

La concurrence fiscale  
entre communes  
est-elle plus intense  
en milieu urbain  
qu'en milieu rural ?

*Aurélie CASSETTE*  
*Sonia PATY*

### *Is tax competition more intense in urban than in rural areas?*

*Summary* – The aim of this paper is to test the hypothesis that tax competition intensity is stronger in urban area than in rural area. We use the theoretical foundations of tax competition literature where horizontal strategic interactions are due to tax base mobility between local jurisdictions belonging to the same level of government. When tax base is mobile, an action chosen by a jurisdiction affects the budget constraint of another jurisdiction, leading to strategic interactions in local fiscal choices. As a consequence, tax rates in one jurisdiction depend on tax rates in the neighbouring jurisdictions. We then build a spatial model of local tax choices which takes into account the fiscal decisions made by concurrent jurisdictions as well as the local socio-economic characteristics such as tax base and population density in the explanatory variables. More precisely, we test the existence of horizontal fiscal interactions inside some different groups of jurisdictions by estimating the slope of each reaction function. We measure the sign and the intensity of the spatial lag parameter using spatial econometrics. We then rely these estimates to the features of each group of jurisdictions and more particularly to its classification in urban areas and in rural areas. We observe that jurisdictions belonging to urban areas tend to mimic each other whereas those who belong to rural areas does not take into account the neighbouring tax choices when they set their local business tax. Rural jurisdictions set their local business tax only by looking at their own socio-economic features.

*Key-words:* fiscal interaction, urban area, rural area, spatial econometrics

### La concurrence fiscale entre communes est-elle plus intense en milieu urbain qu'en milieu rural ?

**Résumé** – L'objet de cet article est de tester l'hypothèse selon laquelle l'intensité de la concurrence fiscale est plus forte en milieu urbain qu'en milieu rural. Dans ce but, nous construisons un modèle spatial de choix fiscal communal qui tient compte des choix fiscaux des communes concurrentes en matière de taxe professionnelle. Plus particulièrement, nous testons l'hypothèse de l'existence d'interactions fiscales au sein de différents groupements intercommunaux et nous en mesurons la forme et l'intensité à l'aide des techniques d'économétrie spatiale. Nous relient ensuite ces mesures d'intensité aux caractéristiques de l'aire étudiée, en particulier à son statut dans le zonage en aires urbaines et en aires d'emploi de l'espace rural (ZAU-ER). Nous concluons à l'existence d'interactions fiscales entre les communes appartenant à l'espace à dominante urbaine. En revanche, l'hypothèse d'interactions fiscales horizontales n'est pas vérifiée dans les communes appartenant à l'espace à dominante rurale.

**Mots-clés :** interaction fiscale, espace urbain, espace rural, économétrie spatiale

\* MEDEE, Faculté des sciences économiques et sociales, Université des sciences et technologies de Lille, 59655 Villeneuve-d'Ascq  
e-mail : Aurelie.cassette@ed.univ-lille1.fr

\*\* MEDEE et CESAER-INRA, 26 bd du Docteur Petitjean, BP 87999, 21079 Dijon cedex  
e-mail : Sonia.paty@univ-lille1.fr

Nous tenons à remercier Sylvie Charlot, Hakim Hammadou, Hubert Jayet, les participants au séminaire du CESAER-INRA ainsi que les deux rapporteurs anonymes pour leurs conseils. Nous restons seules responsables des erreurs éventuelles.

LA LITTÉRATURE sur le fédéralisme financier s'est récemment concentrée sur la compréhension et l'analyse des enjeux des interactions pouvant exister entre gouvernements de même niveau lors de la mise en œuvre de leur politique publique. Deux types de modèles expliquent l'existence d'interactions fiscales horizontales : les modèles de compétition fiscale et les modèles de concurrence politique par comparaison. Une première hypothèse, à la suite des travaux de Zodrow et Mieszkowski (1986), Wilson (1986) et Wildasin (1988), fonde l'existence de ces interactions sur la mobilité des bases fiscales. Les interactions fiscales résultent alors de la volonté des élus d'attirer des bases imposables potentiellement mobiles en manipulant leurs taux d'imposition. Dans ce cadre, on définit la concurrence fiscale comme le mécanisme non-coopératif de fixation des impôts par des décideurs dits bienveillants (au sens où ils maximisent le bien-être des ménages) qui ne tiennent pas compte des effets de leurs décisions sur les autres collectivités (voir le *survey* de Wilson, 1999). Par ailleurs, dans des modèles de concurrence par comparaison appliqués à l'économie politique par Salmon (1987) et développés notamment par Besley et Case (1995a,b), les élus ne sont plus forcément bienveillants (*i.e.* soucieux de maximiser le bien-être de leurs électeurs), mais ils peuvent être animés de comportements opportunistes de recherche de rente. Les interactions fiscales résultent du comportement des électeurs qui contrôlent leurs élus en comparant leurs performances (notamment sur le plan fiscal) avec celle des élus voisins, la sanction passant par les urnes. Les élus sont donc conduits à imiter la politique fiscale de leurs voisins afin d'éviter la stigmatisation.

L'étude de ces interactions n'est pas sans intérêt, car de nombreuses études empiriques ont montré l'existence de relations entre les variables fiscales de collectivités voisines. En effet, de très nombreux travaux tendent à vérifier l'existence d'interactions fiscales entre collectivités locales appartenant à un même échelon administratif (Madiès *et al.*, 2005). C'est le cas notamment des multiples travaux réalisés sur le continent nord-américain (Ladd, 1992 ; Case, 1993 ; Case *et al.*, 1993 ; Anderson et Wassmer, 1995 ; Besley et Case, 1995a,b ; Shroder, 1996 ; Brueckner, 1996 ; Smith, 1997 ; Saavedra, 1999 ; Brett et Pinske, 2000 ; Brueckner et Saavedra, 2001). Les tests menés en Europe sont également favorables à l'hypothèse d'interactions fiscales : il s'agit des travaux de Heyndels et Vuchelen (1998) et Richard *et al.* (2002) en Belgique, de Buettner (2001) en Allemagne, de Revelli (2001) en Angleterre, de Solé-Ollé (2003) en Espagne, de Bordignon *et al.* (2003) en Italie et, enfin, de Feld et Reulier (2002) en Suisse. En France, les travaux en la matière se sont développés depuis peu et concluent, avec des nuances, à l'existence d'interactions fiscales entre collectivités locales de même niveau<sup>1</sup> : Jayet *et al.* (2002) au niveau communal, Leprince *et al.* (2005a,b) au niveau départemental et, enfin, Feld *et al.* (2002) au niveau régional.

Cependant, si la littérature des finances publiques locales s'intéresse à l'existence d'interactions fiscales entre collectivités, elle ne s'interroge pas sur les déterminants de l'intensité de ces interactions fiscales. Seul un article théorique de Hoyt (1991) permet de relier l'intensité des externalités fiscales au nombre de collectivités en concurrence.

---

<sup>1</sup> De plus, Leprince et Guengant (2002), Guengant et Leprince (2005), Leprince *et al.* (2005b) testent l'hypothèse d'interactions fiscales verticales.

Il existe pourtant de bonnes raisons de penser que le caractère stratégique des comportements des décideurs locaux est plus exacerbé dans les zones urbaines qu'en milieu rural. En effet, espaces ruraux et espaces urbains ont des caractéristiques très différentes en termes d'attractivité vis-à-vis des activités économiques. Parmi les facteurs de localisation en zone urbaine, on trouve évidemment les facteurs traditionnels de concentration, c'est-à-dire les économies d'échelle et les externalités marshalliennes, mais aussi le coût et la facilité d'accès aux différents facteurs de production (Blanc et Perrier-Cornet, 1998). Les spécificités des marchés locaux du travail sont telles que l'appariement entre l'offre et la demande de travail se fait plus facilement en milieu urbain. En milieu rural, les employeurs recherchant des compétences spécifiques rencontrent des difficultés pour recruter une main-d'œuvre qualifiée. Pour toutes ces raisons, les espaces urbains demeurent des lieux privilégiés de création et d'accueil des activités économiques.

Toutefois, la concurrence foncière ainsi que les coûts de congestion favorisent l'implantation de certaines activités industrielles dans les espaces ruraux, notamment les industries manufacturières, agro-alimentaires et les industries traditionnelles (Blanc et Perrier-Cornet, 1998). La place de l'agriculture continue de marquer la structure des activités dans cet espace puisqu'elle y fournit 20 % des emplois. En effet, la localisation des activités économiques dans l'espace à dominante rurale s'explique traditionnellement par les avantages comparatifs dont il bénéficie : espace disponible, proximité de certaines ressources, plus faible coût de la main-d'œuvre. Le développement récent, ces dix dernières années, de zones industrielles en milieu rural tend à montrer que les communes rurales ne sont pas totalement insensibles à l'implantation des entreprises sur leur territoire (Schmitt, 2000 ; Aubert et Blanc, 2002).

Au total, milieu urbain et espaces ruraux diffèrent par de très nombreux aspects en ce qui concerne leur attractivité vis-à-vis des investisseurs potentiels. Notre hypothèse est que ces caractéristiques intrinsèques ne sont pas sans effet sur les politiques publiques et, plus spécifiquement, sur les décisions fiscales des élus locaux en matière d'imposition sur les activités économiques. En effet, même si une part de plus en plus importante est prise en charge directement par l'État et même si les disparités sont importantes entre les collectivités locales, les recettes de la taxe professionnelle représentent en moyenne près de la moitié des recettes fiscales des communes en 2002 (source DGCL). Les décideurs publics locaux situés en milieu urbain, lieu privilégié d'implantation des activités économiques, sont donc plus sensibles aux recettes fiscales générées par la taxe professionnelle et sont donc plus enclins à développer des pratiques de concurrence fiscale. En revanche, les communes rurales caractérisées par la présence d'activités agricoles non soumises à la taxe professionnelle sont moins attractives vis-à-vis des investisseurs potentiels (à l'exception de certaines activités particulières) et sont donc moins susceptibles de développer des stratégies de concurrence fiscale vis-à-vis de cet impôt<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Il se peut que des comportements stratégiques existent au niveau de la fixation de la taxe d'habitation. Faute de données sur la fiscalité des ménages, nous ne pouvons pas vérifier cette hypothèse.

Sans modéliser de manière explicite l'effet du degré d'urbanisation sur l'intensité de la concurrence fiscale, nous tentons de vérifier empiriquement l'hypothèse que les caractéristiques du milieu urbain facilitent le caractère stratégique des comportements et conduisent à des interactions fiscales plus intenses qu'en milieu rural.

Le présent article propose donc de tester l'existence et de mesurer l'ampleur des interactions fiscales horizontales entre les communes françaises en fonction du gradient urbain-rural. Nous étudierons les choix fiscaux relatifs au principal impôt pesant sur les activités économiques, la taxe professionnelle, tout en prenant en compte les spécificités relatives aux dernières lois sur l'intercommunalité. La loi sur la coopération intercommunale de 1999 a, en effet, profondément réformé la fiscalité intercommunale dans le but, soit de gérer en commun des équipements et profiter des économies d'échelle, soit d'élaborer des projets de développement économique et d'urbanisme à une échelle plus pertinente que l'espace communal. Deux régimes fiscaux peuvent être choisis par les Établissements publics de coopération intercommunale (EPCI) : la fiscalité additionnelle ou la taxe professionnelle unique. Dans le premier cas, le groupement intercommunal vote un taux qui s'additionne au taux communal fixé librement par chaque commune pour les quatre taxes directes locales. La part intercommunale de la fiscalité est la même pour toutes les communes. Dans le second cas, le groupement vote, à la place des communes membres, un taux unique de taxe professionnelle (TPU) et le test des interactions fiscales horizontales n'a donc plus d'objet.

Nous avons donc sélectionné douze groupements de communes à fiscalité additionnelle, puis nous avons testé pour chacun de ces groupements un modèle de choix fiscal communal à l'aide des techniques d'économétrie spatiale sur l'année 2002. Nous estimons la pente de la fonction de meilleure réponse en taux qui relie le taux de taxe professionnelle d'une commune à celui des communes appartenant au même groupement. Pour tenir compte de l'hétérogénéité des communes, liée en particulier à leur position spatiale, nous utiliserons la classification ZAU-ER (zonage en aires urbaines et en aires d'emploi de l'espace rural), réalisée par l'INSEE et l'INRA. Enfin, nous comparons l'intensité des interactions fiscales donnée par l'estimation de la pente de la fonction de meilleure réponse des communes à l'intérieur de chaque groupement en fonction de son statut dans le gradient urbain-rural.

L'analyse de l'intensité des interactions entre choix fiscaux communaux concernant la taxe professionnelle nous semble intéressante pour au moins deux raisons. En premier lieu, notre étude permet de mieux comprendre les déterminants des choix fiscaux communaux et fournit une vision plus précise des effets de la mobilité potentielle des bases fiscales sur les choix fiscaux. Même si la fiscalité locale n'apparaît pas comme un facteur décisif dans les choix de localisations des entreprises (Jayet *et al.*, 1999), il semble qu'elle soit dans la « tête des élus » (Guengant, 1992) et que ceux-ci choisissent leur taux d'imposition de façon à conserver une certaine attractivité vis-à-vis des localités voisines. En second lieu, il s'agit d'une des rares études qui, à notre connaissance, permet de différencier les comportements fiscaux en fonction du statut de la commune dans l'espace français. Jusqu'alors, les travaux empiriques réalisés au niveau communal (Jayet *et al.*, 2002 ; Leprince et Guengant, 2002 ; Guengant et Leprince, 2005) ne prenaient pas en compte le fait que les

logiques des stratégies fiscales sont différentes selon que les élus gèrent une commune appartenant à un espace à dominante urbaine, donc une zone privilégiée de création et d'accueil d'activités tertiaires ou une commune appartenant à un espace rural où des activités fortement consommatrices d'espaces, comme les industries manufacturières, se sont développées notamment dans les espaces ruraux périurbains (Schmitt, 2000 ; Aubert et Blanc, 2002). Seuls les travaux récents de Charlot et Paty (2005) permettent de conclure à un effet du gradient urbain/rural sur les interactions fiscales, mais au niveau intercommunal, c'est-à-dire entre les établissements publics de coopération intercommunale qui ont opté pour une taxe professionnelle unique.

L'article est organisé de la manière suivante. Dans une première section, nous présentons une synthèse des modèles de concurrence fiscale et, plus particulièrement, la fonction de meilleure réponse en taux qui permet de fonder nos estimations économétriques. Dans les deuxième et troisième sections, nous présentons respectivement le modèle économétrique ainsi que les données. Enfin, nous commentons les résultats de nos tests réalisés sur 12 groupements de communes à fiscalité additionnelle en 2002.

## Les fondements théoriques des interactions fiscales horizontales

Dans la littérature théorique, les interactions fiscales sont dues soit à la mobilité potentielle de la base fiscale (modèles de concurrence fiscale), soit à la crainte de ne pas être réélu (modèles de concurrence politique par comparaison ou de *yardstick competition*). Dans ce dernier cas, les citoyens parfaitement immobiles comparent les performances des élus et peuvent les sanctionner par une non-réélection.

Dans la mesure où notre test porte sur les choix de taxe professionnelle, principal impôt local pesant sur les entreprises, dont l'assiette est essentiellement constituée de la valeur locative des immobilisations<sup>3</sup>, nous présentons uniquement ci-dessous une synthèse des modèles théoriques de concurrence fiscale nous permettant de fonder nos estimations économétriques<sup>4</sup>.

Le cadre d'analyse des interactions fondées sur la mobilité des bases est celui des modèles de concurrence fiscale initiés entre autres par Zodrow et Mieszkowski (1986) et Wilson (1986). L'approche théorique traditionnelle des problèmes de concurrence fiscale est consacrée aux stratégies d'attraction des entreprises adoptées par des collectivités locales de même rang (ou des États)<sup>5</sup>, sans se préoccuper des choix de

---

<sup>3</sup> La loi de finances pour 1999 a prévu la suppression sur 5 ans (1999-2003) de la part « salaires » de la base de la taxe professionnelle.

<sup>4</sup> Toutefois, cette distinction entre concurrence fiscale et concurrence politique n'est pas fondamentale sur ce point car, comme Brueckner (2003) le souligne, la spécification économétrique utilisée dans la littérature empirique pour vérifier l'existence d'interactions fiscales horizontales ne permet pas de discriminer entre les deux types de modèles.

<sup>5</sup> Dans cette littérature, on raisonne indifféremment soit à l'intérieur d'un pays en considérant des collectivités locales de même rang, soit au sein d'un espace économique unifié dans lequel les États se font concurrence.

localisation résidentielle. Les décideurs publics sont supposés bienveillants à l'égard de leurs concitoyens dans la mesure où leur objectif est de maximiser le bien-être local, en particulier en fournissant un certain niveau de bien public financé par un impôt sur le capital. Les entreprises, ou plus précisément les investisseurs privés, sont très fortement mobiles à l'intérieur d'un espace économique unifié et leurs choix de localisations et de production dépendent essentiellement de la comparaison du rendement net d'impôt de leur investissement.

Au sein même de cette littérature, deux axes principaux peuvent être distingués selon le degré d'influence exercé par chacune des collectivités sur les autres (Binet, 1996). Les premiers modèles se placent dans un cadre d'analyse analogue à celui de la concurrence pure et parfaite (Hoyt, 1991) et étudient les effets d'une variation de l'impôt local sur les agents mobiles dans une seule localité. Dans un contexte où un grand nombre de collectivités sont en concurrence, l'analyse porte, d'une part, sur l'impact d'une stratégie de réduction du taux de taxation des entreprises sur l'offre de biens publics locaux dans la collectivité considérée et, d'autre part, sur l'efficacité du financement des dépenses publiques. Dans ce cas, les choix budgétaires locaux (en particulier une variation du taux d'impôt local) sont sans effet sur l'équilibre des collectivités voisines. Les entreprises, toutes identiques, revêtent la forme d'un capital infiniment divisible. Elles adoptent un rôle passif d'ajustement face aux décisions budgétaires des collectivités locales. Dans ce cadre de collectivités atomistiques, les modèles reposent sur une hypothèse essentielle : il n'existe pas d'interaction stratégique entre les collectivités locales. Son relâchement fait apparaître une autre conception de la concurrence fiscale.

En effet, les collectivités locales, en tant qu'unités de décisions actives, peuvent se livrer à une compétition fiscale afin d'attirer le facteur mobile capital. Le capital est supposé quitter la collectivité dont la fiscalité augmente pour rejoindre celle(s) où elle est relativement plus faible. Ce processus de délocalisation se poursuit jusqu'à ce que la rémunération nette du capital redevienne identique partout. Ainsi, l'introduction d'une base fiscale mobile dans une économie décentralisée implique une rivalité entre les gouvernements et justifie l'adoption par ces derniers d'un comportement non coopératif. L'étude des interactions entre un petit nombre de collectivités en concurrence a été modélisée à l'aide de la théorie des jeux non coopératifs par, entre autres, Bucovetsky (1986), Mintz et Tulkens (1986), Crombrughe et Tulkens (1990), Wildasin (1988, 1989, 1991). Dans le cadre des modèles de concurrence fiscale avec taxation directe<sup>6</sup> du capital à la Wildasin (1988), chaque localité choisit son propre taux de taxe de manière stratégique en anticipant le taux d'imposition des autres communes. A l'équilibre de Nash fiscal, on obtient une fonction de meilleure réponse en taux qui donne la valeur du taux d'impôt d'une collectivité donnée en fonction des taux des autres collectivités. C'est ce résultat théorique selon lequel les choix fiscaux d'une collectivité sont dépendants de ceux des autres collectivités qui fait l'objet de multiples vérifications

---

<sup>6</sup> Les contributions de Mintz et Tulkens (1986) et de Crombrughe et Tulkens (1990) portent sur des taxes indirectes sur les biens.

empiriques<sup>7</sup>, dont celle que nous proposons dans cet article. Dans l'encadré 1, nous présentons la fonction de meilleure réponse fiscale qui fait l'objet de nos investigations empiriques.

### Encadré 1. La fonction de meilleure réponse en taux

Dans les modèles de concurrence fiscale, les joueurs sont des collectivités locales d'un même niveau de gouvernement et le vecteur des stratégies correspond à leurs choix fiscaux. L'objectif de ces collectivités est d'attirer du capital productif supposé parfaitement divisible et se déplaçant sans coût, sachant que les investisseurs recherchent la localisation du capital mobile offrant le rendement après impôt le plus élevé. Chaque décideur public local fixe son taux d'impôt sur le capital afin de maximiser l'utilité de l'agent représentatif, en considérant comme donnés les taux d'impôts des autres collectivités. Dans chaque collectivité, les résidents sont supposés identiques dans leurs goûts et leur revenu. L'utilité de l'agent représentatif d'une collectivité  $i \in I$  dépend de sa consommation en bien privé, du niveau de service public fourni et des caractéristiques socio-économiques de sa collectivité. Le bien public local, produit à partir du bien privé, est financé par une taxe unitaire sur le capital notée  $t_i$ . Il est possible alors de déterminer l'équilibre de Nash fiscal,  $t^* = (t_1^*, \dots, t_I^*)$ , où  $t_i^*$  est la solution du programme de maximisation de l'élu. La fonction (1) de meilleure réponse fiscale donne la valeur du taux d'impôt de la collectivité  $i$  en fonction des taux  $t_j$  ( $j \neq i$ ) des autres collectivités ainsi que des déterminants locaux  $X_i$  du comportement de la collectivité  $i$ . Elle est donnée par :

$$t_i^* = \tau_i(t_1, \dots, t_{i-1}, t_{i+1}, \dots, t_I, X_i) \quad (1)$$

Le résultat de ces modèles, qui retient notre attention dans cet article, est que les choix fiscaux d'une collectivité sont dépendants des choix fiscaux des autres collectivités<sup>1</sup>.

En effet, ces fonctions de meilleure réponse sont telles qu'une collectivité décidant de baisser son taux d'imposition attire sur son territoire du capital mobile qui quitte les collectivités où la fiscalité est relativement plus lourde. Ces dernières ont donc également intérêt à diminuer leur taux d'imposition pour enrayer la perte de base fiscale. Les fonctions de meilleure réponse  $\tau_i(\cdot)$  sont donc croissantes en taux (Laussel et Le Breton, 1998). La prédiction théorique importante, au moins dans le cas des modèles de concurrence en matière d'impôt direct sur le capital mobile, est celle d'une complémentarité des taux d'imposition des collectivités en concurrence<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> L'autre résultat fondamental des modèles de concurrence fiscale est qu'à l'équilibre de Nash, les taux d'imposition sont sous-optimaux.

<sup>2</sup> Une telle prédiction peut ne pas être valable pour tous les types d'impôt, par exemple en matière d'impôts indirects sur les biens (voir, dans ce cas, Mintz et Tulkens, 1986).

Si la plupart de ces modèles théoriques concluent à l'existence d'interactions fiscales horizontales entre collectivités locales en ce qui concerne la fixation de leur taux d'imposition, ils ne s'interrogent pas à propos des déterminants de l'intensité de ces interactions. Seuls les travaux de Hoyt (1991) permettent de relier l'intensité des

<sup>7</sup> Pour le lecteur intéressé, voir l'article de Madiès *et al.* (2005) qui recense l'ensemble de ces travaux.

externalités fiscales au nombre des collectivités en concurrence. Ils montrent que plus le nombre de collectivités en concurrence est élevé, plus la concurrence fiscale est intense, et concluent qu'accroître le nombre de collectivités décentralisées en concurrence diminue le bien-être des individus en exacerbant les externalités fiscales horizontales liées à la mobilité de l'assiette imposable.

Toutefois, en matière de choix fiscaux, aucun modèle théorique n'est disponible, à notre connaissance, pour analyser les effets éventuels du degré d'urbanisation sur l'intensité des interactions fiscales. L'existence d'une telle différenciation des comportements devient donc une question empirique.

## Le modèle économétrique

L'objet de cette section est de vérifier empiriquement l'hypothèse selon laquelle l'intensité des interactions fiscales augmente avec le degré d'urbanisation des collectivités locales. Nous fondons nos tests empiriques sur l'estimation de la pente de la fonction de meilleure réponse en taux, donnée par l'équation (1), qui relie le taux d'imposition d'une collectivité aux taux des collectivités concurrentes. Cette équation sera estimée pour chaque EPCI retenu dans notre échantillon et classé en fonction de son degré d'urbanisation.

Nous spécifions donc un modèle statique de choix fiscal communal qui est une approximation locale au premier ordre d'une fonction de réaction quelconque. Sous forme matricielle, la spécification retenue s'écrit de la manière suivante :

$$t = \rho Wt + \beta X + \varepsilon \quad (2)$$

Les notations sont les suivantes :  $t$  est le vecteur des taux de taxe professionnelle communaux,  $W$  la matrice de pondération ou d'interactions spatiales normalisée,  $X$  la matrice des caractéristiques socio-économiques de chaque commune,  $\rho$  le coefficient d'autorégression spatiale, c'est-à-dire la pente de la fonction de meilleure réponse. La significativité et le signe de ce coefficient nous indiqueront respectivement l'existence ou non d'interactions spatiales entre communes et le sens de ces interactions, donc la complémentarité ou la substituabilité entre les taux communaux.

Un tel modèle, dit avec autorégression spatiale, introduit des interdépendances entre les valeurs de la variable endogène en différents points de l'espace. L'utilisation de la méthode des moindres carrés ordinaires aboutirait donc à des coefficients biaisés et inefficaces (Anselin, 1988 ; Jayet, 1993 et 2001 ; Le Gallo, 2002). Deux méthodes alternatives d'estimation sont généralement utilisées dans la littérature : la technique des variables instrumentales et celle basée sur le maximum de vraisemblance.

Le principal problème lié à l'estimation par le maximum de vraisemblance provient de la présence du jacobien dans la fonction de vraisemblance. La maximisation de la fonction de log-vraisemblance nécessite l'utilisation d'une optimisation non-linéaire pour évaluer ce jacobien pour chaque nouvelle valeur du coefficient d'autorégression. Ce calcul est particulièrement lourd, même pour des

échantillons de petite taille. Plusieurs solutions ont été proposées dans la littérature (Le Gallo, 2000). L'une des plus utilisées consiste à exploiter la décomposition du jacobien en termes des valeurs propres de la matrice de pondération proposée par Ord (1975). Nous exploitons une routine d'optimisation non-linéaire développée par Hubert Jayet sous Matlab qui, à l'instar d'autres auteurs, utilise cette propriété de simplification.

Une autre méthode, la méthode des variables instrumentales (VI), permet de remédier au problème de non-convergence des estimateurs obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires (Anselin, 1988 ; Kelejian et Robinson, 1993 ; Kelejian et Prucha, 1998). Les instruments qui peuvent être utilisés sont les variables explicatives, non corrélées avec les erreurs, ainsi que  $WX$  ou des décalages d'ordre supérieur pour la variable endogène. Sous des hypothèses raisonnables satisfaites lorsque les poids sont basés sur la contiguïté, les estimateurs des variables instrumentales sont convergents et asymptotiquement normaux (Le Gallo, 2000). Afin de vérifier la robustesse des résultats, nous avons utilisé les deux méthodes d'estimations. Toutefois, nous ne faisons apparaître dans cet article que les résultats obtenus grâce à la méthode du maximum de vraisemblance<sup>8</sup>.

À l'instar de nombreux travaux appliqués, nous spécifions la matrice de pondération ou d'interactions spatiales  $W$ , puis nous estimons le coefficient d'autorégression spatiale  $\rho$ . Cette matrice permet d'introduire le fait que les choix fiscaux d'une commune seront plus ou moins fortement influencés par les choix des autres communes. Nous avons testé une matrice  $W^1$  normalisée, construite sur le critère de la distance géographique, telle que le poids accordé à chaque commune soit égal à l'inverse de la distance qui sépare les centroïdes des deux communes considérées, soit, avant la normalisation,  $w_{ij}=1/d_{ij}$  (avec  $i$  et  $j$  désignant deux communes distinctes). Afin de vérifier l'importance de la proximité géographique dans les choix fiscaux des communes, nous avons également testé une autre matrice d'interactions spatiales  $W^2$  composée de poids calculés par l'inverse de la distance entre centroïdes au carré, soit, avant la normalisation,  $w_{ij}=1/d_{ij}^2$ . Dans ce cas, les choix fiscaux des communes les plus proches sont plus valorisés que dans le cas précédent.

Enfin, la présence éventuelle d'autocorrélation spatiale dans la partie aléatoire du modèle doit être vérifiée. En effet, rien ne permet d'être sûr que  $\varepsilon$  est un vecteur de résidus, identiquement et indépendamment distribués (i.i.d.) dans l'espace. Au contraire, cette hypothèse nulle doit être testée contre l'hypothèse alternative de présence d'autocorrélation spatiale suivant la relation :

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (3)$$

avec  $\lambda$ , le coefficient d'autocorrélation spatiale et  $\mu$ , supposé i.i.d.

---

<sup>8</sup> Les résultats issus de la méthode des variables instrumentales figurent dans un document de travail des mêmes auteurs.

Dans la mesure où la présence d'une corrélation spatiale des résidus ne garantit plus l'efficacité des estimateurs, nous mènerons des tests du multiplicateur de Lagrange non robuste et robuste d'autocorrélation spatiale, développés respectivement par Anselin (1988) et Anselin *et al.* (1996).

## Les données

Les tests portent sur douze EPCI en 2002. La procédure de sélection a été la suivante. Sur le plan méthodologique, le succès récent de l'intercommunalité à fiscalité propre, et notamment du régime de la TPU qui ne nous permet plus d'identifier des interactions spatiales entre les communes, nous a contraintes à introduire un biais de sélection en choisissant uniquement des groupements intercommunaux ayant opté pour le régime de la fiscalité additionnelle sur les quatre taxes, laissant ainsi les communes décider de leur part communale sur la taxe professionnelle. Selon l'Assemblée des communes de France, le régime de la fiscalité additionnelle a été choisie, en 2002, par 1 429 EPCI sur les 2 174 EPCI existants. Il concerne 17 708 communes (soit 15 millions d'habitants) sur les 26 850 (soit 45 millions d'habitants) rattachées à un groupement. Il s'agit soit de communautés urbaines (CU), soit de communautés de communes (CC). Si dans notre échantillon, le régime juridique peut être différent, le régime fiscal est le même pour chaque groupement de communes sélectionné. Sur le plan économétrique, nous avons également été contraintes de conserver uniquement les groupements intercommunaux composés d'un nombre suffisant de communes pour mener des tests statistiques satisfaisants<sup>9</sup>. Nous présentons en annexe une carte indiquant la répartition géographique des douze groupements intercommunaux finalement retenus.

Nous précisons qu'à l'intérieur de nos 12 sous-échantillons, les communes qui ne fixent pas de part communale de taxe professionnelle sont marginales. En effet, au sein de chaque EPCI, elles n'excèdent pas le nombre de deux. Nous avons vérifié que le retrait de cette (ces deux) commune(s) n'influençai(en)t pas les estimations de nos coefficients. Nous ajoutons toutefois que même dans ces communes, les entreprises s'exposent à une part locale de taxe professionnelle puisqu'elles doivent acquitter la part intercommunale de l'EPCI.

Les données sont issues des publications de la Direction générale des collectivités locales (DGCL) du ministère de l'Intérieur en 2002, du recensement de 1999 établi par l'INSEE et, enfin, du fichier ZAU-ER réalisé par l'INSEE et l'INRA en 1997 (Hilal et Schmitt, 1997 ; INRA et INSEE, 1998 ; Schmitt *et al.*, 2002). Le tableau 7 des statistiques descriptives figure en annexe. Nous présentons ci-dessous, dans les tableaux 1 et 2, les caractéristiques des groupements retenus. Traditionnellement, on décline le territoire en deux catégories principales, l'espace à dominante urbaine et l'espace à dominante rurale. Nous rappelons les détails de cette classification dans l'encadré 2.

<sup>9</sup> Beaucoup d'EPCI sont composés de moins de cinquante communes, ce qui ne nous laisse pas un nombre suffisant de degré de liberté.

Tableau 1. Caractéristiques démographiques des EPCI sélectionnés (année d'observation : 2002)

Nom de l'EPCI	Nombre de communes regroupées	Population totale regroupée
CU de Lyon	55	1 186 748
CC du pays de Valois	62	51 120
CC du Val de l'Aisne	62	18 249
CC du pays des Sources	47	19 291
CC des Crêtes préardennaises	92	20 464
CC du Saulnois	114	27 553
CC de la Picardie verte	89	29 382
CC de la région d'Albert	56	25 527
CC Thiérache du Centre	62	28 511
CC de l'Argonne Ardennaise	100	19 006
CC Haute Saintonge	123	57 042
CC rurale du développement du Diois	52	10 580
Total	914	1 493 473

Sources : DGCL et ZAU-ER

Tableau 2. Répartition de la population des communes appartenant aux EPCI sélectionnés selon le gradient urbain-rural (en pourcentage)

	Pôles urbains	Couronnes péri-urbaines	Communes multi-polarisées	Total espace à dominante urbaine	Rural sous faible influence urbaine	Pôles ruraux	Périph des pôles ruraux	Rural isolé	Total espace à dominante rurale
CU Lyon	99	1	–	100	–	–	–	–	–
CC pays de Valois	–	51	38	89	11	–	–	–	11
CC Val de l'Aisne	17	29	7	53	44	–	–	3	47
CC du pays des Sources	–	33	18	51	48	–	1	–	49
CC Crêtes	–	27	–	27	42	–	2	29	73
CC Picardie	–	22	4	26	26	–	2	46	74
CC Saulnois	–	7	6	13	29	15	24	19	87
CC région d'Albert	–	7	–	7	10	41	29	13	93
CC Haute Saintonge	–	1	1	2	2	10	16	70	98
CC Argonne	–	–	–	–	3	27	19	51	100
CC Thiérache du Centre	–	–	–	–	4	–	–	96	100
CC rurale devpt Diois	–	–	–	–	1	–	1	98	100

Source : calculs des auteurs à partir de DGCL et ZAU-ER.

## Encadré 2. Le zonage en aires urbaines et en aires d'emploi de l'espace rural (ZAU-ER)

L'espace à dominante urbaine ou espace urbain est l'ensemble, d'un seul tenant, de plusieurs aires urbaines (**pôles urbains et couronnes périurbaines**) et des **communes multipolarisées** qui s'y rattachent. Au sens de l'INSEE, le **pôle urbain** est une commune, ou un ensemble de communes, offrant au moins 5 000 emplois et qui n'est pas située dans la **couronne périurbaine** d'un autre **pôle urbain**. La **couronne périurbaine** recouvre l'ensemble des communes de l'aire urbaine à l'exclusion de son pôle urbain. Une aire urbaine est un ensemble de communes, d'un seul tenant et sans enclave, constitué par un **pôle urbain** et par des communes rurales ou unités urbaines (couronne périurbaine) dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans le pôle ou dans des communes attirées par celui-ci. Enfin, les **communes multipolarisées** sont des communes rurales et unités urbaines situées hors des aires urbaines, dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans plusieurs aires urbaines, sans atteindre ce seuil avec une seule d'entre elles, et qui forment avec elles un ensemble d'un seul tenant.

L'espace à dominante rurale, ou espace rural, regroupe l'ensemble des petites unités urbaines et communes rurales n'appartenant pas à l'espace à dominante urbaine. Il s'agit du **rural sous faible influence urbaine**, des **pôles ruraux**, de la **périphérie des pôles ruraux** et du **rural isolé**. Cet espace est très vaste, il représente 70 % de la superficie totale et les deux tiers des communes. Le **rural sous faible influence urbaine** regroupe des communes ou unités urbaines dont 20 % ou plus des actifs vont travailler dans l'une quelconque des aires urbaines ; les **pôles ruraux**, des communes ou unités urbaines qui regroupent 2 000 emplois ou plus et dont le nombre d'emplois est supérieur ou égal au nombre d'actifs résidents ; la **périphérie des pôles ruraux** : des communes ou unités urbaines qui ne sont pas sous faible influence urbaine et dont plus de 20 % des actifs vont travailler dans l'un quelconque des pôles ruraux ; le **rural isolé** : des communes ou unités urbaines n'appartenant à aucune des 3 catégories précédentes.

Sources : INSEE et INRA (1998).

D'après le tableau 2, les groupements intercommunaux sélectionnés se répartissent de la manière suivante :

- groupements dont la population appartient majoritairement à l'espace urbain : CU de Lyon, CC du pays de Valois, CC du Val de l'Aisne et CC du pays des Sources ;
- groupements dont la population appartient majoritairement à l'espace rural : CC des Crêtes, CC de la Picardie verte, CC du Saulnois, CC de la région d'Albert, CC de la Haute Saintonge, CC de l'Argonne, CC du Thiérache du Centre, CC du Diois.

Pour expliquer les choix fiscaux communaux, nous retenons les variables socio-économiques qui correspondent aux compétences des communes et qui sont généralement retenues dans la littérature empirique :

- des variables de charges : la densité de la population, les parts respectives des élèves et des plus de 60 ans dans la population totale, le taux de chômage. Pour toutes ces variables, on peut s'attendre à un signe positif dans la mesure où elles sont susceptibles

de capter l'influence de besoins importants des habitants, ou de certaines catégories de résidents, en services publics et en infrastructures communales. Cependant, un signe négatif, notamment pour la densité de population, pourrait être un indice de l'existence d'économies d'échelle dans la fourniture des services publics locaux ;

– des variables de richesse : la base fiscale par habitant de la taxe professionnelle et la dotation globale de fonctionnement (DGF) par habitant. Même si la théorie n'a pas de conclusion tranchée sur ce sujet, la base fiscale est supposée évoluer en sens contraire du taux de taxe professionnelle d'une commune, car cette dernière bénéficiant de ressources plus importantes peut en profiter pour diminuer sa pression fiscale (Aragon *et al.*, 1988). Le signe attendu du coefficient associé à la base fiscale est donc négatif. En revanche, l'effet de la DGF est *a priori* positif. En effet, la littérature sur les fonctions de demande (donc de dépenses) en bien public local conclut à l'existence du « *fly-paper effect* » ou « papier collant » (Rubinfeld, 1987) : l'effet des subventions sur la dépense et les taux serait plus important que l'effet positif du revenu. Ceci suggère que l'effet des subventions sur les dépenses publiques, donc indirectement sur les taux d'imposition, est en général positif.

Toutes les variables sont mesurées en logarithme. Le tableau 7 des statistiques descriptives est en annexe.

## Les résultats

Nous détaillons ci-après la procédure de tests qui a été suivie. Les tests de dépendance spatiale figurant au tableau 3 permettent de choisir la meilleure spécification du modèle.

Dans un premier temps, nous avons estimé le modèle simple (*i.e.* sans effets spatiaux), soit  $t = \beta X + \varepsilon$ , par la technique des moindres carrés ordinaires (MCO). Nous effectuons le test de Moran ainsi qu'un test du multiplicateur de Lagrange joint de l'existence d'autorégression spatiale et d'autocorrélation des erreurs.

Pour ces deux tests (seul le test du multiplicateur de Lagrange joint est présenté au tableau 3), l'hypothèse nulle est acceptée au seuil usuel des tests pour les huit EPCI les plus ruraux. Aucune dépendance spatiale n'est donc détectée dans ces EPCI. Dans ce cas, la spécification choisie est le modèle simple sans effets spatiaux, estimé par les MCO.

En revanche, l'hypothèse nulle est rejetée pour quatre EPCI (CU de Lyon, CC du pays de Valois, CC du Val de l'Aisne et CC du pays des Sources) et nous conduit à poursuivre les investigations afin de déterminer laquelle des deux spécifications (avec autorégression spatiale ou avec autocorrélation spatiale des erreurs) est la meilleure. Nous menons alors les tests du multiplicateur de Lagrange  $LM_{LAG}$  (test d'autorégression spatiale) et  $LM_{ERR}$  (test d'autocorrélation spatiale des erreurs), ainsi que leurs versions robustes  $RLM_{LAG}$  et  $RLM_{ERR}$  développés par Anselin *et al.* (1996).

Précisons que les tests du multiplicateur de Lagrange sont calculés sur la base des résidus du modèle simple estimé par les MCO à l'aide de la matrice de pondération. Pour les quatre groupements, nous présentons dans le tableau 4 les résultats des

estimations par la méthode du maximum de vraisemblance de l'endogène autorégressive pondérée par les deux matrices d'interactions spatiales  $W^1$  et  $W^2$ . Nous avons sélectionné la matrice de distance  $W^2$ , car le passage à ce type de proximité permet d'obtenir les résultats les plus significatifs (voir les valeurs plus élevées de la log-vraisemblance, tableau 4). Nous ne présentons dans le tableau 3 que les résultats des tests du multiplicateur de Lagrange obtenus avec cette matrice.

Tableau 3. Les tests de dépendance spatiale

EPCI	CU Lyon	CC pays Valois	CC Val de l'Aisne	CC pays sources	CC Crêtes	CC Picardie	CC Saulnois	CC Albert	CC Haute Saintonge	CC Argonne	CC Thiérache	CC rurale Diois
Test LM joint d'autorégression et d'autocorrélation	6,50 [0,011]	6,58 [0,01]	4,86 [0,027]	4,90 [0,026]	1,34 [0,246]	2,00 [0,157]	1,95 [0,162]	2,07 [0,151]	1,06 [0,304]	0,02 [0,884]	0,42 [0,519]	0,40 [0,526]
Test d'autorégression spatiale ( $LM_{LAG}$ )	4,52 [0,034]	4,72 [0,030]	1,58 [0,030]	4,88 [0,027]	-	-	-	-	-	-	-	-
Test d'autocorrélation spatiale ( $LM_{ERR}$ )	0,45 [0,501]	0,08 [0,777]	0,08 [0,050]	0,02 [0,882]	-	-	-	-	-	-	-	-
Test robuste d'autorégression spatiale ( $RLM_{LAG}$ )	4,51 [0,034]	4,88 [0,027]	4,78 [0,029]	4,49 [0,035]	-	-	-	-	-	-	-	-
Test robuste d'autocorrélation spatiale ( $RLM_{ERR}$ )	0,45 [0,504]	0,88 [0,349]	3,28 [0,778]	0,88 [0,349]	-	-	-	-	-	-	-	-

Notes : Nous donnons entre crochets les seuils de significativité empirique. Le test robuste d'autorégression spatiale est un test de l'hypothèse nulle :  $\rho = 0$ , la valeur de  $\lambda$  étant supposée quelconque. Le test robuste d'autocorrélation spatiale est un test de l'hypothèse nulle :  $\lambda = 0$ , la valeur de  $\rho$  étant supposée quelconque.  $\rho$  est le coefficient d'autorégression spatiale figurant dans l'équation (2) et  $\lambda$  est le coefficient d'autocorrélation spatiale de l'équation (3).

D'après les résultats de ces tests et pour les quatre EPCI concernés par l'existence d'une dépendance spatiale, le test LM d'autorégression spatiale ( $LM_{LAG}$ ) est toujours plus significatif que celui d'autocorrélation spatiale ( $LM_{ERR}$ ). Par ailleurs, le test robuste d'autorégression spatiale ( $RLM_{LAG}$ ) est significatif, tandis que celui d'autocorrélation spatiale ( $RLM_{ERR}$ ) ne l'est jamais. Dans ce cas, Anselin et Florax (1995) précisent que la meilleure spécification du modèle est celle avec autorégression spatiale donnée par l'équation (2).

Enfin, les estimations complètes du modèle de choix fiscal communal sont reportées dans le tableau 5. Les estimations du modèle par la méthode des MCO sont indiquées pour tous les groupements. Les estimations par la méthode du maximum

de vraisemblance ne sont reportées que pour les quatre groupements de communes pour lesquels le modèle log-linéaire avec autorégression spatiale s'est avéré être la spécification qui intègre le mieux la dimension spatiale du phénomène étudié.

Tableau 4. Les estimations de l'endogène autorégressive pour les deux matrices d'interactions spatiales

EPCI Matrice d'interaction	CU Lyon		CC pays de Valois		CC Val de l'Aisne		CC pays Sources	
	W <sup>1</sup>	W <sup>2</sup>	W <sup>1</sup>	W <sup>2</sup>	W <sup>1</sup>	W <sup>2</sup>	W <sup>1</sup>	W <sup>2</sup>
Coefficient d'autorégression spatiale $\rho$	0,544**	0,565**	0,372	0,413**	0,175	0,250**	0,167**	0,22**
P(Wald)	[0,036]	[0,034]	[0,040]	[0,027]	[0,085]	[0,029]	[0,045]	[0,035]
Log-Vraisemblance	10,98	12,54	-49,99	-38,14	-67,71	-37,83	-42,22	-31,01

Note : Nous indiquons entre crochets les seuils de significativité empirique. \*\* : significatif au seuil de 5 %.

D'après les tableaux 3, 4 et 5, nous observons des résultats différents en ce qui concerne l'hypothèse d'interactions fiscales horizontales selon le groupement considéré. En effet, la pente de la fonction de meilleure réponse en taux est significative pour quatre des EPCI sélectionnés, à savoir la communauté urbaine de Lyon, la communauté de communes du pays de Valois, la communauté de communes du Val de l'Aisne et la communauté de communes du pays des Sources. Les coefficients d'autorégression spatiale  $\rho$  sont positifs et prennent des valeurs comprises entre 0,220 et 0,565. On peut également noter que la valeur des coefficients d'autorégression spatiale augmente avec le degré d'urbanisation de l'EPCI. En revanche, ils ne sont pas significatifs pour les huit autres groupements intercommunaux.

Les taux communaux de TP sont donc compléments stratégiques au sein des quatre premiers groupements étudiés, lesquels se situent dans l'espace à dominante urbaine (voir tableau 2). En revanche, les décisions fiscales communales ne sont pas interdépendantes au sein des huit groupements appartenant à l'espace rural.

Toutefois, nous avons mené un test complémentaire<sup>10</sup> pour deux des EPCI caractérisés par une certaine mixité en termes de répartition de leur population dans l'urbain et dans le rural. En effet, il s'agit des CC du Val de l'Aisne et du pays des Sources dont respectivement 53 % et 51 % de la population totale se situent dans l'espace à dominante urbaine (voir tableau 2). Nous estimons donc pour chacune d'entre elles un autre modèle d'autorégression spatiale du type :

$$t = \rho_1 W_1 + \rho_2 W_2 + \rho_3 W_3 + \beta X + \varepsilon$$

avec  $W_1$  la matrice de pondération<sup>11</sup> qui ne contient que les interactions entre les communes appartenant à l'espace urbain,  $W_2$  la matrice précisant les interactions

<sup>10</sup> Ce test a été proposé par l'un de nos rapporteurs anonymes.

<sup>11</sup> Il s'agit à nouveau de matrice de distance au carré. Par simplicité, nous avons supprimé l'exposant 2 qui caractérise ce type de matrice dans notre article.

Tableau 5. Résultats des estimations du modèle de choix fiscal communal

Méthode	CU Lyon		CC pays de Valois		CC Val de l'Aisne		CC pays Sources		CC Crêtes		CC Picardie		CC Saunlois		CC Albert		CC Haute Saintonge		CC Argonne Thiérache		CC rurale Diois		
	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	
Taux voisins W <sup>2</sup>	-	0,565** [0,025]	-	0,413** [0,039]	-	0,250** [0,041]	-	0,220** [0,035]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Constante	0,66 [0,819]	3,93 [0,562]	-2,48 [0,484]	-3,72 [0,53]	2,55 [0,209]	0,024 [0,993]	-3,34 [0,273]	-4,04 [0,17]	-0,892 [0,811]	2,83 [0,372]	2,56 [0,475]	-3,35 [0,298]	0,81** [0,019]	-1,91 [0,507]	1,72 [0,524]	2,04 [0,266]							
Densité population	0,028** [0,001]	0,025** [0,006]	0,039** [0,001]	0,032** [0,009]	0,057** [0,006]	0,05** [0,049]	0,123** [0,034]	0,134** [0,046]	-0,016** [0,042]	-0,164** [0,018]	-0,042** [0,042]	-0,231** [0,001]	-0,059** [0,041]	-0,014** [0,029]	-0,14** [0,022]	-0,070** [0,027]							
Base TP/hab	-0,061** [0,001]	-0,067** [0,007]	-0,059** [0,001]	-0,055** [0,02]	-0,130** [0,001]	-0,125** [0,009]	-0,11** [0,019]	-0,107** [0,008]	-0,123** [0,000]	-0,064** [0,046]	-0,042** [0,025]	-0,066** [0,009]	-0,014** [0,018]	-0,047** [0,012]	-0,025** [0,037]	-0,21** [0,006]							
Population + 60 ans	0,125 [0,94]	-0,115 [0,528]	0,053 [0,552]	0,228 [0,23]	-0,2 [0,27]	-1,69 [0,254]	3,86** [0,031]	3,77** [0,017]	0,227 [0,278]	-0,089 [0,596]	0,332** [0,048]	2,41 [0,166]	-0,376 [0,649]	0,069 [0,702]	0,14 [0,262]	1,09 [0,339]							
Taux chômage	-0,77 [0,237]	-0,015 [0,929]	-0,552 [0,567]	-0,056 [0,728]	1,78 [0,287]	1,91 [0,211]	0,823 [0,732]	1,05 [0,634]	0,173* [0,081]	-0,159 [0,137]	0,071 [0,445]	-0,82 [0,27]	-0,61 [0,508]	0,259** [0,023]	0,73** [0,043]	-0,58 [0,237]							
Taux de scolarisés	0,41** [0,001]	0,39** [0,000]	-2,91 [0,567]	0,414 [0,219]	0,926 [0,636]	0,397 [0,831]	-1 [0,689]	-0,723 [0,755]	-0,016 [0,914]	-0,159 [0,442]	0,373** [0,014]	0,92* [0,097]	0,96** [0,037]	0,076 [0,639]	-1,8 [0,351]	0,086** [0,954]							
DGF/hab	0,128 [0,53]	0,058 [0,876]	0,060 [0,822]	0,24 [0,6]	0,159 [0,707]	0,153 [0,693]	-1,12* [0,066]	-1,16** [0,034]	0,155 [0,372]	-0,624** [0,015]	-0,187 [0,361]	0,468 [0,432]	0,090 [0,728]	0,095 [0,598]	-0,369 [0,458]	-0,162 [0,456]							
Log-vrais.	9,17	12,54	-54,68	-38,14	-56,67	-37,83	-41,22	-31,01	-56,66	-58,65	-76,39	-52,77	-74,78	-72,78	-58,03	-56,01							

Notes : Les seuils de significativité empirique figurent entre crochets. \* : significatif au seuil de 10 % ; \*\* : significatif au seuil de 5 %. Le test de Jarque-Bera vérifie la normalité des aléas. Les tests de White, Goldfeld et Quandt, Breusch et Pagan ne conduisent pas au rejet de l'hypothèse nulle d'homoscedasticité. Ces tests ont été calculés par rapport à toutes les variables explicatives. Toutes les variables sont mesurées en logarithme.

entre les seules communes de l'espace rural et enfin la matrice  $W_3$  ne contenant que les interactions entre communes urbaines et communes rurales. On a alors  $W_1 + W_2 + W_3 = W$ .

Les résultats obtenus pour les deux communautés de communes figurent au tableau 6. Ils permettent de confirmer les résultats déjà obtenus. En effet, le coefficient d'autorégression spatiale associé aux interactions entre les seules communes appartenant à l'espace urbain est très significatif et prend une valeur particulièrement élevée (autour de 0,9) tandis que le coefficient associé aux interactions entre communes rurales n'est pas significatif. Enfin, le coefficient associé aux interactions entre communes urbaines et rurales, bien que significatif dans les deux cas, prend une valeur moins élevée (autour de 0,4) que dans le cas exclusivement urbain. Pour vérifier qu'il existe un écart significatif entre l'intensité des interactions en milieu urbain et celles qui existent en milieu rural, nous utilisons un test de Wald pour tester l'hypothèse  $\rho_1 = \rho_2$ . Au seuil de risque  $\alpha = 5\%$ , la statistique du test est supérieure au  $R^2$  théorique pour les deux groupements de communes (voir les résultats des tests qui figurent en bas du tableau 6). Nous en concluons que les interactions fiscales sont significativement plus intenses entre les communes du milieu urbain qu'entre celles appartenant au milieu rural.

On peut donc conclure que des interactions fiscales en ce qui concerne le choix de la part communale de taxe professionnelle ne sont observées qu'au sein des groupements de communes les plus urbains et que l'intensité de ces interactions est croissante avec le degré d'urbanisation des EPCI. En revanche, dans l'espace à dominante rurale, les communes ne se préoccupent pas des décisions fiscales des communes voisines pour fixer leur taux de taxe professionnelle, mais de leurs seules caractéristiques socio-économiques. Il semble donc que la concurrence fiscale pour l'attraction d'activités économiques soit moins intense (voire inexistante) en milieu rural qu'en milieu urbain et que l'hypothèse de l'effet du degré d'urbanisation sur l'intensité des interactions fiscales entre communes ne soit pas invalidée.

Notons que ces résultats confirment ceux qu'ont obtenus Jayet *et al.* (2002) dans le Nord-Pas-de-Calais. En effet, dans cette étude, l'hypothèse des interactions fiscales stratégiques était plus particulièrement vérifiée au sein des zones d'emploi à caractère métropolitain. Par ailleurs, ils vont également dans le sens des résultats obtenus par Charlot et Paty (2005) qui testent l'existence d'interactions fiscales entre les EPCI à taxe professionnelle unique et qui concluent à de plus faibles interactions entre les groupements situés en milieu rural qu'en milieu urbain.

Enfin, il existe une grande hétérogénéité dans les effets des caractéristiques socio-économiques sur les choix communaux de taxe professionnelle. Cependant, deux variables apparaissent toujours significatives pour tous les groupements intercommunaux testés. Il s'agit de la densité de la population et de la base de taxe professionnelle par habitant.

Le coefficient associé à la densité présente la particularité d'être positif dans les quatre groupements appartenant majoritairement à l'espace urbain tandis qu'il prend un signe négatif dans les EPCI composés majoritairement de communes rurales. Plus une commune se caractérise par une densité élevée, plus celle-ci doit augmenter son

Tableau 6. Résultats des estimations complémentaires sur CC Val de l'Aisne et pays des Sources

Méthode	CC Val de l'Aisne	CC pays des Sources
	VI	VI
Taux voisins urbains $\rho_1$	0,919** [0,000]	0,875** [0,001]
Taux voisins ruraux $\rho_2$	0,250 [0,706]	0,548 [0,89]
Taux voisins urbain/rural $\rho_3$	0,460** [0,025]	0,326** [0,031]
Constante	-1,5 [0,17]	1,78 [0,98]
Densité population	0,057** [0,047]	0,129** [0,023]
Base TP/hab	-0,119** [0,025]	-0,097** [0,011]
Population +60 ans	-0,241 [0,825]	1,67 [0,45]
Taux chômage	0,85 [0,76]	1,99 [0,89]
Taux de scolarisés	0,359 [0,63]	-0,679 [0,54]
DGF/hab	0,158 [0,821]	-0,99** [0,030]
Nb observations	62	47
R <sup>2</sup> ajusté	0,55	0,61
Test de Wald H1 : $\rho_1 \neq \rho_2$	10,05 [0,011]	8,54 [0,013]

Notes : Les seuils de significativité empirique figurent entre crochets. \* : significatif au seuil de 10 % ; \*\* : significatif au seuil de 5 %. Test de Wald : seuil de risque  $\alpha = 5$  %. La méthode utilisée ici est celle des variables instrumentales (VI).

taux de taxe professionnelle pour satisfaire les besoins en dépenses publiques plus importants de ses habitants. En revanche, il semblerait que dans l'espace à dominante rurale, *i.e.* pour les huit autres groupements intercommunaux, les communes bénéficient d'économies d'échelle dans l'offre des services publics locaux.

Le coefficient associé à la base de taxe professionnelle par habitant prend, quant à lui, le signe négatif attendu dans tous les EPCI, traduisant le fait que plus une commune est riche en termes de base fiscale, plus elle peut se permettre de diminuer son taux de taxe professionnelle.

L'autre variable de richesse, la DGF par habitant, ne prend pas le signe positif attendu, mais n'apparaît significative au seuil de 5 % que dans les seules

communautés de communes de Picardie et du pays des Sources. Dans ces deux groupements, l'effet du « papier collant » n'est donc pas vérifié : l'effet des subventions sur la dépense et les taux n'est donc pas plus important que l'effet positif du revenu. L'impact des subventions sur les dépenses publiques, donc indirectement sur les taux d'imposition, se révèle ici négatif. La dotation globale de fonctionnement permet donc de diminuer les taux d'imposition au sein des communes considérées. Cependant, cette variable n'est pas un déterminant des choix fiscaux pour les dix autres groupements intercommunaux.

Les autres variables de charges, *i.e.* la part des plus de soixante ans, la part des élèves dans la population totale et le taux de chômage, prennent le signe positif attendu lorsqu'elles sont significatives. En effet, ces trois catégories de population concernées entraînent des dépenses publiques spécifiques et donc une hausse de la pression fiscale dans les communes où les pourcentages respectifs de scolarisés, de chômeurs et de personnes âgées dans la population totale sont importants. Plus particulièrement, les plus de soixante ans ne sont un déterminant significatif des choix fiscaux communaux que dans les seules CC du Saulnois et du pays des Sources. On peut noter que la population des plus de 60 ans peut aussi être vue comme un indicateur du poids électoral déterminant des personnes âgées au sein de l'électorat, donc susceptible d'influencer les choix d'imposition des communes. Le coefficient associé au taux de chômage est significativement positif dans les CC des Crêtes, de l'Argonne et du Thiérache. Enfin, le nombre d'élèves a un impact positif sur les choix fiscaux de la CU de Ley et des CC du Saulnois, de la Haute Saintonge et du Diois.

### *Conclusion*

Dans cet article, nous testons l'hypothèse que les interactions fiscales horizontales dues à la mobilité des bases imposables sont moins intenses en milieu rural qu'en milieu urbain. Pour cela, nous avons estimé un modèle de choix fiscal communal dans le cadre de douze groupements intercommunaux à l'aide des techniques d'économétrie spatiale. Il apparaît que les interactions fiscales ne sont significatives que dans les EPCI dont les communes se situent majoritairement dans l'espace urbain. En revanche, les communes situées dans l'espace à dominante rurale ne semblent pas se préoccuper des choix fiscaux des localités voisines en ce qui concerne la taxe professionnelle.

Nous voyons deux prolongements possibles à cette première analyse des choix fiscaux selon le gradient urbain-rural. Si les interactions fiscales communales ne sont pas vérifiées en milieu rural en ce qui concerne la taxe professionnelle, rien ne permet de conclure qu'il en est de même pour les trois autres impôts directs locaux (taxe d'habitation, taxe sur le foncier bâti et taxe sur le foncier nu). En effet, la théorie suggère que les stratégies fiscales des collectivités locales ne sont pas identiques selon que la base est mobile ou immobile (voir Madiès *et al.*, 2005). Par ailleurs, la seule distinction entre communes appartenant majoritairement à l'espace à dominante urbaine et celles appartenant à l'espace rural ne suffit pas. Il serait intéressant d'approfondir l'analyse des comportements fiscaux des communes et le test des interactions fiscales pour chacune des sept catégories de communes identifiées par le

ZAU-ER. En effet, les travaux empiriques récents précisent que les mouvements de délocalisation des activités économiques des métropoles vers la campagne ne concernent pas tous les espaces ruraux et que les espaces ruraux périurbains ont été les principaux bénéficiaires du desserrement urbain et de la création des emplois liés à la population (Schmitt, 2000).

## Bibliographie

- Anderson J.E., Wassmer R.W. (1995). The decision to bid for business: Municipal behavior in granting property tax abatements, *Regional Science and Urban Economics*, 25, pp. 739-757.
- Anselin L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Anselin L., Bera A.K., Florax R.J. and Yoon M.J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence, *Regional Science and Urban Economics*, 26, pp. 77-104.
- Anselin L., Florax R.J. (1995). Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models, in : *New Directions in Spatial Econometrics*, Anselin L., Florax R.J. (eds), Berlin, Springer.
- Aragon Y., Laffont J.-L. et Le Pottier J. (1988). Test de l'hypothèse démocratique dans les décisions budgétaires communales, *Revue économique*, 39, pp. 405-420.
- Aubert F., Blanc M. (2002). Activités économiques et emplois : le rural refuge de secteurs déclassés ou milieu attractif ?, in : *Repenser les campagnes*, Perrier-Cornet P. (éd.), La Tour d'Aigues, Éditions de l'Aube, pp. 147-172.
- Besley T., Case A. (1995a). Incumbent behavior: Vote seeking, tax setting and yardstick competition, *American Economic Review*, 85(1), pp. 25-45.
- Besley T., Case A. (1995b). Does electoral accountability affect economic policy choices? Evidence from gubernatorial term limits, *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 769-798.
- Binet M.-E. (1996). Mobilité territoriale et comportements dépensiers des collectivités locales, Thèse de sciences économiques, Université de Rennes 1.
- Blanc M., Perrier-Cornet P. (1998). Activités économiques en milieu rural, in : *Les campagnes et leurs villes*, Paris, Co-édition INRA/INSEE, Collection Contours et caractères, pp. 133-147.

- Bordignon M., Cerniglia F. and Revelli F. (2003). In search of yardstick competition: A spatial analysis of Italian municipality property tax setting, *Journal of Urban Economics*, 54, pp. 199-217.
- Brett C., Pinsky J. (2000). The determinants of municipal tax rates in British Columbia, *Canadian Journal of Economics*, 33, pp. 695-714.
- Brueckner J.K. (2003). Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies, Working paper, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Brueckner J.K. (1996). Testing for strategic interaction among local governments: The case of growth controls, *Journal of Urban Economics*, 44, pp. 438-467.
- Brueckner J.K., Saavedra L. (2001). Do local governments engage in strategic property-tax competition ?, *National Tax Journal*, 54, pp. 203-229.
- Buettner T. (2001). Local capital income taxation and competition for capital: The choice of the tax rate, *Regional Science and Urban Economics*, 31, pp. 215-245.
- Bucovetsky S. (1986). Nash equilibrium with tax competition, Working paper 8610, University of Western Ontario, Research Department.
- Case A.C. (1993). Interstate tax competition after TRA86, *Journal of Policy Analysis and Management*, 12, pp. 136-148.
- Case A.C., Rosen H.S and Hines J.R. (1993). Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the States, *Journal of Public Economics*, 52, pp. 285-307.
- Charlot S., Paty S. (2005). The French local tax setting: Do interactions and agglomeration forces matter ?, Document de travail n° 11/2005 du CESAER, INRA.
- Crombrugge A. (de), Tulkens H. (1990). On Pareto improving commodity tax changes under fiscal competition, *Journal of Public Economics*, 41, pp. 335-350.
- Feld L.P., Josselin J.M. et Rocaboy Y. (2002). Le mimétisme fiscal : une application aux régions françaises, *Économie et Prévision*, 156 (5), pp. 43-49.
- Feld L.P., Reulier E. (2002). Strategic tax competition in Switzerland: Evidence from a panel of the Swiss Cantons, CESifo Working Paper series.
- Guengant A. (1992). *Taxe professionnelle et intercommunalité*, Paris, Librairie générale du Droit et de la Jurisprudence.
- Guengant A., Leprince M. (2005). Effets de la superposition des collectivités territoriales sur les comportements de dépenses publiques locales : un test sur le cas français, mimeo.
- Heyndels B., Vuchelen J. (1998). Tax mimicking among Belgian municipalities, *National Tax Journal*, 51, pp. 89-101.

- Hilal M., Schmitt B. (1997). Les espaces ruraux : une nouvelle définition d'après les relations villes-campagnes, *INRA-Sciences Sociales*, 97(5), pp. 1-6.
- Hoyt W.H. (1991). Property taxation, Nash equilibrium and market power, *Journal of Urban Economics*, 30, pp. 123-131.
- INRA, INSEE (1998). *Les campagnes et leurs villes*, Paris, Co-éditions INRA/INSEE, Collection Contours et caractères, 203 p.
- Jayet H. (2001). Économétrie et données spatiales : une introduction à la pratique, *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 58/59, pp. 105-129.
- Jayet H. (1993). *Analyse spatiale quantitative: une introduction*, Paris, Éditions Economica, Bibliothèque de science régionale, 202 p.
- Jayet H., Bénard R. et Rajaonarison D. (1999). L'environnement souhaité par les entreprises, *Économie et Statistique*, 326-327, pp. 177-187.
- Jayet H., Paty S. et Pentel A. (2002). Existe-t-il des interactions fiscales stratégiques entre les collectivités locales ?, *Économie et Prévision*, 154, pp. 95-105.
- Kelejian H.H., Prucha I.R. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, pp. 99-121.
- Kelejian H.H., Robinson D.P. (1993). A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors and an application to a county expenditure model, *Papers in Regional Science*, 72, pp. 297-312.
- Ladd H.F. (1992). Mimicking of local tax burdens among neighboring countries, *Public Finance Quarterly*, 20, pp. 450-467.
- Laussel D., Le Breton M. (1998). Existence of Nash equilibria in fiscal competition models, *Regional Science and Urban Economics*, 28, pp. 283-296.
- Le Gallo J. (2002). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire, *Économie et Prévision*, 155, pp. 139-157.
- Le Gallo J. (2000). Économétrie spatiale, 1. Autocorrélation spatiale, document de travail, n° 2000-05, LATEC, Université de Bourgogne.
- Leprince M., Guengant A. (2002). Interactions fiscales verticales et réaction des communes à la coopération intercommunale, *Revue économique*, 53, pp. 125-135.
- Leprince M., Paty S. et Reulier E. (2005a). Choix d'imposition et interactions spatiales entre collectivités locales : un test sur les départements français, *Recherches économiques de Louvain*, 71(1), pp. 67-93.
- Leprince M., Madiès T., Paty S. (2005b). Interactions fiscales verticales : un test sur données départementales, mimeo.

- Madiès T., Paty S. et Rocaboy Y. (2005). Où en est la théorie du fédéralisme financier ?, *Revue d'économie politique*, 115(1), pp. 1-47.
- Mintz J., Tulkens H. (1986). Commodity tax competition between member states of a federation: Equilibrium and efficiency, *Journal of Public Economics*, 29, pp. 133-172.
- Ord K. (1975). Estimation methods for models of spatial interaction, *Journal of the American Statistical Association*, 70, pp. 120-126.
- Revelli F. (2001). Spatial patterns in local taxation: Tax mimicking or error mimicking ?, *Applied Economics*, 33, pp. 1101-1107.
- Richard J.-F., Tulkens H. et Verdonck M. (2002). Dynamiques des interactions fiscales entre les communes belges, 1984-1997, *Économie et Prévision*, 156 (5), pp. 1-14.
- Rubinfeld D. (1987). The economics of the local public sector, in : *Handbook of Public Economics*, Auerbach A., Feldstein M. (eds), Amsterdam, North-Holland, pp. 571-645.
- Saavedra L.A. (1999). A model of welfare competition with evidence from AFDC, *Journal of Urban Economics*, 47, pp. 248-279.
- Salmon P. (1987). Decentralization as an incentive scheme, *Oxford Review of Economic Policy*, 3, pp. 24-43.
- Shroder M. (1996). Games the states don't play: Welfare benefits and the theory of fiscal federalism, *Review of Economics and Statistics*, 77, pp. 183-191.
- Smith M.W. (1997). State welfare benefits: The political economy of spatial spillovers, Working paper, Yale University.
- Schmitt B. (2000). Economic geography and contemporary rural dynamics: An empirical test on some French regions, *Regional Studies*, 33, pp. 697-711.
- Schmitt B., Piguat V., Perrier-Cornet P. et Hilal M. (2002). Actualisation du zonage en aires urbaines et de son complément rural : définitions, résultats, analyse critique, UMR CESAER Dijon, Rapport au Commissariat général au plan (Instance d'évaluation des politiques de développement rural), 36 p. + annexes.
- Solé-Ollé A. (2003). Electoral accountability and tax mimicking: The effects of electoral margins, coalition government, and ideology, *European Journal of Political Economy*, 19(4), pp. 685-713.
- Wildasin D.E. (1991). Income redistribution in a common labour market, *American Economic Review*, 31, pp. 182-209.
- Wildasin D.E. (1989). Interjurisdictional capital mobility: Fiscal externality and a corrective subsidy, *Journal of Urban Economics*, 25, pp. 193-212.

- Wildasin D.E. (1988). Nash equilibria in models of fiscal competition, *Journal of Public Economics*, 35, pp. 229-240.
- Wilson J.D. (1999). Theories of tax competition, *National Tax Journal*, 52, pp. 269-304.
- Wilson J.D. (1986). A theory of interregional tax competition, *Journal of Urban Economics*, 19, pp. 296-315.
- Zodrow G.R., Mieszkowski P. (1986). Pigou, Tiebout, property taxation and the underprovision of local public goods, *Journal of Urban Economics*, 19, pp. 356-370.

## ANNEXES

Carte 1. Répartition géographique des EPCI étudiés

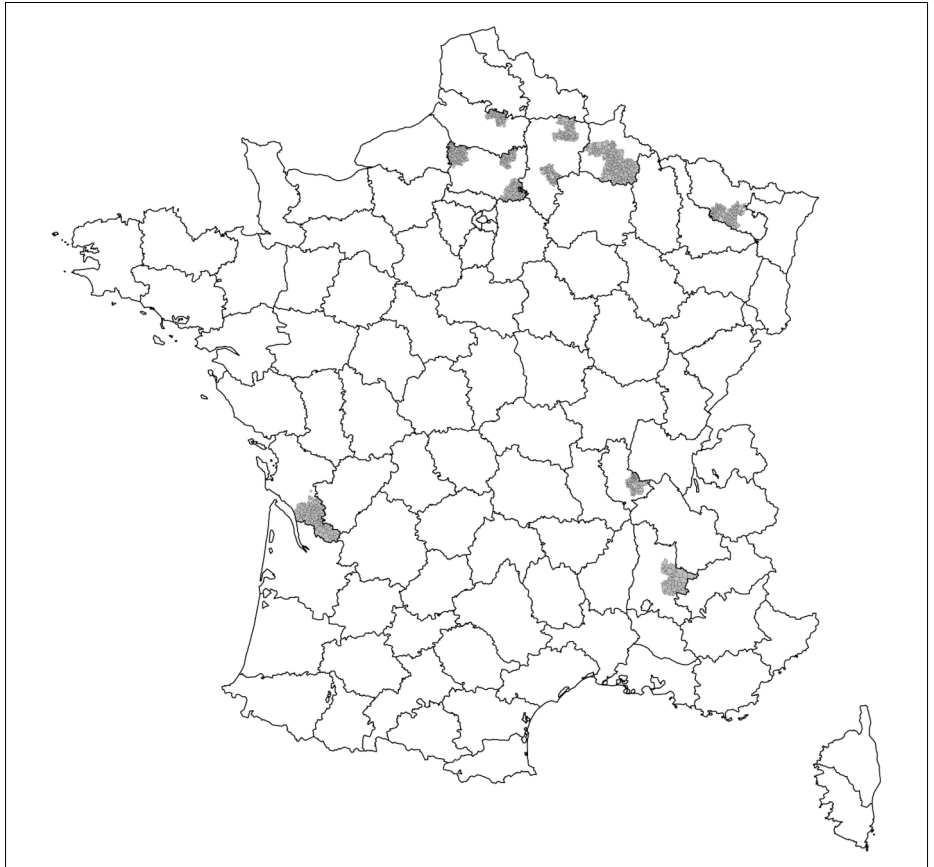


Tableau 7. Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Minimum	Maximum	Écart-type
Taux de TP communal	10,51	0	44,12	6,09
Densité	1,56	0,1	99	7,22
Base par habitant (en millions d'€)	3,54	0	910,74	35,65
Taux population + 60 ans	0,261	0,05	0,636	0,078
Taux chômage	0,132	0	0,5	0,057
Taux scolarisés	0,153	0	0,4	0,052
DGF par habitant (en millions d'€)	329,77	78,10	123,11	4,48

Nb d'observations : 914. Données : RP 1999.