

REVUE
D'ÉCONOMIE
INDUSTRIELLE

Revue d'économie industrielle

123 | 3e trimestre 2008
Varia

La dimension spatiale dans le choix des collectivités de déléguer leurs services publics : le cas de la distribution d'eau en France

Anne Plunket, Stéphane Saussier et Freddy Huet



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/rei/3895>

DOI : 10.4000/rei.3895

ISSN : 1773-0198

Éditeur

De Boeck Supérieur

Édition imprimée

Date de publication : 15 septembre 2008

Pagination : 45-63

ISSN : 0154-3229

Référence électronique

Anne Plunket, Stéphane Saussier et Freddy Huet, « La dimension spatiale dans le choix des collectivités de déléguer leurs services publics : le cas de la distribution d'eau en France », *Revue d'économie industrielle* [En ligne], 123 | 3e trimestre 2008, document 5, mis en ligne le 15 septembre 2010, consulté le 19 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/rei/3895> ; DOI : 10.4000/rei.3895

Anne PLUNKET
ADIS - U. de Paris Sud

Stéphane SAUSSIER
ADIS - U. de Paris Sud & GREGOR, U. de Paris I

Freddy HUET
GREDEG - Université de Nice Sophia Antipolis

LA DIMENSION SPATIALE DANS LE CHOIX DES COLLECTIVITÉS DE DÉLÉGUER LEURS SERVICES PUBLICS : LE CAS DE LA DISTRIBUTION D'EAU EN FRANCE ⁽¹⁾

Mots-clés : Partenariats public-privé, contrats, proximité spatiale, économétrie spatiale.

Key words : Public-Private Partnerships (PPPs), Contracts, Spatial Proximity, Econometrics.

INTRODUCTION

Avec l'introduction de la concurrence et la libéralisation progressive des services publics, la question de leur organisation optimale est aujourd'hui au cœur de l'actualité. Sans aller jusqu'à la privatisation totale, des modes d'organisation hybrides mêlant principes d'organisation publics et privés sont mis de l'avant et se développent. La France, en ce qui concerne les délégations de service public, a une grande expérience ; ces modes de gestion des services

(1) Nous souhaitons remercier pour leurs commentaires Ariane Lambert-Mogiliansky et Julie Le Gallo ainsi que l'Institut français de l'Environnement (IFEN), le ministère de l'Agriculture, la Direction générale de la Santé ainsi que les Agences de l'eau Adour-Garonne et Rhône-Méditerranée-Corse qui nous ont fourni une partie des données utilisées dans ce papier.

publics existent depuis des centaines d'années (2). Les très récents contrats de partenariats public-privé (créés par l'ordonnance de juin 2004 par le gouvernement Raffarin et en voie d'être réformés aujourd'hui afin de rendre leur application plus aisée), copiés en partie sur les PFI anglais (Marty-Voisin 2007) participent de ce mouvement.

Néanmoins, force est de reconnaître que si ces modes de gestion hybrides sont sous le feu de l'actualité, cet engouement n'est pas contrebalancé par une analyse économique forte précisant les situations dans lesquelles il est optimal de les utiliser. Plusieurs « défaillances » de ces accords public-privé sont pourtant mises en avant (voir Yvrande-Billon (2008) pour un *survey*). Plus fondamentalement, les développements récents ne proposent généralement pas de cadre théorique nouveau tenant compte des particularités des services publics, mais se contentent d'amender à la marge, des cadres d'analyse déjà existants et traitant de la question de l'externalisation ou de l'existence de la firme. Ainsi la théorie des contrats incomplets (Hart 2003 ; Bennett et Iossa 2006), la théorie de l'agence (Martimort et Zantman 2007) ou la théorie des coûts de transaction (Ménard et Saussier 2000, 2003, Chong *et al.* 2006, Levin et Tadelis 2007) sont mobilisées pour donner des éléments de réponse.

D'autres travaux mettent l'accent non pas sur la dimension économique mais sur la dimension politique existant dans la décision de l'État ou des collectivités locales d'organiser elles-mêmes ou au travers d'accords public-privé la gestion de services publics. Plus précisément, ces accords ne sont pas insensibles à la corruption et à la collusion des acteurs. Il n'est d'ailleurs pas difficile d'illustrer ces problèmes de corruption et de collusion par l'actualité récente. Dans le secteur des transports urbains, le Conseil de la Concurrence a condamné en France les trois opérateurs dominants à une amende de 12 millions d'euros pour comportements collusifs (décision n° 05-D-38 du 5 juillet 2005). Cette dimension politique et stratégique est toujours présente dans l'esprit des observateurs et ne peut être mise de côté ; un autre exemple est donné par le rapport UFC Que Choisir du 29 octobre 2007 qui s'interroge sur les marges excessives des opérateurs privés dans le secteur de l'eau (journal *Le Monde* - 30 octobre).

Peu de tests empiriques existent, à notre connaissance, cherchant à expliquer les choix organisationnels effectués par la puissance publique et à déterminer si la dimension économique (*i.e.* recherche d'efficacité) l'emporte sur la dimension politique (*i.e.* corruption) et stratégique (*i.e.* collusion).

(2) La France a une pratique ancienne de l'association du public et du privé à laquelle elle a recouru pour construire et exploiter beaucoup d'infrastructures. C'est ainsi que la première concession en France fut accordée à Adam de Craponne, en 1554, pour la réalisation d'un canal.

Dans cet article, nous proposons d'avancer dans cette voie. En partant des résultats de l'article de Chong *et al.* (2006) se focalisant sur la dimension économique des choix organisationnels effectués par les collectivités locales en France dans le secteur de la distribution de l'eau, nous mettons en évidence que les auteurs passent à côté d'une partie importante de l'explication en ne tenant pas compte de la dimension spatiale des choix observés. À partir d'une base de données constituée des choix de près de 16 000 collectivités locales, nous mettons ainsi en évidence l'impact des choix organisationnels des collectivités locales voisines sur une collectivité locale donnée. Cette corrélation spatiale peut indiquer plusieurs choses. Tout d'abord le fait que les choix réalisés par les collectivités locales sont le résultat de dimensions politiques ou stratégiques. En effet, le « découpage » par zone entre opérateurs est typiquement le reflet d'une stratégie de collusion ou de corruption visant à se partager les marchés, les deux dimensions pouvant aller de pair (Lambert-Mogiliansky et Sonin 2006). Mais, cette corrélation spatiale forte que nous mettons en évidence peut aussi indiquer la volonté pour les opérateurs comme pour les collectivités locales de profiter d'effets de synergie et d'effets de réputation limitant les coûts et les comportements opportunistes des parties contractantes (Desrieux *et al.* 2007). Afin de savoir lequel de ces deux effets l'emporte, nous étudions l'impact de la dépendance spatiale dans les choix des collectivités locales sur le prix payé par les consommateurs. Nos résultats indiquent que l'impact de la proximité spatiale sur les prix pratiqués est positif, suggérant que le regroupement des opérateurs par zone géographique n'est pas le reflet d'une volonté de profiter de synergies se reflétant dans une baisse des prix. Cet effet positif sur les prix peut avoir plusieurs origines que nous discutons dans la conclusion de l'article.

Ainsi, l'originalité de notre papier se trouve à plusieurs niveaux. Tout d'abord dans le fait que nous incorporons la dimension spatiale dans le choix du mode de gestion des collectivités locales. À notre connaissance aucune autre étude ne tente de mesurer l'impact de cette dimension dans les choix d'externalisation des services publics par les collectivités locales. Ensuite, notre article donne des indications sur les motivations sous-jacentes qui expliquent la corrélation spatiale que nous observons. En reliant une variable de proximité spatiale aux prix observés, nous avançons des éléments d'explications sur les motivations des collectivités locales dans le choix qu'elles effectuent, ce qui encore une fois, à notre connaissance n'a pas été tenté jusqu'ici, du moins sous cet angle.

L'article est organisé de la manière suivante. La première partie présente les choix organisationnels qui se présentent aux collectivités locales afin de gérer la distribution de l'eau. À côté des arguments plus traditionnels, nous introduisons la dimension spatiale comme facteur explicatif de ces choix. Une carte du choix des communes illustre d'ailleurs de manière non équivoque l'existence d'autocorrélations spatiales. La seconde partie expose une analyse s'appuyant sur de l'économétrie spatiale d'un modèle probit permettant de tester cette autocorrélation et son impact sur le choix des communes. Enfin, la der-

nière partie de l'article va un peu plus loin dans l'analyse en testant l'impact de la proximité spatiale sur les prix pratiqués par les communes.

I. — LES CHOIX ORGANISATIONNELS DES COLLECTIVITÉS LOCALES DANS LE SECTEUR DE LA DISTRIBUTION D'EAU

Différents modes d'organisation

Une grande variété d'arrangements contractuels préside aujourd'hui à l'offre de services « publics » en réseaux, tels la distribution de l'eau, les transports urbains, ou la fourniture d'électricité. Dans le vaste ensemble de formes organisationnelles qui se développent ainsi à la frontière du public et du privé, la forme publique « pure », la régie, apparaît comme un cas particulier. Or, les délégations de services publics sont aujourd'hui dans le collimateur de la Commission européenne, qui aimerait étendre l'applicabilité du droit communautaire des marchés publics aux délégations de services publics. L'idée sous-jacente est que les contrats conclus entre les collectivités locales et les entreprises privées sont sources de corruption, dans tous les cas, soumis à un régime d'attribution sans réelle mise en concurrence. L'organisation des services publics serait donc le résultat de préoccupations bien éloignées de considérations économiques.

À la différence d'autres industries assurant des services publics en réseaux, tels la poste, le rail ou l'électricité, l'approvisionnement d'eau est traditionnellement décentralisé, en ce sens que le choix du mode organisationnel et son contrôle relèvent d'abord des collectivités locales. Des lois successives ont aménagé le cadre institutionnel dans lequel ces arrangements se déploient, lois qui visent à garantir d'une part, la qualité du produit en raison de ses fortes externalités pour la santé publique, et d'autre part, une certaine transparence des choix afin de réduire les risques de « capture » des élus publics par les opérateurs et d'endiguer ainsi le risque de corruption.

Mais, à l'intérieur de ce cadre, une grande variété de formes est possible. Il en résulte une diversité exceptionnelle des modes organisationnels (Ménard-Saussier 2000). On distingue, de façon assez classique, deux grandes familles d'arrangements. La première est celle de la *gestion directe* (régie), qui repose sur une implication directe de l'autorité publique dans la mise en place et la gestion du service. La seconde est la *gestion déléguée*, qui est un arrangement contractuel dans lequel l'autorité locale confie à un opérateur le soin d'assurer la distribution de l'eau. Dans le cas de l'affermage, l'autorité publique confie à l'opérateur la gestion et l'entretien courant des équipements et l'exploitation est sous la responsabilité financière de ce dernier. Ainsi, l'opérateur assure tout ou partie du renouvellement des installations qui restent la propriété de la collectivité. En contrepartie, il perçoit une rémunération prélevée directement auprès de l'utilisateur aux termes d'un accord négocié avec la collectivité. Dans le cas de la concession, l'autorité publique confie à l'entreprise responsable la

réalisation et le financement des ouvrages neufs et les extensions du réseau, ainsi que l'entretien et le renouvellement des ouvrages existants. Le concessionnaire gère donc le service à ses risques et périls, en contrepartie d'une rémunération directement perçue auprès des usagers. En fin de contrat, les actifs reviennent à la collectivité (voir Du Marais 2004 et Chong *et al.* 2006 pour une présentation plus complète du cadre institutionnel régissant les délégations de services publics en France).

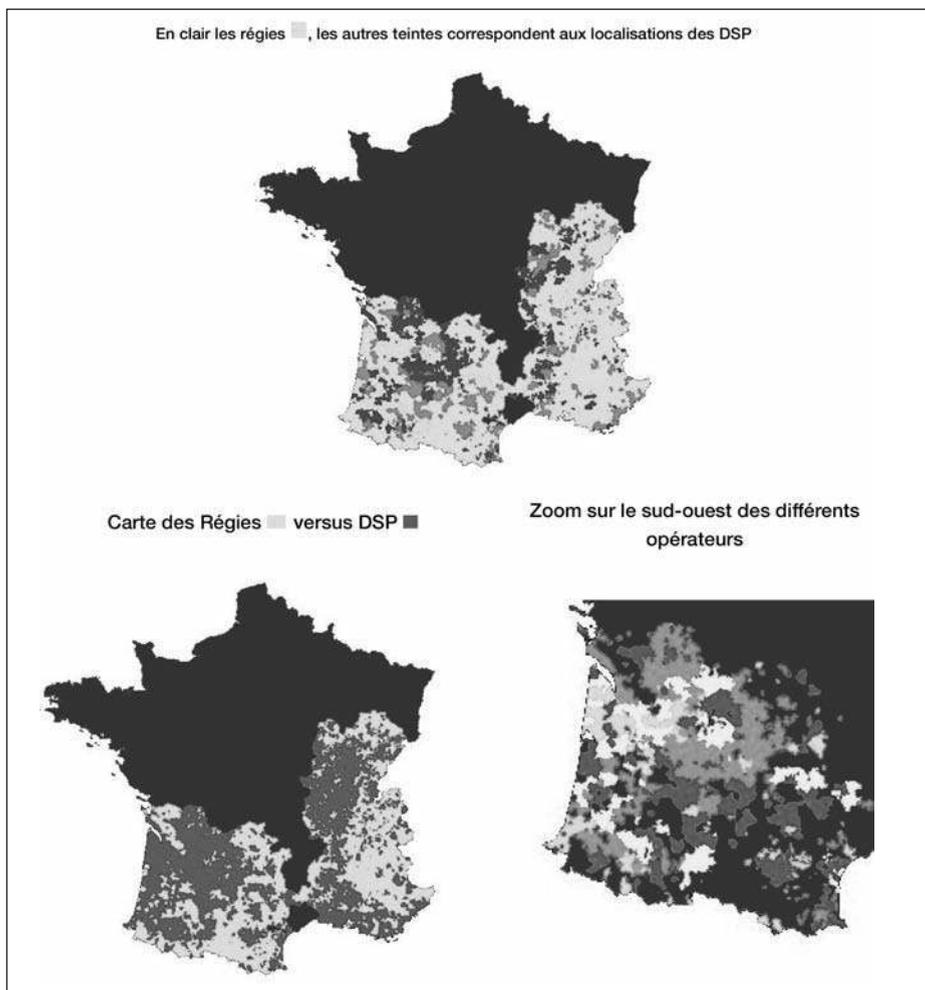
La dimension spatiale dans le choix des collectivités locales

Les contrats de délégation de service public ne peuvent être attribués, depuis 1993 et la loi Sapin, qu'après une mise en concurrence entre les opérateurs. Néanmoins, parce qu'il s'agit de contrats de long terme, incomplets, pour lesquels les parties contractantes doivent coopérer afin de faire évoluer et d'adapter la relation contractuelle, la règle de l'*intuitu personae* s'applique à l'attribution de ces contrats et permet aux collectivités locales de ne pas forcément choisir l'opérateur ayant proposé l'offre la plus avantageuse en prix. Il y a donc la possibilité que le regroupement que l'on observe (voir graphique 1, page suivante), des choix de délégation ainsi que des choix d'opérateurs, soient dus à des stratégies collusives et/ou de corruption ou soient au contraire le résultat d'une recherche de gains d'efficacité de la part des producteurs.

En effet, l'autocorrélation spatiale que nous observons peut bien s'expliquer par des synergies ou des avantages compétitifs des opérateurs privés face à des appels d'offres récurrents des collectivités locales (De Silva 1995). De telles synergies seraient directement associées à la volonté et à la possibilité de remporter un contrat de délégation de service public supplémentaire dans une zone géographique donnée. Alors, la valeur accordée par chacun des compétiteurs aux différents services mis en appel d'offres peut dépendre du fait qu'il opère déjà le service dans la zone géographique concernée. La familiarité de l'opérateur avec les ressources locales (personnels publics, climatologie, coûts de transport, coût de la force de travail...) est directement liée à la dimension spatiale. Les études s'intéressant aux choix des collectivités locales sans tenir compte de la dimension spatiale retrouvent ces effets dans le résidu de leurs estimations.

Afin de tenter de distinguer ces deux effets (stratégique *versus* économique) nous proposons une analyse spatiale du choix des collectivités locales. Nous analysons tout d'abord dans quelle mesure le choix des collectivités s'explique par le choix de leur voisin. Dans un deuxième temps, nous introduisons l'impact de cette dimension spatiale sur le prix final observé. L'idée sous-jacente est simplement que si la dimension spatiale importe dans le choix des collectivités et si elle s'explique par la présence de synergies et la recherche de réduction des coûts de production et de fourniture du service public, alors elle devrait avoir un impact négatif sur les prix observés et payés par les consommateurs. Un résultat contraire suggérerait que d'autres raisons, politiques ou

Graphique 1



stratégiques, pourraient bien être à l'origine des choix organisationnels des collectivités locales (3).

- (3) D'un point de vue théorique, étant donné que le prix obtenu par les collectivités après mise en concurrence s'apparente aux résultats d'enchères au second prix, on peut au moins s'attendre à ce que le prix n'augmente pas lorsqu'un opérateur est très présent dans une zone géographique donnée. Néanmoins, si l'on considère que cette présence géographique génère un service de qualité supérieur (*i.e.* capacité pour l'opérateur d'intervenir plus rapidement en cas de sinistre, etc.) alors, un impact positif sur le prix n'est pas à exclure. Nous revenons sur ce point en conclusion en insistant sur la nécessité de contrôler du mieux possible la qualité du service rendu par les opérateurs.

II. — L'IMPACT DE LA DIMENSION SPATIALE DANS LE CHOIX DES COLLECTIVITÉS LOCALES

2.1. Un modèle économétrique du choix de la gestion de l'eau par les communes

L'objet de cette section est de proposer un modèle permettant d'étudier l'existence d'une interdépendance spatiale dans le choix des modes de gestion de l'eau des communes françaises mais également dans le choix de l'opérateur lorsque la commune choisit de déléguer ce service à une entreprise privée. Dans le premier cas, la variable dépendante est $y = 1$ si la commune choisit de prendre en charge la gestion de l'eau en régie plutôt que de déléguer ce service à un opérateur privé $y = 0$. Dans le second cas, on considère $z = 1$ si la commune choisit de déléguer la gestion de l'eau à l'opérateur λ plutôt que de gérer l'eau en régie ou de la déléguer aux autres opérateurs et $z = 0$ autrement.

Afin d'étudier l'existence d'une dépendance spatiale dans le choix des modes de gestion des communes, nous testons l'existence d'autocorrélation spatiale dans la variable dépendante afin de savoir si les choix sont indépendants ou non de ceux faits par les communes voisines; une autocorrélation spatiale positive révèle une concentration dans l'espace de valeurs faibles ou élevées d'une variable aléatoire (voir Le Gallo (2002) pour un *survey*). Afin d'estimer ces modèles, nous avons recours à une variable latente y^* . Le modèle de probit spatial avec autocorrélation peut s'écrire comme suit (LeSage, 1999 et 2000; Franzese, Hays, 2007):

$$y^* = \rho W y^* + X \beta + \varepsilon$$

ou encore

$$y^* = (I - \rho W)^{-1} + X \beta + u$$

avec $u = (I - \rho W)^{-1} \varepsilon$.

W représente ici une matrice de poids qui rend compte de la proximité entre les communes. Il s'agit d'une simple matrice de contiguïté d'ordre 1 qui indique si les communes sont voisines, autrement dit, si elles partagent les mêmes frontières (4). Cette matrice est standardisée en ligne, à savoir que chacun des éléments de la matrice w_{ij} est divisé par le total de la ligne $\sum_j w_{ij}$; la variable latente est reliée à la variable observée de la manière habituelle:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_i^* < 0 \end{cases}$$

- (4) Nous avons également déterminé une matrice de poids à partir de la méthode des voisins les plus proches (dans notre cas, en moyenne au nombre de 6) et les résultats sont apparus très similaires (voir le papier de Guillain et Le Gallo dans ce numéro); pour un exposé des différentes matrices de poids avec données agrégées ou micro-économiques, voir Cetis, Aldstadt, 2004 et Boufaden et Plunket, 2008.

L'introduction de l'autocorrélation spatiale rend les erreurs hétéroscédastiques; en effet, les erreurs prennent la valeur $\rho W y + X \beta = -\rho W y - X \beta$ lorsque $y = 0$ et $\iota - \rho W y - X \beta$ lorsque $y = 1$, ι étant un vecteur unitaire. De plus, les erreurs dépendent des paramètres β et ρ . Afin de tenir compte de cette hétéroscédasticité, on pose que $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 V)$, $V = \text{diag}(v_1, v_2, \dots, v_n)$, v représente un ensemble de paramètres qu'il convient d'estimer.

Il a été proposé d'estimer les modèles à variables binaires avec hétéroscédasticité à l'aide d'une approche bayésienne (LeSage, 2000); l'estimation du modèle s'appuie sur une méthode Monte Carlo de Chaîne de Markov associée à un échantillonnage de Gibbs; l'échantillonnage de Gibbs permet de produire des tirages aléatoires et successifs de y_i^* et des paramètres de sorte que les statistiques de l'échantillon parviennent à approximer les paramètres de la population (5). À partir des distributions *a priori* des paramètres, on parvient par tirages successifs et dépendants à définir une distribution conditionnelle *a posteriori* des observations latentes conditionnées à la valeur des paramètres. L'estimation du modèle a été obtenue dans Matlab® à l'aide des routines écrites par James LeSage, disponibles dans sa librairie d'économétrie spatiale (6).

L'autocorrélation spatiale indiquée ici par un coefficient ρ de l'équation $y^* = \rho W y^* + X \beta + \varepsilon$ indique l'absence d'indépendance entre les observations géographiques. Dans notre cas, cela indique une forte concentration de communes ayant fait le même choix organisationnel.

2.2. Présentation des données

Nous utilisons plusieurs bases de données qui nous permettent de construire des variables explicitant le modèle économétrique.

- Nous disposons d'une première base de données provenant des agences de l'eau Adour-Garonne et Rhône-Méditerranée-Corse; elle concerne près de 16000 communes réparties dans 43 régions françaises localisées principalement dans le sud-ouest et dans le sud-est de la France (voir graphique 1). Cette base de données indique si la distribution de l'eau est réalisée par une régie ou par un prestataire de service, ainsi que le nom de l'entreprise. Enfin, pour un sous-échantillon de près de 8000 communes, nous savons si elles appartiennent à une structure intercommunale pour les services liés à la distribution d'eau.

(5) Pour un exposé détaillé de cette méthode et du modèle, voir LeSage (1999, 2000), Franzese, Hays, (2007).

(6) (<http://www.spatial-econometrics.com/>).

- Une seconde base de données de l'INSEE (7) offre des informations sur la population et le logement dans chaque commune française pour l'année 1999. Les données portent sur la population des résidences principales, le nombre de résidences (principales et secondaires), les naissances et décès ainsi que la superficie de la commune.

L'appariement des deux bases de données nous permet dans un premier temps de tester l'existence d'autocorrélation spatiale à partir d'un fichier de 15064 données de communes contiguës. Cette première série de tests économétriques a pour objet d'expliquer le choix du mode de gestion de l'eau par les communes. Il s'agit d'expliquer le choix d'une gestion en régie *versus* la gestion privée, ou le choix d'un opérateur donné *versus* les autres opérateurs (8). Les variables explicatives sont les suivantes, la *superficie*, la *densité de la population* (population divisée par la superficie) ainsi que *l'attractivité de la commune* (nombre de résidences secondaires divisées par le nombre de résidences principales) (9).

Il est fait l'hypothèse que ces variables sont des indicatrices de la structure des coûts dans les différentes communes ; la densité de la population peut indiquer la possibilité de réaliser des économies d'échelle au niveau des montants investis par personne pour les équipements ou la gestion des équipements. En revanche, une commune peu peuplée indiquera des contraintes fortes par rapport à la capacité de financement de la commune. L'attractivité indique la nécessité d'avoir des équipements surdimensionnés qui ne sont utilisés en pleine capacité que pendant certaines périodes de l'année. En effet, une forte attractivité nécessite la mise en place d'un réseau qui permette de gérer des variations importantes dues à l'afflux de population saisonnier, par conséquent les investissements qui en résultent peuvent être importants au regard des ressources de la collectivité concernée.

Les variables ont été transformées en logarithme népérien afin de réduire leur dispersion et le risque d'hétéroscédasticité due à une forte dispersion entre des communes de tailles très différentes. Enfin, une indicatrice indique l'appartenance à une région ou un département afin de contrôler des caractéristiques qui seraient communes du fait de l'appartenance à des zones géographiques administratives données.

(7) Voir (http://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/psdc.htm).

(8) Une autre solution aurait été d'utiliser un logit multinomial avec autocorrélation spatiale mais cette méthode d'estimation n'est encore qu'en développement (Autant-Bernard *et al.*, 2008). De plus, la différence entre les contrats de concession et d'affermage est assez ténue et tient au niveau des investissements demandés à l'opérateur, le montant à partir duquel le contrat devient un contrat de concession étant subjectif. Aussi, nous nous limiterons donc à un probit simple.

(9) Voir le tableau de description des variables en dernière section.

2.3. La dimension spatiale dans le choix des collectivités locales

Dans un premier temps, nous nous intéressons à l'impact du choix des collectivités voisines sur la décision d'une collectivité de passer ou non par une délégation de service public. Les résultats sont présentés dans le tableau 1.

TABLEAU 1 : La dimension spatiale dans la décision de déléguer la distribution d'eau

	Régie/DSP (modèle 1)	Régie/DSP (modèle 2)	Régie/DSP (modèle 3)	Régie/DSP (modèle 4)	Régie/DSP (modèle 5)	Régie/DSP (modèle 6)
Constante	1,932*** (0,241)	1,150*** (0,204)	0,043* (0,134)	0,516*** (0,171)	1,901*** (0,246)	1,299*** (0,213)
Superficie	-0,056*** (0,015)	-0,087*** (0,019)	-0,046** (0,017)	-0,090*** (0,022)	-0,047** (0,017)	-0,090*** (0,020)
Densité de la population	-0,244*** (0,025)	-0,145*** (0,029)	-0,261*** (0,028)	-0,174*** (0,031)	-0,263*** (0,028)	-0,175*** (0,031)
Attractivité de la commune	0,617*** (0,041)	0,274*** (0,047)	0,523*** (0,046)	0,314*** (0,052)	0,506*** (0,046)	0,298*** (0,054)
Autocorrélation spatiale		0,833*** (0,006)		0,742*** (0,010)		0,743*** (0,010)
Indicatrices pour régions	oui***	oui***	non	non	oui***	oui***
Indicatrices pour départements	non	non	oui***	oui***	oui***	oui***
Pseudo R2	0.1267		0.2433		0.2440	
McFadden R2		0.2921		0.5147		0.5149
Observations	15064	15064	15064	15064	15064	15064

Entre parenthèses, les écart-types ; * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.001$;

Les estimations des modèles sans dépendances spatiales sont calculées à l'aide d'un probit du maximum de vraisemblance

Les estimations des modèles avec dépendances spatiales sont calculées à l'aide d'une méthode bayésienne spatiale MCMC - Markov Chain Monte-Carlo

Les résultats sont conformes à ceux qui sont mis en évidence dans d'autres études antérieures, ne tenant pas compte de possibles autocorrélations spatiales, portant sur d'autres bases de données (Ménard-Saussier 2000, Chong *et al.* 2006). En effet, on observe que la décision de gérer en délégation de service public est liée à la difficulté de gérer le service : lorsque la zone géographique concernée par le service est caractérisée par une grande superficie ainsi que par une densité de population faible, alors les investissements (spécifiques) à mettre en place sont (relativement au nombre de consommateurs) importants. L'effet positif de la proportion de résidences secondaires par rapport aux résidences principales dans les collectivités locales concernées sur la décision de garder en régie le service peut quant à lui capter un effet richesse de la collectivité, probablement moins contrainte financièrement quand cet indicateur d'« attractivité » de la commune augmente.

Le point central ici est de remarquer la très forte significativité du coefficient d'autocorrélation spatiale qui indique, sans aucun doute possible, la forte influence du choix des collectivités locales voisines sur celui d'une collectivité locale donnée. Ce résultat est nouveau. Cette autocorrélation spatiale n'avait jamais été mise en évidence jusqu'ici. Elle ne remet cependant pas en cause les résultats des études antérieures.

Plus intéressant encore, les résultats montrent aussi clairement que le choix des collectivités locales concernant l'opérateur qu'elles vont retenir est très dépendant de la présence ou non de cet opérateur dans les collectivités locales voisines (Régressions 7 à 12) (10).

Ce résultat est surprenant. On peut en effet trouver des explications dans le fait que les collectivités locales s'alignent ou non sur le choix organisationnel

TABLEAU 2 : La dimension spatiale dans le choix de l'opérateur

	Opérateur 1 (modèle 7)	Opérateur 1 (modèle 8)	Opérateur 2 (modèle 9)	Opérateur 2 (modèle 10)	Opérateur 3 (modèle 11)	Opérateur 3 (modèle 12)
Constante	-3,947*** (0,332)	-1,979*** (0,195)	-0,361** (0,157)	-0,173 (0,179)	-2,492*** (0,259)	-1,627*** (0,240)
Superficie	0,104*** (0,020)	0,102*** (0,025)	-0,031 (0,020)	-0,018 (0,023)	0,124*** (0,020)	0,115*** (0,024)
Densité de la population	0,204*** (0,029)	0,125*** (0,033)	-0,245*** (0,037)	-0,165*** (0,036)	0,403*** (0,029)	0,279*** (0,035)
Attractivité de la commune	-0,262*** (0,059)	-0,213** (0,062)	-0,454*** (0,063)	-0,288*** (0,062)	-0,386*** (0,063)	-0,217*** (0,062)
Autocorrélation spatiale		0,621*** (0,013)		0,707*** (0,011)		0,653*** (0,013)
Indicatrices pour régions	oui***	oui***	oui***	oui***	oui***	oui***
Indicatrices pour départements	oui***	oui***	oui***	oui***	oui***	oui***
Pseudo R2		0.4847		0.4943		0.3192
McFadden R2 ⁺	0.1947		0.2376		0.1276	
Observations	15064	15064	15064	15064	15064	15064

Entre parenthèses, les écart-types ; * p< 0.1; ** p<0.05; *** p<0.001;

Les estimations des modèles sans dépendances spatiales sont calculées à l'aide d'un probit du maximum de vraisemblance

Les estimations des modèles avec dépendances spatiales sont calculées à l'aide d'une méthode bayésienne spatiale MCMC - Markov Chain Monte-Carlo

- (10) Les coefficients différents trouvés selon l'opérateur considéré reflètent les différences de stratégies des trois principaux opérateurs sur le marché de l'eau, ainsi que leur arrivée à des moments différents (*i.e.* les derniers arrivants se « spécialisent » sur les collectivités de plus petite taille que les autres opérateurs, déjà en place et ayant déjà remporté les contrats concernant les plus grandes collectivités). Notons que cet effet d'arrivée perdue du fait qu'en France seulement 10 à 12 % des contrats remis en concurrence chaque année changent de mains (*i.e.* passent d'un opérateur à un autre).

de leur voisin (*i.e.* délégation de service public ou régie). Mais il est plus difficile de comprendre ce qui peut les pousser à s'aligner sur le choix d'un opérateur identique dès lors que la décision de déléguer le service est prise. À moins de supposer comme nous l'avons mentionné plus haut que cet effet provienne de la valeur (supérieure) accordée au contrat de délégation par les opérateurs déjà présents dans la zone géographique concernée par le service.

Une autre explication de ce résultat pourrait être plus simplement le fait que les collectivités locales, bien souvent, s'organisent en intercommunalités pour gérer leurs services. Dès lors, l'impact que nous observons ne proviendrait que du fait que des collectivités locales connexes ne font en fait que signer un contrat de délégation de service public unique avec un unique opérateur.

Pour tenir compte de l'impact de l'intercommunalité sur nos résultats, nous présentons dans le tableau 3, les résultats issus des estimations incluant une variable dichotomique tenant compte de l'intercommunalité sur un échantillon plus restreint (11).

TABLEAU 3 : La dimension spatiale du choix organisationnel en tenant compte de l'intercommunalité

	Régie (modèle 2')	opérateur 1 (modèle 8')	opérateur 2 (modèle 10')	opérateur 3 (modèle 12')
Constante	4,054*** (0,346)	-2,795*** (0,354)	-3,170*** (0,415)	-2,694*** (0,382)
Superficie	-0,316*** (0,032)	0,110*** (0,033)	0,137** (0,039)	0,100** (0,040)
Densité de la population	-0,501*** (0,050)	0,111** (0,042)	-0,236*** (0,058)	0,566*** (0,046)
Attractivité de la commune	0,558*** (0,079)	-0,579*** (0,101)	-0,111 (0,099)	-0,052 (0,096)
Intercommunalité	-1,532*** (0,046)	0,843*** (0,052)	0,922*** (0,058)	0,170** (0,055)
Indicatrices régions	Inclus***	Inclus***	Inclus***	Inclus***
Autocorrélation spatiale	0,148*** (0,023)	0,126*** (0,026)	0,082** ⁽²⁾ (0,026)	0,010 ⁽¹⁾ (0,027)
Pseudo R2	0,5902	0,3747	0,5066	0,2529
Observations	8198	8198	8198	8198

Entre parenthèses, les écart-types ; * p< 0.1; ** p<0.05; *** p<0.001;

Les estimations des modèles sans dépendances spatiales sont calculées à l'aide d'un probit du maximum de vraisemblance

Les estimations des modèles avec dépendances spatiales sont calculées à l'aide d'une méthode bayésienne spatiale MCMC - Markov Chain Monte-Carlo

(1) p-valeur=0,358 (2) p-valeur = 0,001

(11) Compte tenu de la difficulté à obtenir les informations sur l'intercommunalité, nous avons dû réduire l'échantillon à 8198 communes localisées dans les régions de Franche-Comté, Rhône-Alpes, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Languedoc-Roussillon.

Nos résultats ne sont pas changés. On observe toujours un fort impact de la dimension spatiale sur le choix du mode de gestion et de l'opérateur en charge du service, même si cet impact est réduit (non significatif) pour l'un des opérateurs concernés. Il est maintenant naturel de s'interroger sur les effets de cette autocorrélation spatiale, particulièrement en ce qui concerne le prix payé par les consommateurs pour ce service.

III. — L'IMPACT DE LA DIMENSION SPATIALE SUR LE PRIX DE L'EAU

3.1. Présentation de la méthode

Dans cette dernière partie, nous cherchons à apprécier l'impact de la dépendance spatiale sur les prix de la distribution de l'eau. À l'aide de l'échantillon des 16 000 communes à notre disposition, nous avons calculé des variables de proximité tenant compte du choix des communes voisines. Nous allons intégrer ces variables de proximité spatiale dans un modèle qui s'appuie sur un échantillon beaucoup plus réduit (5000 communes) mais pour lequel nous disposons de variables très précises caractérisant les réseaux de distribution d'eau et le prix payé par les consommateurs.

Ces variables de proximité se calculent comme une somme pondérée des choix des voisins (12). Elles vont nous permettre de rendre compte de la dépendance spatiale entre la proximité géographique et le prix, autrement dit, elles rendent compte de l'impact sur le prix pratiqué dans la commune compte tenu du choix organisationnel (régie ou choix d'un fournisseur spécifique) fait par ses voisins ou de l'identité des opérateurs opérant dans les communes voisines. Ces variables permettent donc explicitement de tester l'impact des choix des voisins sur le prix pratiqués par les communes.

3.2. Présentation des données

Aux deux premières bases de données déjà présentées lors de la section précédente, un troisième échantillon est ajouté pour cette dernière partie de l'article. Il s'agit d'un échantillon de 5000 communes observées en 2001 comportant des informations très précises sur les réseaux d'eau, les choix organisationnels ainsi que les prix pour chaque commune. Cette base provient de l'Institut français de l'Environnement (IFEN), du ministère de l'Agriculture et

(12) Si y est un vecteur indiquant pour chaque commune le mode de gestion choisi (si elle est en régie ou non, si elle a choisi l'opérateur 1 ou non, etc.), la variable de proximité ρ se calcule à l'aide de la formule suivante : $\rho = Wy$, W étant la matrice de contiguïté (voir section II). On a déterminé quatre variables de proximité différentes selon le mode de gestion choisit (en régie, opérateur 1, 2 et 3).

de la Direction générale de la Santé (DGS). Il s'agit d'un échantillon représentatif de la population totale des communes françaises.

Un nouvel appariement a été réalisé pour fusionner les deux premières bases avec celle de l'IFEN-DGS ; les communes des différents échantillons ne se chevauchent pas exactement, réduisant de manière importante le nombre de communes permettant de tester le lien entre le prix pratiqué par chaque commune et les choix des communes localisées à proximité (13).

La variable expliquée est *le prix total de la distribution* ; il s'agit du prix payé par les consommateurs sur une base annuelle de consommation de 120 mètres cubes. Ce prix inclus les frais fixes mais aucune taxe locale ou nationale.

Un premier ensemble de variables a pour objet de tester si le choix du mode de gestion des communes voisines a un impact sur le prix.

Les autres variables dépendantes ont pour objet de contrôler les résultats en introduisant un certain nombre de facteurs explicatifs du prix liés aux caractéristiques du réseau et de la commune.

Un premier ensemble de variables TREATA2, TREATA3, TREATMIXA2 et TREATMIXA3 tient compte de la complexité du traitement de l'eau réalisé par l'opérateur avant que l'eau ne soit distribuée. Ces variables sont des proxys tant pour la complexité du service rendu que pour le niveau d'investissements (spécifiques) nécessaires pour traiter l'eau. Plus le traitement de l'eau est complexe et plus le prix de la distribution de l'eau sera élevé.

Souterrain est une variable qui indique si l'opérateur a accès à une nappe souterraine. La qualité de l'eau des nappes phréatiques est souvent plus stable dans le temps et nécessite moins de traitement. Par conséquent le prix de l'eau est supposé être plus faible lorsque l'eau est captée en profondeur.

Le ratio d'indépendance indique dans quelle proportion la commune doit importer de l'eau d'autres communes. Il est calculé comme le ratio du volume total d'eau distribué sur la somme du volume total d'eau importé et distribué.

L'attractivité de la commune est un ratio qui rend compte du nombre de résidences secondaires par rapport au nombre de résidences principales. Cette

(13) Si les deux premiers échantillons de 16000 et 8000 communes étaient contigus, les 5000 communes du dernier échantillon sont réparties dans l'ensemble de la France. À partir de la base des 16000 et de la matrice de poids W , il est possible de déterminer une variable de proximité pour les communes de l'échantillon qui résulte de l'appariement entre la base des 16000 et des 5000 mais les communes de ce dernier échantillon n'étant pas contiguës, il n'est plus possible de contrôler pour l'existence de l'autocorrélation spatiale comme dans les sections précédentes (*i.e.* on tient compte des caractéristiques des voisins mais on ne tient plus compte de l'effet de feedback).

variable permet de mesurer la volatilité de la demande due à des variations saisonnières de la population qui risque d'entraîner des surcapacités afin de satisfaire les pics de demande.

Un certain nombre de variables sont également introduites dans la régression pour connaître l'impact des économies d'échelle dans la distribution sur le prix : la *densité du réseau* est une proxy pour la densité du réseau de distribution et *l'intercommunalité* indique si la commune participe à un regroupement pour la distribution de l'eau. Cette solution est très fréquemment adoptée lorsque le service est difficile à rendre. Ces variables devraient accroître le prix de la distribution de l'eau. La variable *densité de la population* (population/superficie) rend compte de la taille du marché, elle devrait en revanche avoir un impact négatif sur le prix.

TABLEAU 4 : Définition des variables

Prix	Prix en euros pour la production et la distribution de l'eau en tenant compte des frais fixes hors impôts et taxes
Ratio d'indépendance	Volume total distribué/(volume total distribué + volume importé)
Ancienneté du contrat	Nombre de mois depuis la signature du contrat
TreatA2	Prend la valeur 1 si l'eau nécessite un traitement de désinfection
TreatA3	Prend la valeur 1 si l'eau nécessite un traitement lourd de désinfection
TreatmixA1-A2	Prend la valeur 1 si l'eau nécessite des traitements différents (A1 & A2) du fait d'une multiple provenance
TreatmixA3	Prend la valeur 1 si l'eau nécessite des traitements différents (A1 ou A2 et A3) du fait d'une multiple provenance
Attractivité de la commune	Rapport du nombre de résidences secondaires sur le nombre de résidences principales
Souterrain	Prend la valeur 1 si l'eau est issue d'une nappe phréatique
Investissement	Prend la valeur 1 si le contrat spécifie un programme d'investissement
Extension	Nombre de km de réseau ayant fait l'objet d'une extension
Remplacement	Nombre de km de réseau ayant fait l'objet d'un remplacement
Fuites	Volume des fuites d'eau/taille du réseau
Intercommunalité	Prend la valeur 1 si la commune organise sa distribution de l'eau en collaboration avec d'autres communes
Restrictions	Prend la valeur 1 si le volume d'eau consommé est soumis à des restrictions à certaines périodes de l'année
Densité du réseau	Nombre de km du réseau/nombre d'habitants
Densité de la population	Nombre d'habitants/superficie de la commune
Opérateur <i>i</i>	Prend la valeur 1 quand l'opérateur concerné est <i>i</i>
Proximité opérateurs ou région	Donne pour chaque commune la proportion de voisins d'ordre 1 en DSP (opérateurs 1, 2 et 3) ou en régies

Enfin, un dernier ensemble de variables est inclus pour contrôler la qualité des infrastructures de réseau. Les variables *fuites*, *investissement*, *extension* et *remplacement*. Les fuites représentent le volume des fuites d'eau par rapport à la taille du réseau. *investissement*, *extension* et *remplacement* sont des variables binaires qui rendent compte de la nature des infrastructures et des efforts engagés pour leur maintien, l'extension, le remplacement et leur amélioration.

Finalement, nous avons introduit des effets fixes pour les régions auxquelles appartiennent les communes afin de contrôler les sources d'hétérogénéité qui ne sont pas liées aux choix d'organisation.

3.3. Présentation des résultats

Les résultats sont présentés dans le tableau 5. La fusion de nos bases de données nous amène à 760 observations concernant des collectivités locales ayant fait le choix de la délégation de service public.

Les résultats laissent apparaître tout d'abord que le prix payé par les consommateurs s'explique assez bien par les caractéristiques du réseau et les difficultés liées au traitement et à la distribution d'eau (modèle 13). En ce sens, les résultats que nous avons sur notre base de données réduite à 760 observations sont en phase avec ceux déjà observés sur une base de données de plus grande taille et représentative (Chong *et al.* 2006) ce qui nous conforte dans l'idée que notre base de données n'est pas biaisée de manière trop significative.

L'inclusion des variables de proximité permet d'améliorer sensiblement l'estimation (modèles 14, 15 et 16). Surtout, il apparaît que lorsqu'une commune est gérée par un opérateur donné, la présence du même opérateur dans les communes environnantes a un effet positif sur le prix, quel que soit l'opérateur concerné. En revanche, la présence de régies dans les communes environnantes n'a pas d'effet sur le prix.

V. — CONCLUSION

Ce travail se veut exploratoire. Alors que l'intérêt porté aux partenariats public-privé dans la gestion des services publics locaux est croissant, aucune étude à notre connaissance n'a cherché, dans le cas de la France, à introduire la dimension spatiale dans les choix des collectivités locales et dans les performances des partenariats public-privé. Pourtant, la proximité géographique des opérateurs privés peut refléter la volonté des opérateurs de se regrouper et ainsi de profiter de synergies réduisant leurs coûts. Elle peut aussi refléter d'autres stratégies. Nos résultats économétriques suggèrent que la dimension spatiale est centrale dans la compréhension du développement et des performances de ces accords public-privé. Ils nous incitent à analyser plus en profondeur que nous ne l'avons fait dans cet article, les stratégies sous-jacentes

TABLEAU 5 : La dimension spatiale dans le choix du prix de la distribution d'eau

	Prix Modèle 13	Prix Modèle 14	Prix Modèle 15	Prix Modèle 16
Ratio d'indépendance	7.694 (9.089)	7.490 (9.145)	7.092 (9.648)	7.492 (9.643)
Ancienneté du contrat	0.850*** (0.163)	0.817*** (0.165)	0.697*** (0.171)	0.722*** (0.173)
TreatA2	18.040*** (4.135)	14.989*** (4.137)	17.551*** (4.151)	17.976*** (4.094)
TreatA3	-3.387 (5.661)	-4.650 (5.893)	5.117 (6.531)	5.498 (6.638)
TreatmixA1-A2	31.107** (10.610)	30.410** (11.213)	40.279*** (11.811)	40.661*** (11.643)
TreatmixA3	3.374 (7.109)	2.278 (7.196)	-0.222 (7.668)	-0.107 (7.620)
Attractivité de la commune	-2.070 (3.225)	-1.594 (3.136)	-0.469 (3.199)	-0.538 (3.225)
Souterrain	-22.577*** (4.230)	-24.120*** (4.230)	-14.358** (4.616)	-13.641** (4.540)
Investissement	-14.440*** (3.469)	-14.232*** (3.544)	-13.892*** (3.539)	-13.710*** (3.521)
Extension	0.331 (0.405)	0.223 (0.396)	0.186 (0.429)	0.190 (0.417)
Remplacement	0.144 (3.041)	0.228 (3.079)	-0.033 (3.230)	-0.162 (3.211)
Fuites	-1.566 (14.536)	-1.141 (14.597)	-0.721 (14.899)	0.365 (14.803)
Intercommunalité	38.590*** (3.683)	36.673*** (3.870)	37.822*** (4.043)	34.778*** (4.173)
Restrictions	-7.723 (9.428)	-10.233 (9.730)	-9.261 (7.807)	-7.958 (7.030)
Densité du réseau	0.101* (0.051)	0.095+ (0.052)	0.093+ (0.051)	-0.823** (0.250)
Densité de la population	-0.714** (0.241)	-0.690** (0.241)	-0.791** (0.251)	0.093+ (0.051)
Proximité Opérateurs 1		20.265** (7.251)	14.514+ (7.431)	
Proximité Opérateurs 1 * Opérateur 1				14.850* (6.567)
Proximité Opérateurs 2		29.242*** (6.814)	30.972*** (7.071)	
Proximité Opérateurs 2 * Opérateur 2				27.988*** (6.104)
Proximité Opérateurs 3		14.010+ (7.797)	14.393+ (8.067)	
Proximité Opérateurs 3 * Opérateur 3				13.825+ (7.377)
Proximité de régions		7.811 (8.441)	8.909 (8.454)	3.700 (7.545)
Indicatrices régions			Oui***	Oui***
Constantes	138.404*** (11.604)	125.891*** (12.658)	175.480*** (14.674)	179.232*** (14.538)
R2-ajusté	0.277	0.298	0.326	0.329
Nombre d'observations	760	760	760	760

Notes : les écart-types robustes sont entre parenthèses ; *p< 0.1; **p<0.05; ***p<0.001;
Régression par la méthode des moindres carrés ordinaires

des acteurs pouvant expliquer le fait que la proximité géographique impacte de manière positive sur les prix. En effet, deux explications sont possibles pour expliquer ce résultat. Tout d'abord, l'effet positif sur le prix observé de la proximité géographique des opérateurs peut s'expliquer par des comportements stratégiques des opérateurs comme nous l'avons déjà mentionné. Néanmoins, ce prix plus élevé peut aussi, plus simplement, s'expliquer par le fait que le service rendu n'est pas le même selon que l'opérateur est déjà présent ou non dans les communes voisines. En effet, la présence d'un même opérateur dans la zone géographique concernée par le contrat de délégation de service public implique que cet opérateur peut probablement redéployer une partie de son personnel d'une zone à une autre. Du coup, sa vitesse d'intervention en cas de difficultés imprévues est probablement plus grande. La qualité du service rendu peut s'en ressentir et expliquer que le prix retenu lors des appels d'offres des collectivités locales soit plus élevé (pour un service de plus grande qualité). Une étude plus poussée, avec des données plus précises sur la qualité du service rendu, serait nécessaire afin de trancher entre ces deux explications potentielles.

RÉFÉRENCES

- AUTANT-BERNARD C., LESAGE J.-P. et PARENT O. (2008), « Firm innovation strategies : a spatial multinomial probit approach » à paraître dans les *Annales d'Économie et de Statistique*.
- BENNETT J. et IOSSA E. (2006), « Building and managing facilities for public services », *Journal of Public Economics*, 90 (10-11), 2143-2160.
- BOUFADEN N. et PLUNKET A. (2008), « Proximity and innovation : Do biotechnology firms located in the Paris Region benefit from localized technological externalities ? », à paraître en 2008 dans les *Annales d'Économie et de Statistique*.
- CETIS A. and ALDSTADT J., (2004), « Constructing the spatial weights matrix using a local statistic », *Geographical Analysis*, 36(2): 90-104.
- CHONG E., HUET F. et SAUSSIÉ S. (2006), « Auctions, Ex post Competition and Prices », *Annals of Public and Cooperative Economics* 77:4 2006 pp. 521-554.
- CHONG E., HUET F., SAUSSIÉ S., STEINER F. (2006) « Public-Private Partnerships and Prices: Evidence From Water Distribution in France », *Review of Industrial Organization*, 29 (1-2), August-September 2006.
- De SILVA D. (1995), « Synergies in Recurring Procurement Auctions: An Empirical Investigation », *Economic Inquiry*, 43 (1), 55-66.
- DESRIEUX C., CHONG E., SAUSSIÉ S., (2007), « Horizontal Integration and Reputation: An application to local public Services », presented at the American Economic Association Conference, New Orleans.
- Du MARAIS B., 2004, « Droit public de la régulation économique », Dalloz.
- FRANZESE R.-J. et HAYS J.-C. (2007), « The Spatial Probit Model of Interdependent Binary Outcomes: Estimation, Interpretation, and Presentation », Prepared for the 24th Annual Summer Meeting of the Society for Political Methodology, Penn State.
- GUILLAIN R. et LE GALLO J. (2008), « Le centre d'affaire historique de Paris : quel pouvoir structurant sur l'espace économique en Ile-de-France », *Revue d'Économie industrielle*, dans ce numéro thématique.

- HART O. 2003 « Incomplete contract and public ownership: remarks, and an application to public-private partnerships », *The Economic Journal*, 113, 69-76.
- LAMBERT-MOGLIANSKI A., SONIN K., 2006, « Collusive Market Sharing and Corruption in Procurement », *Journal of Economics Management and Strategy*, 15(4), 883-908.
- LE GALLO J. 2002, « Économétrie spatiale: l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire », *Économie et Prévision*, n° 155, pp. 139-157.
- LESAGE J.-P. (2000), « Bayesian Estimation of Limited Dependent Variable Spatial Autoregressive Models », *Geographical Analysis*, 32(1).
- LeSage, J.-P. 1999. « Spatial Econometrics », (<http://www.rri.wvu.edu/WebBook/LeSage/spatial/wbook.pdf>).
- LEVIN J. et TADELIS S., 2007. « Contracting for Government Services: Theory and Evidence from U.S. Cities », NBER Working Papers 13350.
- MARTIMORT D. et SAND-ZANTMAN W. (2007), « Signaling and the Design of Delegated Management Contracts for Public Utilities », *The RAND Journal of Economics*, 37 (3) à paraître.
- MARTY F. et VOISIN A. (2007), « Les difficultés d'exécution des Partenariats Public-Privé: le retour d'expérience des contrats de *Private Finance Initiative* britanniques », working paper n° 26, OFCE.
- MÉNARD C. et S. SAUSSIÉ (2000) « Contractual Choices and Performances: The Case of Water distribution in France », *Revue d'Économie industrielle*, 92, 385-404.
- MÉNARD C. et S. SAUSSIÉ (2003), « La délégation de service public comme mode organisationnel efficace de la distribution d'eau en France: théories et évidences empiriques », *Économie publique*, 12, 99-129.
- YVRANDE-BILLON (2008), « Concurrence et délégation de services publics: quelques enseignements de la théorie des coûts de transaction », *Revue française d'Économie*, XXII (3), 97-131.