responsabilité.

INTRODUCTION

De nombreuses études empiriques soulignent l'importance des collaborations pour la capacité d'innovation des firmes, à l'échelle mondiale (Hagedoorn, [2002]), européenne (Giuri et al., [2006]) et française (Sessi, [2006]) : en 2006, près de 40% des entreprises françaises déclarent collaborer pour innover, principalement avec leurs clients-fournisseurs (40,3% d'entre elles), et avec des Universités ou organismes publics de R&D (21,3%). Dès lors, se pose la question de la dimension spatiale de ces collaborations.

Dans un premier temps, les analyses empiriques de la géographie de l'innovation (Jaffe [1989] ; Feldman [1994] ; Audretsch et Feldman [1996] ; etc.), menées sur données américaines, ont souligné la tendance à l'agglomération spatiale des activités d'innovation. Les modèles d'économie géographique (Fujita et Thisse [2000] ; Duranton et Puga [2004] ; Duranton et al. [2007]) proposent une explication de ce résultat en s'appuyant sur la notion d'externalité technologique locale, notamment sur le fait que la proximité spatiale, en multipliant les possibilités d'interactions de face à face, favoriserait la circulation de connaissances par nature tacites. La co-localisation des partenaires permettrait donc d'améliorer leurs performances en matière d'innovation.

La multiplication des travaux empiriques menés sur le sujet depuis lors tendent cependant à relativiser les résultats des premières études, en soulignant le caractère multi-scalaire des collaborations : Audretsch et Stephan [1996] dans le cas des Etats-Unis, Autant-Bernard [2000] dans le cas de la France et Hagedoorn [2002] au niveau mondial montrent la coexistence des collaborations locales et non locales. Dans le cadre d'une étude importante basée sur les brevets déposés auprès de l'office européen, Giuri et al. [2006] obtiennent des résultats convergents et, devant la faiblesse observée des collaborations locales inter-organisationnelles, expliquent que ce résultat « is puzzling given the emphasis in the literature on the importance of the geographical proximity for collaboration and knowledge transfer » (p.16).

L'objectif de cet article est de s'inscrire dans le prolongement de ces travaux, en les complétant sur différents points. D'un point de vue théorique, d'abord, la plupart des travaux pose la question de la dimension spatiale des collaborations en termes de choix de localisation. Or, dans tout un ensemble de cas, les acteurs de l'innovation s'inscrivent dans une logique de projet souvent multi-partenarial, ils ne cherchent pas à être localisés de façon permanente à coté de leur partenaire, mais plutôt à gérer leurs différentes collaborations en étant à la fois ici et ailleurs et en s'appuyant pour cela soit sur des dispositifs de coordination à distance, soit sur des proximités temporaires (Rallet et Torre [2005]). La dimension spatiale des collaborations est dès lors moins un problème de choix de localisation qu'un problème de choix d'un collaborateur. Nous proposons donc dans une première partie de développer une telle modélisation, en nous appuyant sur les modèles d'urnes de Polya proposés par Arthur [1989, 1990] pour analyser les choix d'adoption des technologies ou des localisations. Le modèle proposé met en évidence le rôle potentiel de la géographie des ressources, d'une part, et de l'histoire des collaborations passées, d'autre part, des effets de lock-in géographiques (externalités technologiques locales) ou résiliaires (externalités technologiques non locales) pouvant se manifester.

D'un point de vue empirique, ensuite, les travaux recensés n'intègrent que rarement l'existence potentielle d'effets de structure, notamment d'effets régionaux ou sectoriels ; de plus, ils ne peuvent se prononcer sur l'évolution de la dimension spatiale des collaborations, faute de données sur longue période. Nous proposons de combler partiellement ces lacunes en nous appuyant sur une base de données sur longue période (1981-2006) rassemblant l'ensemble des contrats Cifre² signés entre des laboratoires publics et des entreprises, pour lesquels nous disposons notamment de la localisation géographique, du secteur d'appartenance (pour les entreprises) et du domaine scientifique (pour les laboratoires).

² Depuis 25 ans, le dispositif bourse Cifre (convention industrielles de formation par la recherche) subventionne toute entreprise de droit français qui emploie un doctorant pour le placer au cœur d'une collaboration de recherche avec un laboratoire public.

L'exploitation de cette base dans la deuxième partie de l'article montre d'abord l'inertie de la dimension spatiale des collaborations, la part des contrats intra-régionaux oscillant faiblement, sur toute la période, autour de 50%. Nous proposons ensuite un modèle logit binaire afin d'expliquer le caractère local/non local des collaborations, qui permet de confirmer l'inertie des évolutions et de mettre en évidence l'existence d'effets géographiques marqués pour certaines régions françaises et, comparativement, la faiblesse des effets de secteur ou de domaine scientifique. Nous montrons enfin que ces effets régionaux s'expliquent pour partie par la géographie particulière des ressources : la contractualisation intra-régionale des laboratoires est d'autant plus forte que la taille économique de la région (mesurée par le poids dans le PIB) est importante ; symétriquement, la contractualisation intra-régionale des entreprises est d'autant plus forte que la taille scientifique de la région (mesurée par le poids dans le nombre de chercheurs publics) est importante. Les propositions principales de notre modélisation (importance de la géographie des ressources et de l'histoire des collaborations passées) paraissent donc validées.

I. UN MODELE D'ADOPTION DES COLLABORATEURS

Pour identifier les principaux déterminants des choix de collaboration pour l'innovation, nous nous inspirons des modèles d'urnes de Polya, utilisés pour l'adoption des technologies (Arthur [1989]) ou des localisations (Arthur [1990]). Nous focalisant ensuite sur les contrats Cifre reliant des entreprises et des laboratoires de recherche, nous considérons la localisation des acteurs comme donnée et irréversible : les contrats Cifre sont en effet signés pour une durée de 3 ans, ce sont les doctorants des laboratoires qui rejoignent les entreprises, les entités concernées ne modifiant pas leur localisation. Cette hypothèse ne vaut pas que pour ce type de collaboration : nombre des relations science-industrie, plus généralement nombre des collaborations pour l'innovation, obéissent de plus en plus à des logiques de projets, qui rendent le coût d'une co-localisation prohibitif. Le caractère multi-partenarial des collaborations, les possibilités d'échange à distance, tout comme le recours fréquent à une proximité temporaire (Rallet et Torre [2005]) conduisent également à poser le problème du choix du collaborateur comme différent d'un problème de choix de localisation.

Dans cette perspective, nous considérons une économie composée de R régions, dans lesquels sont localisés des entreprises x et des laboratoires y . On note x_{ir} l'entreprise $i = 1 \text{ à } X_r$ de la région r et y_{jr} le laboratoire $j = 1 \text{ à } Y_r$ de la région r . Le nombre total d'entreprises est $X = \sum_r X_r$, le nombre total de laboratoires est $Y = \sum_r Y_r$.

On considère qu'à chaque période $t = 1 \text{ à } T$, l'entreprise x_{ir} noue un certain nombre de collaborations avec des laboratoires y , en fonction d'une propension à collaborer identique pour toutes les firmes, notée p . Le nombre total de collaborations initiées par les entreprises, pour chaque période t , sera donc, pour l'économie dans son ensemble, égal à pX et, pour chaque région r , égal à pX_r .

1. Le rôle de la géographie des ressources

Soit $C(x_{ir1}, y_{jr2})$ le nombre de collaborations entre la i ème entreprise de la région $r1$ et le j ème laboratoire de la région $r2$. On notera $C_{r1,r2}$ le nombre total de collaborations entre des entreprises de la région $r1$ et des laboratoires de la région $r2$. $C_{r1,r1}$ est logiquement le nombre de collaborations intra-régionales.

Dans la configuration de base du modèle, nous supposons que la profitabilité de la collaboration est la même quelle que soit l'entreprise et le laboratoire :

$$\pi(x_{ir1}, y_{jr2}) = \underline{\pi} \forall i, j, r1, r2$$

La probabilité qu'une entreprise x_{ir1} collabore avec un laboratoire y_{jr2} est alors la même quelque soit l'entreprise et le laboratoire. Le nombre de collaborations entre des entreprises

de la région $r1$ et des laboratoires de la région $r2$ dépendra dès lors uniquement de la répartition spatiale des deux types d'acteurs. Plus précisément, compte tenu de l'ensemble des hypothèses posées, nous obtenons :

$$C_{r1,r2} = pX_{r1} \frac{Y_{r2}}{Y}$$

Symétriquement, le nombre de collaborations entre des entreprises de la région $r2$ et des laboratoires de la région $r1$ sera :

$$C_{r2,r1} = pX_{r2} \frac{Y_{r1}}{Y}$$

Sur la base de ces éléments, nous pouvons calculer un degré de localisme des entreprises de la région $r1$ égal à la part des collaborations intra-régionales dans l'ensemble des collaborations nouées par des entreprises de la région $r1$, notée c_{xxr1} :

$$c_{xxr1} = \frac{C_{r1,r1}}{\sum_r C_{r1,r}} = \frac{pX_{r1} \frac{Y_{r1}}{Y}}{\sum_r pX_{r1} \frac{Y_r}{Y}} = \frac{Y_{r1}}{Y}$$

Symétriquement, le degré de localisme des laboratoires de la région $r1$ sera :

$$c_{yyr1} = \frac{C_{r1,r1}}{\sum_r C_{rr1}} = \frac{pX_{r1} \frac{Y_{r1}}{Y}}{\sum_r pX_r \frac{Y_{r1}}{Y}} = \frac{X_{r1}}{X}$$

La part des collaborations intra-régionales dépend donc potentiellement, sous les hypothèses mentionnées, de la géographie des ressources scientifiques et économiques : plus le nombre de laboratoires et d'entreprises implantés dans la région est important, plus le nombre de collaborations intra-régionales sera lui-même important. Nous testerons économétriquement dans la partie empirique l'importance effective de ces deux relations.

2. Le rôle de la proximité spatiale

Concentrons nous sur les collaborations interrégionales entre les entreprises d'une région $r1$ et les laboratoires d'une région $r2$. Nous avons vu que leur nombre est égal à :

$$C_{r1,r2} = pX_{r1} \frac{Y_{r2}}{Y}$$

On peut supposer que le coût de la mise en relation entre les entreprises et les laboratoires considérés dépend positivement de la distance géographique entre les deux régions, notée $D_{r1,r2}$. Le nombre attendu de collaborations s'écrira alors :

$$C_{r1,r2} = A \frac{X_{r1} Y_{r2}}{D_{r1,r2}}$$

avec $A = p/Y$. La relation obtenue correspond à un modèle gravitaire, que nous testerons également dans la deuxième partie. La distance entre les deux régions peut être estimée de différentes façons : nombre minimal de frontières régionales à franchir pour aller d'une région à l'autre, distance kilométrique entre les deux capitales régionales, distance temps entre ces deux mêmes capitales, etc.

3. L'introduction des rendements croissants d'adoption

Supposons maintenant que la profitabilité d'une collaboration entre une entreprise et un laboratoire augmente avec le nombre de collaborations passées entre ces deux acteurs. En reprenant les notations introduites plus haut, nous écrirons :

$$\pi(x_{ir1}, y_{jr2}) = \underline{\pi} + \alpha C(x_{ir1}, y_{jr2})$$

Avec $\underline{\pi}$ la profitabilité intrinsèque de la collaboration et α un paramètre renseignant sur la nature des rendements : si $\alpha = 0$, on retrouve le modèle initial, si $\alpha < 0$, les rendements résultant de l'adoption du même partenaire diminuent. Enfin, si $\alpha > 0$, les rendements d'adoption sont croissants. Cette dernière hypothèse est recevable dans tout un ensemble de cas : au fur et à mesure de leurs collaborations, l'entreprise et le laboratoire apprennent à travailler ensemble, évaluent le degré de confiance qu'ils peuvent accorder à l'autre, mettent en œuvre différents protocoles, différentes mesures, etc. qui permettent d'améliorer l'efficacité de la relation.

La formulation retenue de la profitabilité de la collaboration permet de retrouver le modèle d'adoption des technologies d'Arthur [1989], la différence étant qu'il ne s'agit plus ici d'adopter une technologie, mais un collaborateur. En suivant les résultats de son modèle, on en déduit que chaque entreprise va être progressivement enfermée dans une relation bilatérale avec l'un des laboratoires (effet de lock-in), sans que l'on puisse prédire à l'avance avec lequel.

Sans autre hypothèse, cet enfermement inter-organisationnel n'a pas d'implications sur la géographie des collaborations, c'est seulement si l'on suppose l'existence d'externalités entre acteurs que cette géographie sera affectée. Une hypothèse possible consiste par exemple à supposer que le développement de relations entre une entreprise de la région 1 et un laboratoire de la région 2 profite à l'ensemble des entreprises de la région 1. Le profit entre deux acteurs s'écrira alors :

$$\pi(x_{ir1}, y_{jr2}) = \underline{\pi} + \alpha C_{r1,r2}$$

Une hypothèse alternative consiste à supposer l'existence d'externalités non locales. Supposons par exemple qu'une partie des entreprises appartiennent à un même réseau, et que des externalités de connaissance se diffusent au sein, et uniquement au sein de ce réseau. L'enfermement collectif ne sera pas spatial, mais résiliaire. Ces externalités non locales peuvent également s'expliquer par le jeu de dispositifs institutionnels spécifiques dédiés aux relations entre certaines régions. Ce n'est plus la proximité spatiale qui compte, mais une autre forme de proximité, que l'on peut qualifier de socio-économique (Bouba-Olga et Grossetti [2008]).

II. ANALYSE EMPIRIQUE DE LA DIMENSION SPATIALE DES CONTRATS CIFRE

Notre travail empirique s'appuie sur une base de données qui comprend l'ensemble des contrats Cifre établis entre 1981 et 2006, soit 14 294 contrats. Pour chaque contrat, nous disposons des informations suivantes : i) le secteur d'activité de l'établissement (décomposition en 18 secteurs), ii) le domaine scientifique du laboratoire (26 domaines), iii) la localisation du laboratoire (par commune, département et région), iv) la localisation de l'établissement (idem).

Pour nous prononcer sur la dimension spatiale des collaborations, nous avons travaillé d'une part sur la part des relations intra-régionales et d'autre part sur la matrice des relations interrégionales. Dans un premier temps, nous nous focalisons sur l'évolution de la dimension spatiale des collaborations. Nous présentons ensuite un modèle logit binaire, afin d'identifier d'éventuels effets structurels. Nous montrons enfin le rôle de la géographie des ressources pour la dimension spatiale des collaborations.

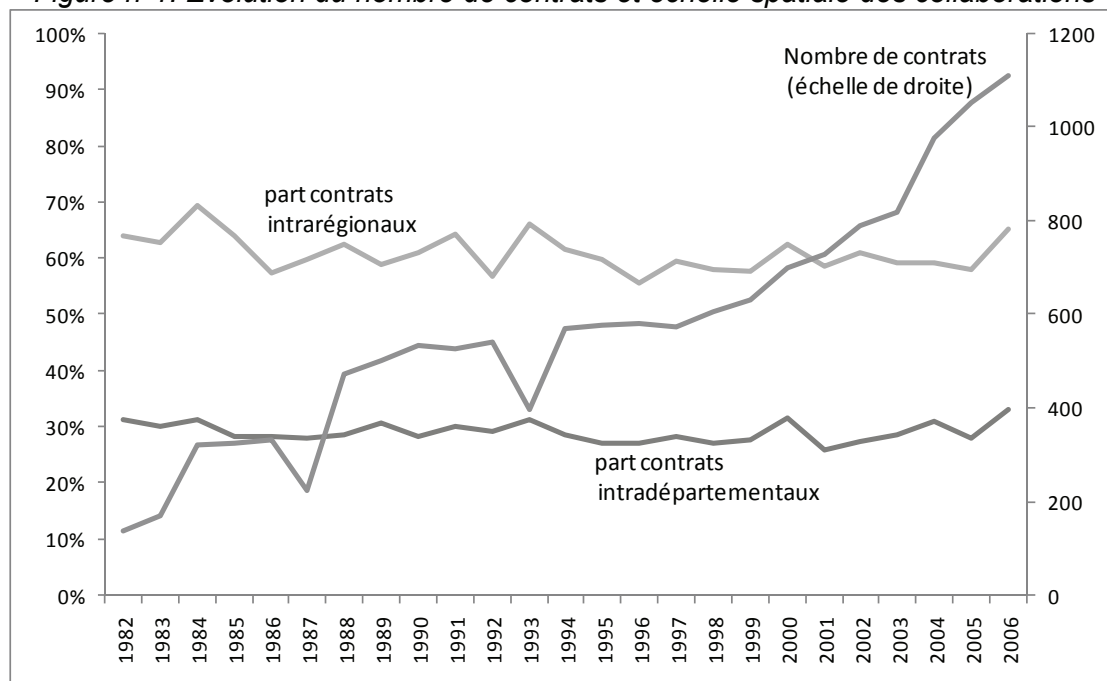
1. L'inertie de la dimension spatiale des collaborations

Pour nous prononcer sur la part des collaborations intra-régionales, nous avons construit une variable notée LOC, qui peut prendre deux valeurs : 1 si la relation est intra-régionale, 0

sinon. On peut alors calculer pour chaque région, secteur, domaine, etc., la part des contrats intra-régionaux dans l'ensemble des contrats et analyser son évolution.

Sur l'ensemble de la période et pour l'ensemble des régions, la part des contrats intra-régionaux est de 52,4%. A l'échelle des départements, elle tombe à 29,1% et à 1,7% au niveau communal. La figure 1 reprend l'évolution de ces indicateurs, au niveau régional et départemental, ainsi que l'évolution du nombre de contrats Cifre.

Figure n°1: Evolution du nombre de contrats et échelle spatiale des collaborations



Premier résultat important : la proportion de contrats « locaux » à ces deux échelles est remarquablement stable, en dépit de l'évolution soutenue du nombre de contrats. Pour juger plus précisément de cette stabilité, nous avons testé économétriquement l'existence d'une tendance linéaire. L'équation à tester est :

$$LOC_{r,t} = \alpha + \beta t + \mu_t$$

Où $LOC_{r,t}$ est le taux de localisme à la date t pour la région r (ou un ensemble de régions), t est le temps et μ_t est un terme d'erreur.

Il s'avère que β est non significatif pour la France entière, ce qui confirme la stabilité du localisme pour l'ensemble des régions sur la période d'étude. Autre résultat important, à un niveau géographique plus fin, on observe que le localisme, coté laboratoire, n'est pas stable (β est significatif au seuil de 1%) pour la province et la région Ile-de-France : on observe une tendance linéaire décroissante pour la première et inversement une tendance linéaire croissante pour la seconde. Ceci pourrait s'expliquer par l'évolution de la densité de la région Ile de France relativement à la province, autrement dit par la géographie des ressources, ce que nous chercherons à vérifier dans le paragraphe suivant. Au contraire, coté établissement, β n'est pas significatif, révélant la stabilité du localisme pour la province et l'Ile-de-France.

Nous avons également effectué ce test pour chacune des régions : 11 sur 21 ne présentent pas de trend linéaire significatif côté établissement, et 14 sur 21 côté laboratoire. Il convient toutefois de rester très prudent quant à ces résultats, les régions, hormis Rhône-Alpes, Midi-Pyrénées et l'Ile de France, rassemblant un nombre de contrats par année relativement faible. Le tableau suivant résume ces différents résultats.

Tableau 1 : Stabilité du localisme pour chacune des régions

	Coefficient positif	Coefficient négatif
Coté établissement	Auvergne, Bourgogne, Bretagne, Haute-Normandie, Pays de la Loire, PACA, Poitou-Charentes, Alsace, Ile-de-France*, Aquitaine**, Centre***, Champagne-Ardenne***	Limousin, Languedoc-Roussillon, Basse-Normandie, Midi-Pyrénées*, Franche-Comté*, Lorraine**, Nord-Pas-de-Calais**, Picardie***, Rhône-Alpes***
Coté laboratoire	Midi-Pyrénées, Aquitaine, Auvergne, Bourgogne, Bretagne, Centre, Champagne-Ardenne	Pays de la Loire, Limousin, Lorraine, Basse-Normandie, Franche-Comté, Rhône-Alpes, Haute-Normandie, Picardie*, Poitou-Charentes*, Alsace**, Languedoc-Roussillon***, Nord-Pas-de-Calais***, PACA***

Notes : *P<0,1, **P<0,05, ***P<0,01

Pour compléter sur cette question de l'inertie des évolutions, nous avons procédé à une analyse basée sur la matrice des relations interrégionales. A partir de cette matrice, nous pouvons calculer le profil régional des laboratoires (profils lignes) et des entreprises (profils colonnes), puis tester la stabilité des profils obtenus pour deux périodes différentes, 1981-1993 et 1994-2006. Pour cela, nous avons réalisé deux tests non paramétriques et plus précisément des tests de comparaison de distribution de Kolmogorov-Smirnov et de Wilcoxon. Il s'avère que la distribution des collaborations est comparable entre les deux sous périodes. Autrement dit, pour chacune des régions, les collaborations inter-régionales ne connaissent pas d'évolution significative, ce qui confirme l'idée d'une inertie de la dimension spatiale des collaborations. Il n'est cependant pas possible, compte tenu des données disponibles, de se prononcer sur les déterminants d'une telle inertie : il peut s'agir d'une tendance à la reproduction des relations passées ou encore du jeu de la géographie des ressources. Nous montrons plus loin le rôle important de la géographie des ressources.

2. Identification des effets de structure : un modèle logit binaire

Afin d'estimer l'impact des déterminants structurels sur la dimension spatiale des collaborations, nous avons testé un modèle logit binaire avec LOC_k^* la variable latente et LOC_k la variable binaire associée, qui prend la valeur 1 si le $k^{ième}$ contrat est signé entre deux contractants de la même région et la valeur 0 sinon.

$$LOC_k = \begin{cases} 1 & \text{si } LOC_k^* \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$\text{Avec } LOC_k^* = \alpha + Z_k \beta + \mu_k$$

Z est la matrice des variables explicatives et β le vecteur des paramètres associés.

La probabilité associée s'écrit donc :

$$P(LOC_k = 1 | Z_k) = \frac{\exp(\alpha + Z_k \beta)}{1 + \exp(\alpha + Z_k \beta)}$$

Parmi l'ensemble des variables explicatives, la plupart sont initialement polytomiques : il s'agit du secteur d'appartenance de l'entreprise (SECTEUR), du domaine scientifique du laboratoire (DOMAINE), de la localisation de l'entreprise (REG_ETAB), de la localisation du laboratoire (REG_LAB) et des dates de signature des contrats, classées en cinq périodes de 5 ans (PERIODE). Une seule variable, l'appartenance à un groupe (GROUPE=1 si l'entreprise appartient à un groupe), est dichotomique.

Compte tenu des données disponibles, nous avons testé deux versions du modèle. Dans ces deux versions, nous avons par ailleurs effectué à chaque fois de manière séparée l'analyse du côté du laboratoire (en tenant compte des caractéristiques du contrat qui relèvent du laboratoire) puis du côté de l'établissement (en tenant des caractéristiques du contrat qui relèvent de l'établissement). Dans la première, nous intégrons le variable PERIODE et les variables REG_ETAB (lorsque l'analyse est établie du côté établissement) ou REG_LAB (lorsque l'analyse est établie du côté laboratoire), afin de nous prononcer sur l'évolution de l'échelle spatiale des relations, d'une part, et d'identifier d'éventuels effets régionaux, d'autre part. Dans cette première version, nous disposons de 14 294 observations. Dans la deuxième version, nous intégrons l'ensemble des variables permettant d'identifier d'éventuels effets sectoriels côté entreprise ou côté laboratoire, ainsi que le rôle de l'appartenance à un groupe dans le cas des établissements. L'existence de données manquantes réduit cependant notre échantillon, qui passe à 10 373 observations. Pour les régions, aussi bien du côté des laboratoires que des établissements, la variable de référence est la région Aquitaine en raison de ses caractéristiques moyenne et de sa taille significative. Pour les secteurs d'activité et les domaines scientifiques, les variables de référence sont respectivement l'énergie et l'informatique.

A partir des valeurs des coefficients, nous avons pu calculer l'odds ratio associé à chaque variable, qui est égal à l'exponentiel du coefficient. Pour la variable GROUPE, par exemple, l'odds ratio nous dit par combien est multipliée la probabilité que la relation soit intra-régionale quand la variable dichotomique GROUPE passe de la valeur 0 à la valeur 1. Un odds ratio inférieur à 1 signifie que la variable diminue la probabilité, un odds ratio supérieur à 1 signifie qu'elle l'augmente. Les odds ratio associés à chaque variable sont indiqués dans le tableau suivant par ordre décroissant afin de rendre compte de l'importance de chacune des variables. Nous n'avons retenu dans notre tableau de résultats que les variables significatives au seuil de 1%.

Tableau n°1: Résultats du modèle logit binaire

Version 1				Version 2			
Coté laboratoire		Coté établissement		Coté laboratoire		Coté établissement	
Variables	Odds ratio	Variables	Odds ratio	Variables	Odds ratio	Variables	Odds ratio
IDF	3.84	MidiPyrene	1.61	IDF	3.83	Services	1.98
Lorraine	0.62	Auvergne	0.51	Lorraine	0.69	Transp/telecom	1.73
PaysLoire	0.61	FrancheC	0.48	PaysLoire	0.64	MidiPyrene	1.66
Auvergne	0.57	Centre	0.41	Biotech	0.62	groupe	0.86
HauteN	0.46	Picardie	0.29	Instrumentation	0.62	Métallurgie	0.71
Picardie	0.45	HauteN	0.27	Genieelec	0.61	IAA	0.60
Bourgogne	0.38	Bourgogne	0.24	Metallurg	0.55	Chimiedebase	0.59
PoitouC	0.38	ChampagneA	0.22	Picardie	0.54	Auvergne	0.52
Limousin	0.38			Environmt	0.51	FrancheC	0.45
Languedoc	0.38			PoitouC	0.49	Picardie	0.38
<i>Observations</i>	<i>14294</i>	<i>Observations</i>	<i>14294</i>	Energetiq	0.49	Centre	0.34
<i>F(25,14)</i>	<i>64.32</i>	<i>F(25,14)</i>	<i>16.41</i>	HauteN	0.48	HauteN	0.27
<i>prob>F</i>	<i>0</i>	<i>prob>F</i>	<i>0</i>	Limousin	0.48	Bourgogne	0.24
				Mecaniqu	0.47	ChampagneA	0.22
				Physiq	0.43		
				Languedoc	0.42		
				Bourgogne	0.41		
				Auvergne	0.38		
				Mécafluid	0.30		
				<i>Observations</i>	<i>10373</i>	<i>Observations</i>	<i>10373</i>
				<i>F(49,10)</i>	<i>28.65</i>	<i>F(41,10)</i>	<i>16.19</i>
				<i>prob>F</i>	<i>0</i>	<i>prob>F</i>	<i>0</i>

Tout d'abord, les deux versions du modèle testé confirment l'inertie de l'évolution de la dimension spatiale des collaborations : aucune sous-période n'est significative au seuil de 10%. On observe également, dans les deux versions du modèle, l'importance de différents effets régionaux. D'une part, on observe que seuls les laboratoires de l'Île-de-France et les établissements de la région Midi-Pyrénées sont comparativement plus localistes que la moyenne. D'autre part, du côté des laboratoires, les régions les moins localistes sont assez nombreuses et correspondent généralement à des régions de taille relativement faible : les régions Lorraine, Pays de la Loire, Auvergne, Haute-Normandie, Picardie, Bourgogne, Poitou-Charentes, Limousin et Languedoc-Roussillon connaissent une probabilité 1,5 à 4 fois plus faible de collaborer localement. Du côté des établissements, à côté des régions Auvergne et Franche-Comté, les régions limitrophes de l'Île de France (Bourgogne, Centre, Champagne-Ardenne, Haute Normandie, Picardie) sont les régions les moins localistes côté établissement, avec une probabilité divisée par 2,5 à 5 selon les cas.

Ce dernier résultat nous semble particulièrement intéressant. Pour l'interpréter, nous avons d'abord recherché si ce plus faible localisme pouvait s'expliquer par un nombre plus important de relations avec l'Île-de-France, le découpage administratif des régions masquant les effets de proximité géographique. Les données disponibles confirment cette hypothèse : alors que la moyenne des contrats avec l'Île de France est de 12% pour les régions de province, elle monte à 23% pour la Haute Normandie, 22% pour la Champagne-Ardenne et la région Centre, 19% pour la Picardie et 16% pour la Bourgogne ; seule l'Auvergne présente un taux supérieur (25%) à ces régions. Deux explications éventuellement complémentaires peuvent être avancées : soit ces régions bénéficient d'un effet de proximité vis-à-vis de l'Île de France, soit elles pâtissent d'un effet d'ombre, en étant moins dotées que la moyenne des autres régions en chercheurs publics, ce qui renvoie à la question de la géographie des ressources (cf. infra). Or, lorsqu'on rapporte le poids dans le total des chercheurs de ces régions à leur poids dans le PIB (données 2006), on observe effectivement un tel effet d'ombre, notamment pour la Champagne-Ardenne, la Picardie et la Haute Normandie, qui présentent les trois indices les plus faibles de France, respectivement de 32, 33 et 38, contre une moyenne pour les régions de province de 80.

La seconde version du modèle, plus complète en termes de variables, fait ressortir plusieurs résultats complémentaires. On observe certains effets sectoriels mais d'une importance moindre au regard de leur odds ratio. S'agissant des domaines scientifiques, beaucoup sont significatifs et parmi eux tous sont moins localistes que la moyenne (biotechnologie, génie électrique, métallurgie, environnement, etc.) avec une probabilité divisée par 2 à 3. Concernant les secteurs d'activité des établissements, deux secteurs, les services et les transports, sont plus localistes et multiplient par presque 2 la probabilité de collaborer localement alors que les secteurs de la métallurgie, les IAA et la chimie apparaissent relativement moins localistes. L'appartenance à un groupe influe enfin négativement sur la probabilité de contracter en intra-régional.

3. Le rôle de la géographie des ressources

Afin de préciser l'interprétation des résultats observés dans le modèle logit binaire, nous proposons dans ce dernier point de nous pencher sur le rôle de la géographie des ressources développé dans notre modèle d'adoption. Dans le but de tester si le nombre de collaborations interrégionales et intra-régionales est lié à la taille scientifique et économique des régions, nous utilisons un modèle gravitaire, qui permet de relier le volume des collaborations interrégionales à la taille des régions et à la distance qui les sépare. Il nous autorise ainsi à tester l'existence d'effets-taille et d'effets de distance (et symétriquement d'effets de proximité). Nous reprenons la formalisation développée précédemment pour rendre compte des effets-taille et des effets de la distance :

$$C_{r1,r2} = A \frac{X_{r1} Y_{r2}^\alpha}{D_{r1,r2}^\beta}$$

$C_{r1,r2}$ est égal au nombre de contrats Cifre entre les entreprises de la région 1 et les laboratoires de la région 2.

$X_{r1}Y_{r2}$ correspond respectivement à la taille économique de la région 1 et à la taille scientifique de la région 2. X_{r1} est évalué par la part dans le PIB national (données INSEE), en moyenne sur la période, de la région 1, Y_{r2} est la part dans le total national des chercheurs (données OST), en moyenne sur la période, de la région 2. Compte tenu des données disponibles, nous nous limitons à la période 1997-2006.

$D_{r1,r2}$ correspond à la distance entre la région 1 et la région 2. $D_{r1,r2}$ sera apprécié de trois façons différentes, en distinguant notamment la distance géographique de la distance-temps, pour donner une évaluation précise des effets de distance. Nous nous limitons dans ce modèle à la distance spatiale bien qu'il aurait été envisageable de tester des effets de distances d'essence non spatiale (distance en termes de ressources notamment).

Le modèle économétrique testé s'écrit donc :

$$\ln C_{r1,r2} = \alpha \ln X_{r1} Y_{r2} + \beta \ln D_{r1,r2} + \mu$$

Nous nous attendons à ce que le signe de α soit positif, le nombre de collaborations augmentant avec la taille des régions. Au contraire, nous nous attendons à ce que le signe de β soit négatif, le volume des partenariats entre deux régions diminuant avec la distance.

Nous testons plusieurs versions du modèle :

i) Nous considérons dans une première version que l'espace est neutre (la distance entre les régions est nulle) afin de rendre compte des seuls effets liés à la taille des régions.

ii) Nous testons dans la seconde version le rôle de la distance géographique, à partir d'une matrice des contiguïtés. Nous nous appuyons pour cela sur le nombre de frontières administratives entre chacune des régions, l'existence de frontières pouvant s'avérer déterminantes.

iii) Dans la troisième version, la distance est évaluée en termes de temps : nous nous utilisons le temps de transport par train nécessaire au déplacement entre chacune des capitales régionales.

iv) Dans la quatrième version enfin, nous intégrons à la précédente mesure de la distance, la fréquence des trains, qui accroît l'accessibilité entre les territoires. Dans cette dernière version, la distance entre deux régions est mesurée par le temps de transport par train entre les deux capitales régionales, divisé par le nombre quotidien de trains.

Tableau n°2: Résultats du modèle gravitaire pour les collaborations interrégionales

Variables	Modèle 2 :			
	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4
$\ln X_{r1} Y_{r2}$	0,76*** (19,82)	0,78*** (21,27)	0,68*** (18,17)	0,63 *** (15,46)
$\ln D_{r1,r2}$	-	-0,51*** (-5,66)	-0,73*** (-7,13)	-0,38*** (-6,73)
C	-0,41*** (-3,98)	-0,06 (-5,66)	0,85*** (4,22)	-0,49*** (-5,02)
R ²	0,56	0,60	0,62	0,61
Observations ³	315	315	315	315

Notes : *P<0,1, **P<0,05, ***P<0,01. t-statistics entre parenthèses.

³ Les modèles sont testés sur 315 données et non sur les 440 données : nous avons exclu de notre modèle les relations intra-régionales et nous avons dû par ailleurs retirer l'ensemble des régions pour lesquels le nombre de contrats était égal à 0 en raison de l'utilisation des logarithmes népériens dans nos calculs.

Le modèle gravitaire testé explique de manière satisfaisante le nombre de contrats entre les régions françaises, comme en témoigne le R^2 des différentes versions du modèle. Premier résultat important, les variables explicatives testées sont, dans chacune des versions du modèle, significatives au seuil de 1% ; des effets-taille et des effets de distance structurent ainsi significativement la répartition spatiale des contrats interrégionaux. Par ailleurs, les signes des coefficients des variables sont ceux attendus. La taille des régions est corrélée positivement au nombre de contrats interrégionaux ; autrement dit, les collaborations entre deux régions sont d'autant plus importantes que ces dernières sont denses en ressources scientifiques et économiques. Au contraire, la distance -que ce soit la distance géographique ou la distance-temps- est corrélée négativement au volume des relations science-industrie, ce qui signifie que plus les régions sont éloignées physiquement (ou plus le temps de transport est élevé) et moins les contrats entre ces deux régions sont nombreux. Par ailleurs, les coefficients sont tous inférieurs à 1, ce qui signifie que les effets-taille et effets de distance ont un effet moins que proportionnel. On observe plus précisément qu'un accroissement de 1% de la taille des régions conduit à renforcer les collaborations interrégionales de 0,65% à 0,78% alors qu'une augmentation de 1% de la distance entre deux régions réduit de 0,38% à 0,73% les partenariats entre ceux deux régions.

Les deux effets testés, les effets-taille et les effets de distance, n'ont toutefois pas le même impact dans la répartition spatiale des collaborations science-industrie. Les différentes versions de ce modèle nous permettent en effet de distinguer leur impact respectif et révèlent que les effets-taille sont véritablement structurants en expliquant 56% de la distribution spatiale des contrats Cifre alors que les effets de proximité semblent relativement mineurs et n'apportent que peu d'explications supplémentaires ; la valeur du R^2 passent de 56% à 62% lorsqu'on intègre la distance au modèle. Les valeurs des t statistics associées à ces deux variables confirment également le rôle d'autant plus déterminant des effets-taille.

Bien que le rôle de la distance soit relativement faible, les trois dernières versions de notre modèle révèlent que la distance-temps donne une explication légèrement meilleure de la distribution spatiale des contrats Cifre que la distance géographique. Le temps de déplacement apparaît ainsi plus déterminant que la distance physique dans la géographie des collaborations science-industrie. La prise en compte de la fréquence des trains n'apporte pas d'éléments explicatifs supplémentaires, le R^2 associé à la quatrième version du modèle est même légèrement inférieur à la version précédente.

Le modèle de gravité testé confirme donc le rôle structurant de la géographie des ressources et plus particulièrement des effets-taille : la concentration des ressources explique plus de 55% de la répartition spatiale des collaborations science-industrie. Nous pouvons en réutiliser une version modifiée pour rendre compte de l'importance des effets-taille dans le poids du local. Dans ce cadre, la distance est nulle et nous distinguons le localisme coté établissement et le localisme coté laboratoire. Dans le premier cas, nous cherchons à voir si le localisme des établissements dépend de la taille scientifique de la région, le modèle s'écrit alors :

$$c_{r1,r1} = AY_{r1}^{\alpha}$$

Dans le second cas, symétriquement, nous évaluons le localisme des laboratoires au regard de la taille économique des régions, le modèle s'écrit alors :

$$c_{r1,r1} = AX_{r1}^{\alpha}$$

Compte de la situation spécifique de la région Ile-de-France, nous avons testé une version du modèle comprenant une variable muette notée IDF.

Tableau n°3: Résultats du modèle gravitaire pour les collaborations intra-régionales

Variables	Coté laboratoire		Coté établissement	
$\ln X_{r1}$	-	-	0.17*** (3.47)	0.24*** (4.21)
$\ln Y_{r1}$	0.35*** (4.16)	0.33** (2.81)	-	-
IDF	-	-0.09 (0.23)	-	-0.56* (-2.01)
C	-1.47*** (-12.23)	-1.45*** (-9.80)	-0.95*** (-13.84)	-0.98*** (-14.92)
R ²	0.48	0.48	0.39	0.51
Observations	21	21	21	21

Notes : * $P < 0,1$, ** $P < 0,05$, *** $P < 0,01$. t-statistics entre parenthèses.

Ce modèle confirme le poids important des effets-taille dans la géographie des collaborations, la densité des régions expliquant, du coté des laboratoires comme du coté des établissements, entre 40% et 50% du localisme. Cet effet apparaît toutefois légèrement plus important du coté des laboratoires : autrement dit, les laboratoires sont relativement plus sensibles à la densité de leur région que ne le sont les établissements. Ce modèle vérifie, au regard de notre variable muette, le caractère atypique et important de la région Ile de France du coté des établissements. Les établissements sont en effet particulièrement concentrés dans cette région alors que les laboratoires sont relativement mieux répartis dans les différentes régions françaises.

Conclusion

L'objectif de cet article était de compléter les travaux empiriques portant sur la dimension spatiale des collaborations pour l'innovation, en nous appuyant sur une base de données originale, portant sur une période relativement longue, et permettant de mesurer d'éventuels effets de structure.

Nous avons montré dans une première partie, sur la base d'un modèle d'urnes de Polya, le rôle potentiel de la géographie des ressources, d'une part, et de l'histoire des collaborations passées, d'autre part. Les investigations empiriques menées ont permis de valider certaines des propositions avancées : i) on observe une certaine inertie de la dimension spatiale des collaborations tout au long de la période d'étude, ii) on note également l'existence d'effets géographiques spécifiques, notamment pour l'Ile de France et pour les régions limitrophes de la région capitale, iii) ces effets géographiques spécifiques s'expliquent pour partie par la géographie des ressources.

Il conviendrait de compléter ces premières investigations, afin notamment de mieux comprendre l'inertie de la dimension spatiale des collaborations : au-delà du rôle de la géographie des ressources, celle-ci peut en effet s'expliquer par une tendance des acteurs à reconduire leurs collaborations passées. Des enquêtes menées auprès des acteurs impliqués dans les collaborations pour l'innovation seraient nécessaires pour discriminer entre ces effets.

BIBLIOGRAPHIE

ANSELIN L., VARGA A. et ACS Z., 1997. « Local geographic spillovers between university research and technology innovation », *Journal of Urban Economics*, Vol. 42, issue 3, p. 422-448.

- ARTHUR B., 1989. « Competing technologies, increasing returns and lock-in by small historical events », *Economical Journal*, Mars.
- ARTHUR B., 1990. « When do increasing returns imply monopoly », *Mathematical social sciences*, Vol. 19, p.235-251.
- AUDRETSCH D. et FELDMAN M., 1996. « Knowledge Spillovers and the Geography of Innovation and Production », *American Economic Review*, Vol. 86, issue 3, p.630-640.
- AUDRETSCH B. et STEPHAN P., 1996. « Company-scientists locational links: the case of biotechnology », *American Economic Review*, 86, p. 641-652.
- AUTANT-BERNARD C., 2000. « Géographie 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.
- DURANTON G. et PUGA D., 2004. « Microfoundations of urban agglomeration economies », in V. Henderson et J.-F. Thisse (éd.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Amsterdam, North-Holland, vol. 4, p. 1454-1477.
- DURANTON G., MARTIN P., MAYER T. et MAYNERIS F., 2007. « Les Pôles de Compétitivité : que peut-on en attendre ? », Cepremap, éditions Ens rue d'Ulm.
- FELDMAN M.P., 1994. « The Geography of Innovation », Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- FUJITA M. et THISSE J., 2000. « The formation of economics of agglomeration: old problems and new perspectives », in Huriot J.-M., Thisse J. (eds), *Economics of Cities, Theoretical Perspectives*, Cambridge University Press.
- GIURI P., MARIANI M., BRUSONI S., CRESPI G., FRANCOZ D., GANBARDELLA A., GARCIA-FONTES RG., HARHOFF D., HOISL K., LA BAS C., LUZZI A., MAGAZZINI L., NOMALER O., PALOMERAS N., PATEL P., ROMANELLI M., VERSPAGEN B., 2006. « Everything you always wanted to know about inventors (but never asked) : evidence from the PatVal-EU survey », Discussion paper series, n°5752, Centre for economic policy research.
- HAGEDOORN J., 2002. « Inter-firm R&D partnerships: an overview of major trends and patterns since 1960 », *Research Policy*, Elsevier, Vol. 31(4), p. 477-492, Mai.
- JAFFE A., 1989. « Real effects of academic research », *The American Economic Review*, Vol. 79(5), p. 957-970.
- RALLET A. et TORRE A., 2005., « Proximity and localization », *Regional studies*, Vol. 39(1), p.47-59.
- SESSI, 2006. « Un quart des entreprises innovent. Souvent moyennes ou grandes, elles réalisent 60% du chiffre d'affaire », 4 pages, Aout.