

Choix d'imposition et interactions spatiales entre collectivités locales : un test sur les départements français

Matthieu Leprince*

CREM (UMR CNRS 6211), Université de Rennes 1

Sonia Paty*

MEDEE, IFRESI-CNRS, Université des Sciences et Technologies de Lille

Emmanuelle Reulier*

CREM (UMR CNRS 6211), Université de Rennes 1

1 Introduction

L'analyse des choix fiscaux des collectivités locales fait l'objet d'une vaste littérature depuis Tiebout (1956). En particulier, plusieurs travaux analysent l'impact de la fiscalité locale sur les choix des agents économiques en matière de localisation géographique (Guengant (1992), Houdebine et Schneider (1998), Feld (2000), Feld et Kirchgässner (2001), Feld et Kirchgässner (2003)¹). Une nouveauté est cependant apparue depuis la fin des années 80. Alors qu'auparavant la littérature expliquait les disparités d'imposition entre collectivités par les seuls déterminants intrinsèques à chacune de ces collectivités (Rubinfeld, 1987), les travaux récents tentent désormais d'analyser quelles sont les conséquences de la concurrence entre collectivités locales sur les choix fiscaux de celles-ci. Deux modalités particulières de concurrence sont principalement retenues : d'une part, la concurrence par comparaison avec les modèles de *yardstick competition* à la suite de Salmon (1987) et Besley et Case (1995a) et, d'autre part, la concurrence fiscale avec

* Nous remercions les deux rapporteurs anonymes ainsi que Lars Feld, Alain Guengant, Hakim Hammadou et Sophie Larribeau pour leurs conseils et suggestions. Nous remercions également la direction de la prévision du ministère de l'économie et des finances pour son soutien. Toutefois, nous restons seuls responsables des erreurs éventuelles.

¹ Feld (2000) et Feld et Kirchgässner (2001) montrent qu'en Suisse le taux d'imposition cantonal et communal sur le revenu brut du travail influence le choix de résidence des contribuables et ce, d'autant plus fortement lorsque les contribuables appartiennent aux tranches de revenu supérieures ou intermédiaires. De plus, Feld et Kirchgässner (2003) mettent en évidence qu'une pression fiscale cantonale ou communale relativement élevée sur le revenu brut du travail et sur le bénéfice des entreprises décourage l'implantation des petites et moyennes entreprises.

les modèles issus, notamment, des travaux de Wildasin (1988) (cf. le *survey* de Wilson (1999)).

Malgré leurs spécificités, ces deux familles de modèles aboutissent à une conclusion commune : l'existence d'interactions fiscales entre collectivités locales de même rang. Pour cette raison, l'un des courants les plus dynamiques de la littérature récente s'est attaché à vérifier la validité empirique d'une telle prédiction théorique. Les faits stylisés sont désormais très nombreux sur le continent nord-américain (Ladd (1992), Case (1993), Case, Rosen et Hines (1993), Anderson et Wassmer (1995), Besley et Case (1995b), Shröder (1996), Brueckner (1996), Figlio, Kolpin et Reid (1999), Smith (1997), Saavedra (1999), Brett et Pinske (2000), Brueckner et Saavedra (2001)) et conduisent à valider l'hypothèse d'interdépendances spatiales entre collectivités locales. L'« évidence empirique » disponible en Europe, également favorable à l'hypothèse d'interactions fiscales, reste en revanche limitée aux travaux de Heyndels et Vuchelen (1998) et Richard, Tulkens et Verdonck (2002) en Belgique, Buettner (2001) en Allemagne, de Revelli (2001) en Angleterre, de Esteller-Moré et Solé-Oillé (2001) et Solé-Oillé (2003) en Espagne, de Bordignon, Cerniglia et Revelli (2003) en Italie, et enfin Feld et Reulier (2002) en Suisse.

En France, l'analyse empirique des interdépendances spatiales entre collectivités locales a fait l'objet de deux investigations qui concluent de manière identique : l'hypothèse de mimétisme fiscal n'est rejetée ni à l'échelon communal par Paty, Jayet et Pentel (2002), ni à l'échelon régional par Feld, Josselin et Rocaboy (2002). Le présent article se situe dans ce champ de recherche. En particulier, l'objectif est ici de tester l'existence d'interactions fiscales entre les départements français de métropole, et de combler ainsi une lacune puisque les deux tests effectués à ce jour portent sur les deux échelons « extrêmes », les communes et les régions, du secteur public local français. L'originalité de notre article tient donc à l'utilisation de données relatives à un rang de collectivités (les départements) jusqu'alors ignoré, et au test de l'hypothèse d'interactions fiscales sur les données les plus récentes disponibles, celles de l'année 1999. L'article se veut par conséquent une contribution à l'avancée de la connaissance empirique des comportements fiscaux des collectivités locales, d'une part à l'aide des méthodes de l'économétrie spatiale, d'autre part en apportant de nouveaux faits stylisés dans le contexte institutionnel français, peu étudié dans la littérature internationale.

L'analyse de l'hypothèse de mimétisme fiscal à l'échelon départemental en France présente un double intérêt. Le premier découle du fait que les départements constituent un échelon très ancien du secteur public local, contrairement aux régions. De ce fait, au plan institutionnel, les présidents de conseils généraux forment un « club » très organisé, l'association des départements de France (ADF). Outre son rôle actif de lobby, l'ADF fournit des annuaires statistiques et des études aux élus qui peuvent ainsi comparer les moyens comme les modalités d'action choisis par les autres départements. Notre hypothèse de travail est que l'existence d'une telle organisation d'élus

départementaux peut être l'un des vecteurs d'adoption de stratégies fiscales interdépendantes par les départements, ce que nous cherchons à vérifier empiriquement.

Le second intérêt d'une analyse du mimétisme fiscal à l'échelon départemental est lié à l'évolution récente du secteur public local. D'une part, les départements sont caractérisés par une relative stabilité spatiale et temporelle de leurs domaines de compétences, fixés par les lois de décentralisation du début des années 80. Les départements se distinguent donc des communes dont le champ de compétences et le comportement fiscal dépendent étroitement du degré d'implication de la commune dans un éventuel établissement public de coopération intercommunale (Leprince et Guengant, 2002). Ainsi, à l'échelon communal, pour un même taux d'impôt, des niveaux différents de service public peuvent être le résultat d'une répartition verticale des compétences variable dans l'espace et/ou d'une différence de performance des élus communaux, sans que le contribuable communal puisse trancher facilement entre les deux hypothèses. D'autre part, les départements bénéficient de compétences d'intervention bien identifiées : l'aide sociale, la voirie, l'éducation secondaire avec les collèges, et le développement économique. Au total, pour ces deux raisons, il est sans doute plus facile pour un contribuable départemental que pour un contribuable communal de comparer la performance des élus ou d'établir une stratégie de délocalisation fondée sur la connaissance du rapport avantages-coûts de l'action publique locale. Or c'est l'existence de tels comportements de la part des contribuables qui est retenue comme l'une des explications clés des interactions fiscales entre collectivités de rang identique. Au final, tant les modalités politiques de fonctionnement des élus départementaux que les caractéristiques institutionnelles des départements renforcent la présomption en faveur de comportements mimétiques entre départements. Pour ces deux raisons, nous avons retenu l'échelon départemental pour tester l'hypothèse d'interactions fiscales au sein du secteur public local en France.

L'article est organisé de la manière suivante. Nous rappelons tout d'abord les arguments théoriques qui justifient l'existence d'interactions fiscales entre des collectivités locales (section 2). Nous présentons ensuite le modèle empirique (section 3) et les données départementales utilisées (section 4). Enfin, les résultats des estimations et les enseignements à tirer sont proposés (section 5). La dernière section conclut.

2 Modèles théoriques d'interactions fiscales entre collectivités territoriales

Sur le plan théorique, l'existence d'interactions fiscales entre collectivités locales peut se justifier de deux manières différentes. D'une part, dans les modèles dits de concurrence fiscale, les interactions sont la conséquence de

la mobilité de la base imposable induite par les disparités de taux d'imposition entre collectivités locales (Mintz et Tulkens, 1986; Wildasin, 1988). D'autre part, les interactions fiscales sont le résultat du comportement des décideurs politiques. En effet, les élus peuvent agir comme si les électeurs comparaient le taux d'imposition qu'ils supportent aux taux des collectivités voisines puis, le cas échéant, sanctionnaient leurs représentants par une non-réélection si le rapport avantages-coûts des choix publics locaux leur paraît défavorable. Il s'agit dans ce cas des modèles de concurrence par comparaison, dits de *yardstick competition* (Salmon, 1987; Besley et Case, 1995a). L'objectif de cette section est de présenter les principales caractéristiques de ces deux familles de modèles, et de montrer pourquoi l'une des prédictions théoriques communes à ces deux familles est l'existence d'interactions fiscales entre collectivités locales.

2.1 Les modèles de concurrence fiscale

La concurrence qui s'établit entre un petit nombre de collectivités pour attirer des investisseurs est ici formulée en termes de compétition fiscale. Dans ce cadre, les interactions fiscales ne peuvent être ignorées puisque les collectivités locales peuvent adopter des comportements stratégiques en matière fiscale. En particulier, l'hypothèse centrale est que chaque décideur public local, sachant la parfaite mobilité spatiale de la base fiscale qu'est le capital industriel, adopte un comportement non-coopératif de fixation du taux d'imposition sur ce capital.

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 qui offre 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'écu. 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 :

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

L'un des résultats de ces modèles et celui qui retient notre attention dans cet article, est que les choix fiscaux d'une collectivité sont dépendants des choix fiscaux des autres collectivités². En effet, ces fonctions de meilleure réponse sont telles qu'une collectivité qui décide 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 concurrence³.

2.2 Les modèles de concurrence par comparaison

Une autre branche de la littérature justifie l'existence de comportements mimétiques entre collectivités locales. Cette branche, encore peu explorée, développe des modèles de concurrence par comparaison ou de *yardstick competition* et cherche à expliquer l'existence possible d'interactions stratégiques en l'absence de mobilité des bases fiscales. Nous présentons ici les considérations théoriques énoncées par Case (1993) et communes à l'ensemble des modèles développés, à la suite de Salmon (1987) et Case (1993), notamment par Besley et Case (1995a), Bordignon, Cerniglia et Revelli (2003), Solé-Ollé (2003), Feld, Josselin et Rocaboy (2002).

Dans les modèles de compétition politique par comparaison, plusieurs collectivités appartenant à un même niveau de gouvernement coexistent. Chacune de ces collectivités comprend un élu et des électeurs, aucun d'eux ne pouvant adopter de comportements coopératifs. En début de mandat, l'élu d'une collectivité choisit un niveau de service public et un niveau de taux d'imposition. Ces modèles sont caractérisés par l'existence d'une asymétrie d'information en faveur des élus quant à l'évolution du coût de fourniture du service public.

Ce type d'asymétrie favorise le développement d'un comportement de captage de rente de la part de l'élu s'il est opportuniste. Le terme de « captage de rente » qualifie d'une façon générale une gestion non efficace des ressources de la collectivité. Cependant, dans une économie décentralisée, les électeurs peuvent réduire cette asymétrie et par suite lutter contre

² L'autre résultat fondamental des modèles de concurrence fiscale est qu'à l'équilibre de Nash, les taux d'imposition sont sous-optimaux.

³ 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)).

un comportement de Leviathan. En effet, sous l'hypothèse de coûts de fourniture corrélés, il est possible aux électeurs d'une même collectivité i de comparer les choix fiscaux réalisés par leur collectivité à ceux réalisés dans les collectivités voisines, c'est-à-dire les collectivités prises pour référentiel. Une stratégie fiscale plus favorable observée dans les collectivités voisines diminue la probabilité pour un élu d'être reconduit dans ses fonctions.

Par suite, l'élu de la collectivité i détermine le niveau du taux d'imposition ainsi que celui du service public fourni qui lui permettent de maximiser son utilité. Celle-ci dépend du taux d'imposition et du niveau de bien public fixés dans la collectivité i et aussi d'une fonction indiquant la probabilité pour l'élu mandaté d'être reconduit pour un second mandat. Cette fonction dépend, non seulement des niveaux de l'impôt et du service public fourni, mais aussi des choix fiscaux de l'élu de la (ou des) collectivité(s) prise(s) pour référentiel ainsi que des caractéristiques socio-économiques de la collectivité i , notées X_i . L'élu fait donc face au dilemme suivant : augmenter sensiblement son niveau d'imposition par rapport au niveau de bien public fourni afin de capter une rente fiscale plus importante mais, simultanément, prendre le risque de voir diminuer ses chances de réélection. En posant $(I - 1)$ le nombre de collectivités en concurrence avec la collectivité i et t_i le taux d'imposition fixé dans la collectivité i , alors t_i^* est la fonction (2) de meilleure réponse, solution du programme de maximisation de l'élu. Elle est notée :

$$t_i^* = \tau_i(t_1, \dots, t_{i-1}, t_{i+1}, \dots, t_I, X_i) \quad (2)$$

Tout comme dans les modèles de compétition en matière d'impôt direct sur le capital issus de Wildasin (1988), on s'attend donc ici encore à une complémentarité des taux d'imposition. En effet, ne pas aligner sa politique fiscale sur celles observées dans les collectivités voisines conduirait un élu à voir ses chances de réélection et sa rente fiscale espérée diminuer. Il reste à vérifier la validité empirique de cette prédiction théorique.

3 Le modèle empirique

Dans la section précédente, nous avons exposé les deux théories qui justifient l'hypothèse d'existence d'interactions fiscales entre collectivités locales : les modèles de concurrence fiscale et les modèles de concurrence par comparaison. Ces deux courants de la littérature ont en commun une même prédiction théorique : chaque collectivité locale choisit son taux d'imposition en tenant compte des décisions de ses concurrentes. Toutefois, sur le plan empirique, Brueckner (2001) rappelle que pour tenter de capter un tel mimétisme, les spécifications économétriques couramment utilisées de l'équation de taux d'impôt ne permettent pas de détecter laquelle des deux sources de mimétisme est effectivement à l'origine de l'interaction spatiale. À l'heure actuelle, la seule proposition en la matière, celle de Besley et Case (1995a), consiste

à associer à l'équation fiscale une équation de popularité capable de capter un éventuel effet de retour des choix fiscaux sur la probabilité de réélection des décideurs publics locaux. L'absence d'un tel effet est alors interprétée comme défavorable aux modèles de compétition politique, donc implicitement favorable aux modèles de concurrence fiscale. Cette méthode de test indirect des modèles alternatifs a été utilisée récemment par Bordignon et al. (2003).

En l'absence de données électorales disponibles, la plupart des études empiriques retiennent uniquement l'équation fiscale et cherchent donc avant tout à vérifier l'existence d'interactions fiscales entre collectivités locales. Pour l'essentiel, nous reprenons à notre compte une telle méthodologie empirique puisque les données électorales à l'échelon départemental français ne sont pas en notre possession. Nous portons donc l'attention vers le signe de la pente des fonctions de meilleure réponse des départements en matière fiscale. L'objectif est ici de vérifier l'existence d'interactions spatiales entre les départements français concernant la fixation des taux de chacun des quatre impôts directs disponibles à cet échelon local. Pour cela, nous estimons le système des fonctions départementales de meilleure réponse, qui est explicité plus haut par les équations (1) ou (2), et qui donne les taux de chaque département à l'équilibre de Nash fiscal.

Sur le plan technique, pour tenir compte d'éventuelles interactions spatiales, nous spécifions un modèle statique de choix fiscal départemental 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 :

$$t = \rho Wt + \beta X + \varepsilon \quad (3)$$

Les notations sont les suivantes : t est le vecteur des taux départementaux pour chaque impôt, W la matrice de pondération ou d'interaction spatiale normalisée, X la matrice des caractéristiques socio-économiques de chaque département, ρ 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 pas d'interactions spatiales entre départements et le sens de ces interactions, donc la complémentarité ou la substituabilité entre les taux départementaux.

Avant d'estimer un tel modèle spatial, trois dimensions particulières du modèle doivent être abordées. La première est celle de l'éventuelle autocorrélation des erreurs du modèle spatial (3). En effet, si ce modèle est un modèle spatial explicite, les conséquences économétriques de la présence d'interactions spatiales ne se limitent pas à la variable expliquée (cas d'autorégression spatiale) et concernent également la partie aléatoire du modèle (cas d'autocorrélation spatiale des résidus). En effet, rien ne permet d'être sûr que ε 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. Si ce test n'est pas effectué, le premier risque est celui d'un biais des écarts-

types estimés, les estimateurs restant toutefois non biaisés. Le second risque est que la présence de chocs produise une corrélation entre le taux d'impôt d'un département et ceux de ses voisins et que cette corrélation conduise à tort à conclure que les taux des voisins affectent le taux d'un département donné, alors que ce n'est en réalité pas le cas. Il s'agit là d'un risque bien connu en économétrie spatiale (Anselin, 1988). Pour éviter une telle conclusion incorrecte et tester séparément la présence des deux phénomènes spatiaux, l'autorégression et l'autocorrélation, il convient donc de modéliser explicitement le fait que les résidus peuvent être liés entre départements selon la relation suivante :

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (4)$$

avec λ le coefficient d'autocorrélation spatiale et μ supposé i.i.d.. Le signe de λ n'est pas connu *a priori* et devient donc une question empirique.

La deuxième dimension du modèle spatial à aborder ici concerne l'endogénéité des taux des collectivités voisines. La corrélation entre les erreurs et les taux de voisins induite par la spécification (3) implique que l'estimation des fonctions de meilleure réponse ne peut être effectuée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et requiert l'utilisation de méthodes alternatives (Anselin (1988), Jayet (1993) et (2001)). Celles-ci doivent être capables d'estimer des modèles avec autorégression spatiale, c'est-à-dire dans lesquels la variable expliquée dépend en chaque point de ses valeurs prises en d'autres points de l'espace. Or, dans un modèle avec autorégression spatiale, les coefficients estimés par les MCO sont biaisés et inefficaces. Parmi les méthodes disponibles – pour l'essentiel, la méthode du maximum de vraisemblance et la méthode des variables instrumentales (Cliff et Ord (1973), Anselin (1988), Kelejian et Robinson (1993), Kelejian et Prucha (1998)) –, nous avons retenu la technique du maximum de vraisemblance (MV). Ce choix est dicté par le faible nombre de variables explicatives en notre possession, et susceptibles de servir d'instruments pertinents aux taux d'impôt des voisins. Il s'agit là d'une limite bien connue de la méthode des variables instrumentales, que nous avons de ce fait écartée.

Enfin, la troisième spécificité du modèle spatial (3) tient au choix de la définition des voisins de chaque département. En d'autres termes, il s'agit de déterminer quelle est la structure des interactions spatiales. Nous retenons pour cela une matrice de pondération ou d'interaction spatiale W qui permet d'introduire le fait que les choix fiscaux d'un département seront plus ou moins fortement influencés par les choix des autres départements dont on pondère l'influence grâce à un critère de proximité. Or, la théorie ne spécifie pas de matrice de pondération ou d'interaction spatiale particulière (Anselin, 1988; Jayet, 1993 et 2001). À l'instar de la plupart des travaux, nous utilisons en première analyse une matrice W^{cont} normalisée construite sur le critère de la contiguïté géographique, puis plusieurs autres matrices présentées dans la section 5 des résultats. La normalisation revient à égaliser la somme des termes de chaque ligne de la matrice à l'unité. Dans ce cas, le poids unitaire de chaque ligne est également réparti entre tous

les départements j qui possèdent une frontière commune avec le département i . Les départements non contigus ont un poids nul. Comme le font remarquer Case, Hines et Rosen (1993), la normalisation revient à imposer la restriction que les voisins de chaque département, pris collectivement, ont la même influence sur chaque département. Il s'agit là d'une hypothèse, standard dans la littérature, d'homogénéité des interactions spatiales.

4 Les données

L'estimation du modèle fiscal des départements français s'appuie principalement sur les données des taux d'impôt votés par ces collectivités en 1999 pour les quatre impôts directs dont elles ont la compétence : la taxe professionnelle (TP), la taxe d'habitation (TH), la taxe sur le foncier bâti (TFB) et la taxe sur le foncier non bâti (TFNB). La TP est la principale recette fiscale départementale : elle représente en moyenne plus de 45 % du produit total des quatre taxes voté par les départements en 1999, contre 22 % pour la TH et 29 % pour la TFB. La TFNB reste ainsi un impôt direct très marginal au sein des budgets départementaux de métropole.

En outre, plusieurs caractéristiques de ces impôts sont à noter. Tout d'abord, la TP est un impôt pesant sur l'ensemble des activités économiques, quel que soit le secteur d'activité, hormis les activités agricoles. Cet impôt est assis sur une base composée de deux éléments : d'une part les immobilisations corporelles, et d'autre part les salaires ou les recettes. Pour les immobilisations corporelles, sont incluses dans la base, d'une part, la valeur locative des locaux utilisés passibles d'une taxe foncière (soit 12,5 % de la base nationale pour 1996) et, d'autre part, la valeur locative des équipements et biens immobiliers (soit 50,4 % de la base nationale pour 1996). De plus, la base de la TP comprend, soit 18 % des salaires versés aux personnels et dirigeants de l'entreprise, soit 10 % des recettes au titre de l'impôt sur le revenu ou sur les sociétés pour les titulaires de revenus non commerciaux, les agents d'affaires, ou les intermédiaires de commerce employant moins de 5 salariés. Globalement, les recettes représentaient 3,2 % de la base nationale en 1996, et les salaires 33,9 % cette même année. Par ailleurs, la TFB est un impôt immobilier acquitté par les propriétaires immobiliers, qu'ils soient des ménages ou des entreprises. Pour déterminer le montant de l'impôt dû, on applique le taux voté par la collectivité à la moitié de la valeur locative (la réduction de base étant justifiée par les frais d'entretien). Ensuite, la TFNB est un impôt acquitté principalement par les agriculteurs. Le calcul de cet impôt se fait à partir de la valeur locative de la parcelle diminuée d'un abattement de 20 % à laquelle est appliqué le taux d'imposition voté par les collectivités. Les parts régionales et départementales de la taxe ont été supprimées pour certains terrains agricoles depuis la loi de finances initiale pour 1993. Enfin, la TH est un impôt immobilier acquitté exclusivement par un ménage occupant un logement, qu'il en soit propriétaire ou locataire. Le

calcul de cet impôt s'effectue par application à la valeur locative du taux d'imposition voté par la collectivité.

Pour ces quatre impôts, il existe des exonérations de deux types. Les premières, décidées par l'Etat, sont obligatoires et compensées, alors que les secondes sont décidées par les collectivités locales et de ce fait ne sont pas compensées. Ces dernières concernent la TH, la TP et la TFB. De plus, dans le cadre de la TH, chaque collectivité locale peut voter son propre régime d'abattement mais en l'absence de délibération, les départements appliquent les abattements décidés par la commune. Enfin, il existe un mécanisme de liaison entre les quatre taux d'imposition, à la hausse comme à la baisse. Le taux de TP ne peut être augmenté que si le taux de TH ou le taux moyen des trois impôts « ménages » augmente également sur le territoire. C'est au plus la plus faible des deux augmentations constatées qui peut être répercutée. Inversement, toute baisse de la TH ou de la moyenne des trois impôts ménages (il s'agit de la plus forte des deux baisses) doit être répercutée sur le taux de TP. Ce lien légal a été créé pour contraindre les élus à répercuter sur les ménages (qui sont aussi des électeurs) toute hausse significative des taux pesant sur les entreprises (qui ne votent pas). Toutefois, comme le montrent les évolutions différenciées des taux d'impôts directs depuis l'instauration de ce lien, une marge de manœuvre significative est laissée aux élus pour faire évoluer la répartition du fardeau fiscal entre catégories de contribuables. Enfin, il faut remarquer que même en l'absence de cette contrainte juridique, le fait que les collectivités décident simultanément de la répartition de leurs ressources fiscales entre les différentes assiettes suffit à créer un lien.

Sachant cela, deux remarques sont ici nécessaires. D'une part, en matière de choix fiscaux, aucun modèle théorique n'est disponible, à notre connaissance, pour analyser les effets éventuels de ce lien légal et des interdépendances entre impôts sur le choix d'un impôt particulier. Notons d'ailleurs que ni Paty, Jayet et Pentel (2002), ni Feld, Josselin et Rocaboy (2002) n'ont proposé une solution en la matière dans les études précédemment publiées dans le cas français. D'autre part, même si cette question théorique était traitée de manière satisfaisante, il resterait à proposer un modèle économétrique parfaitement cohérent avec le modèle théorique, sous la forme d'un système d'équations simultanées avec autorégression spatiale, dont la construction et l'estimation pose d'importants problèmes techniques. Au total, devant les difficultés à résoudre, nous avons choisi de laisser ouvertes ces questions théoriques et économétriques, et de continuer à analyser séparément les choix de taux des départements.

L'annexe présente des cartes qui mettent en évidence de réelles disparités de taux d'imposition entre départements. L'observation de nombreux ensembles de départements voisins et appartenant à une même classe de taux semble favorable à notre hypothèse de travail selon laquelle, pour chaque impôt, les taux des voisins sont corrélés avec les taux du département étudié. Par conséquent, rien ne nous permet d'exclure l'hypothèse d'une interdépendance spatiale dans la fixation des taux départementaux des impôts

directs locaux. Nous effectuons donc dans la suite de cet article les tests économétriques adéquats qui vont nous permettre d'évaluer la portée de cette présomption en faveur d'un comportement de mimétisme dans les décisions fiscales des départements. En d'autres termes, notre démarche économétrique vise à tester si les taux votés par un département sont effectivement, toutes choses égales par ailleurs, expliqués par les taux de ses voisins, ou si l'influence des taux des voisins est en réalité marginale au regard de l'impact des déterminants habituels des choix fiscaux d'un département (sa population, sa base fiscale, la dotation versée par l'Etat, notamment).

Notre échantillon est constitué de l'ensemble des départements français de métropole à l'exception du département de Paris et des deux départements de Corse, exclus pour ne pas biaiser les estimations. En effet, la situation politico-administrative de Paris est unique en France puisque la capitale est à la fois une commune et un département. Ceci a conduit à une répartition sans équivalent des compétences entre les deux échelons et génère des flux financiers très spécifiques entre les deux collectivités intervenant sur le même territoire administratif. De plus, la structure des ressources du budget du département de Paris est unique puisque Paris ne vote pas les taux ni de la taxe professionnelle, ni des deux taxes foncières. Par conséquent, Paris ne vote qu'un taux de taxe d'habitation (TH), et cela seulement depuis 1993. Enfin, en raison, notamment, du niveau exceptionnellement élevé de la base de taxe d'habitation, le taux de cet impôt reste de l'ordre de 2 à 3 %, soit un niveau très inférieur aux taux de TH des départements voisins. Sa prise en compte risquerait donc de biaiser le calcul des taux moyens de TH des voisins géographiques des départements dans la région parisienne.

Les deux départements de Corse sont également exclus de l'échantillon utilisé. Outre la situation politico-économique et insulaire très particulière de ce territoire, la spécification d'une matrice de contiguïté géographique aurait posé des difficultés. L'exclusion de l'échantillon est la solution retenue pour éviter deux types d'écueils. Soit les deux départements corses sont supposés isolés des autres départements situés sur le continent, et alors l'analyse des interactions spatiales entre ces deux seules entités géographiques n'a plus guère de sens. Soit l'hypothèse d'interactions fiscales est retenue entre ces deux départements et les autres départements situés sur le continent, mais alors le choix de l'identité des départements qui entrent effectivement en concurrence avec l'île reste arbitraire. Enfin, comme dans le cas de Paris, la structure des budgets départementaux corses est très spécifique puisque la loi exonère depuis 1995 les contribuables corses de la taxe professionnelle, les départements corses recevant en compensation une dotation de l'Etat depuis cette date. Les taux départementaux de taxe professionnelle sont donc nuls en Corse.

Les données fiscales et socio-économiques utilisées dans l'article sont issues des publications de la direction générale des collectivités locales du ministère de l'intérieur, notamment des recueils « Les finances des départements en 1999 » et « Guide de la fiscalité directe locale en 1999 » (voir

les statistiques descriptives dans le tableau 2 en annexe). Pour expliquer les disparités de taux entre départements, nous retenons les variables socio-économiques dont la sélection fait l'objet d'un relatif consensus dans la littérature.

- Des variables de « charges » : la proportion des plus de 60 ans, le taux de chômage, le taux d'urbanisation, la population totale, la superficie et la longueur de la voirie départementale. Pour les trois premières variables, le signe attendu de leur coefficient respectif est positif. Ces variables sont en effet susceptibles de capter l'influence des besoins des habitants du département en services publics et infrastructures. De plus, le département est responsable, au regard de la loi, de compétences d'aide sociale orientées, notamment, vers les personnes âgées. 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 comme pouvant influencer les choix d'imposition des départements. Nous introduisons également la population totale comme variable explicative des choix fiscaux. Il faut noter que le signe attendu de cette variable ne fait pas l'unanimité dans les analyses jusqu'à présent effectuées sur le sujet : un signe positif reflèterait les « besoins » importants de dépenses qu'impose l'aide sociale à une large population, alors qu'un signe négatif pourrait être un indice d'économie d'échelle dans la fourniture des services publics locaux. Les variables de superficie et de longueur de la voirie départementale (exprimées respectivement en km² et en km) sont également choisies comme variables explicatives potentielles des disparités de taux, dans la mesure où le département prend en charge les dépenses relatives aux infrastructures routières. Enfin, il est à noter que d'autres variables explicatives socio-économiques (part de l'emploi industriel dans l'emploi total, taux d'activité) ou relatives aux compétences des départements (nombre de bénéficiaires du revenu minimum d'insertion (RMI)) ont été introduites dans le modèle estimé mais aucune de ces variables n'était significative et cela pour aucun des quatre taux d'impôt locaux. C'est pourquoi seules ont été finalement retenues les variables explicatives qui sont apparues significatives pour au moins l'un des quatre impôts votés par les départements.
- Des variables de richesse. Tout d'abord, il s'agit de la base fiscale par habitant de chaque taxe considérée, et de la dotation globale de fonctionnement (DGF) par habitant. Le signe attendu du coefficient associé à la première variable est négatif. En revanche, l'effet de la DGF est *a priori* positif. En effet, pour satisfaire à l'équilibre budgétaire, le niveau des taux d'impôts et le choix des dépenses sont étroitement liés. Or, la littérature sur les fonction de demande (donc de dépenses) en bien public local conclut à l'existence du « fly-paper effect » (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. Enfin, la variable de revenu moyen par habitant est également introduite dans les régressions. Malgré des résultats parfois inattendus,

l'hypothèse la plus souvent retenue est celle d'un signe positif, qui indiquerait que le bien public départemental est un bien « normal » au sens de la théorie du consommateur, alors qu'un signe négatif indiquerait que ce bien public est un bien « inférieur ».

5 Les résultats

Dans le tableau 1⁴, nous indiquons pour chaque taxe, dans une première colonne, les résultats des estimations obtenues par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et ceux du test d'autorégression spatiale puis, le cas échéant, dans une seconde colonne, les coefficients estimés par la technique du maximum de vraisemblance (MV) dans le cadre d'un modèle avec autorégression spatiale.

La procédure de test adoptée est la suivante. Dans un premier temps, un modèle non spatial de choix fiscal est estimé par les moindres carrés ordinaires (MCO) pour chaque taux d'impôt. Il donne une première idée des déterminants des disparités de taux d'impôt entre départements sous l'hypothèse jointe d'absence d'autorégression spatiale comme d'autocorrélation spatiale. Cependant, ces phénomènes spatiaux, s'ils sont présents, sont susceptibles de perturber les résultats. Comme l'un des aspects centraux de notre modèle est de détecter la présence d'interdépendances spatiales entre départements, il convient en premier lieu de tester l'hypothèse nulle d'absence d'autorégression spatiale pour vérifier la fiabilité de ces premiers résultats obtenus par les MCO. C'est ce que nous avons fait à l'aide d'un test de Lagrange. Le tableau 1 donne donc pour chaque taux d'impôt, et entre crochets, la probabilité de rejet à tort de l'hypothèse nulle d'absence d'autorégression spatiale.

Les résultats sont les suivants. Pour la taxe professionnelle et les deux taxes foncières, les tests conduisent à rejeter l'hypothèse nulle, donc à accepter l'hypothèse alternative d'une dépendance spatiale des taux entre départements. Par conséquent, les coefficients estimés par les MCO sont à la fois biaisés et inefficaces, et le passage à l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance est indispensable pour obtenir la qualité souhaitée (BLUE) des estimateurs. En revanche, pour la taxe d'habitation, les tests conduisent à accepter l'hypothèse nulle d'absence d'autorégression spatiale. En d'autres termes, les départements de métropole ne semblent pas choisir leur taux de taxe d'habitation en tenant compte des choix des départements contigus pour le même impôt.

Certes, on peut se demander si le taux de taxe d'habitation est bien la variable endogène pertinente. En effet, si la définition des bases de taxe professionnelle est réalisée sur des critères économiques précis et représentatifs de la taille économique des unités assujetties, il n'en est pas de même pour

⁴ Pour l'estimation, nous avons exprimé chacune des variables en logarithme népérien.

Tableau 1 : Résultats des estimations pour les quatre taxes directes départementales

	Taxe Professionnelle (TP)		Taxe d'Habitation (TH)		Taxe Bâti (TFB)		Taxe sur le Foncier Non Bâti (TFNB)	
Méthodes d'estimation	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV	MCO	MV
Ln taux voisins (pondérés par W_{cont})	0,418** [0,000]		-		0,249** [4,403]		-	
Constante	8,184** (2,762) [0,007]	7,899** (10,115) [0,001]	-3,280 (-1,166) [0,247]	4,523 (1,111) [0,270]	4,060 (1,185) [0,276]	7,511 (1,046) [0,299]	7,803 (1,763) [0,184]	
Ln population	-0,159** (-2,719) [0,008]	-0,145** (8,798) [0,003]	-0,038 (-0,750) [0,456]	-0,281** (-3,764) [0,000]	-0,245** (12,482) [0,000]	-0,172 (-1,232) [0,222]	-0,103 (0,803) [0,370]	
Ln base fiscale	-0,266** (-3,103) [0,003]	-0,201** (7,278) [0,007]	-0,572** (-5,463) [0,000]	-0,316 (-1,757) [0,083]	-0,292 (3,095) [0,079]	-0,308** (-2,772) [0,007]	-0,227** (5,974) [0,015]	
Ln revenu	-0,497** (-2,007) [0,048]	-0,429** (4,268) [0,039]	0,670** (2,435) [0,017]	0,165 (0,406) [0,686]	0,171 (0,210) [0,647]	-0,388 (-0,622) [0,536]	-0,188 (0,137) [0,712]	
Ln détention globale (DGF)	0,128 (1,380) [0,171]	0,056 (0,609) [0,476]	0,145 (1,808) [0,074]	0,255** (2,132) [0,036]	0,222** (4,093) [0,043]	0,436** (2,024) [0,041]	0,243 (2,024) [0,155]	
Ln proportion des + 60 ans	0,341** (2,026) [0,046]	0,123 (0,696) [0,404]	0,218 (1,510) [0,135]	-0,403 (-1,948) [0,051]	-0,388** (4,185) [0,041]	-0,194 (-0,520) [0,605]	-0,566** (3,439) [0,064]	
Ln superficie	-0,317** (-4,226) [0,000]	-0,283** (19,943) [0,000]	-0,143** (-2,123) [0,037]	-0,268** (-2,778) [0,007]	-0,233** (6,878) [0,009]	-0,012 (-0,065) [0,948]	0,070 (0,231) [0,631]	
Ln taux d'urbanisation	0,544** (3,405) [0,001]	0,302** (4,833) [0,028]	0,224 (1,492) [0,140]	0,023 (0,104) [0,918]	-0,057 (0,072) [0,788]	0,008 (0,022) [0,983]	-0,570* (3,150) [0,076]	
Ln taux de chômage	0,080 (0,716) [0,476]	0,122 (3,434) [0,191]	0,342** (3,434) [0,000]	0,545** (3,748) [0,000]	0,501** (14,233) [0,000]	0,085 (0,308) [0,759]	0,151 (0,454) [0,501]	
Ln voirie	0,262** (2,799) [0,006]	0,219** (7,734) [0,005]	0,157* (1,870) [0,065]	0,363** (2,995) [0,004]	0,296** (6,717) [0,010]	0,102 (0,461) [0,646]	-0,069 (0,144) [0,704]	
R ²	0,591 93	0,594 93	0,474 93	0,587 93	0,611 93	0,489 93	0,605 93	
Test d'autocorrélation	[0,000]	-	[0,612]	[0,036]	-	[0,000]	-	
Log-vraisemblance	-	50,934	-	-	18,764	-	-29,902	
Test d'autocorrélation	-	-	-	-	-	-	-	
Test d'hétéroscedasticité résiduelle	-	[0,211]	-	-	[0,129]	-	[0,122]	

Pour le modèle estimé par la méthode des MCO, nous indiquons entre parenthèses la valeur du t de Student. Pour le modèle avec autorégression spatiale, estimée par la méthode du MV, nous indiquons entre parenthèses la valeur de la statistique de Wald. Les seuils de significativité empirique figurent entre crochets.

Le test d'autocorrélation résiduelle est un test de l'hypothèse nulle : $\lambda = 0$.

* : significatif au seuil de 10 %; ** : significatif au seuil de 5 %

la taxe d'habitation dont on connaît le défaut de représentativité des bases, celles-ci étant rarement révisées. Nous avons donc testé si l'utilisation d'une autre variable endogène, à la place du taux administratif de taxe d'habitation, est susceptible d'être plus représentative de la charge fiscale pesant sur les ménages. La variable alternative pourrait être le ratio du volume moyen de TH collecté par foyer fiscal au revenu moyen. D'après les résultats obtenus (non présentés ici), l'utilisation de cet indicateur de charge fiscale pesant sur les ménages ne change pas les résultats obtenus : l'autorégression spatiale est toujours absente pour la TH, ce qui amène donc à penser que ce résultat spécifique à la TH est relativement robuste. Par ailleurs, même si les bases de TH sont difficilement comparables entre départements, il nous semble plus pertinent de continuer à utiliser, surtout dans le cas d'un test de la concurrence par comparaison, le taux de la taxe d'habitation, plutôt qu'un indicateur de pression fiscale réelle pesant sur les ménages. En effet, au regard de la complexité du calcul des impôts locaux, il apparaît plus probable que le taux de TH soit bien la variable la plus aisément utilisable par les contribuables à des fins de comparaison de collectivités voisines, l'information en termes de pression fiscale réelle restant encore plus difficilement accessible.

Comme la taxe professionnelle pèse uniquement sur les entreprises, et la taxe d'habitation uniquement sur les ménages, le résultat des tests d'autorégression spatiale semble favorable à l'hypothèse d'un mimétisme fiscal sur les seuls impôts acquittés par les entreprises, et d'absence de mimétisme fiscal sur l'impôt pesant exclusivement sur les ménages. Notons que sous une telle hypothèse, le résultat pour la taxe sur le foncier bâti (acquittée à la fois par les ménages et les entreprises) s'expliquerait simplement par le fait que les élus départementaux déterminent leur stratégie fiscale en tenant compte du seul fait que les entreprises acquittent cet impôt, même si c'est également le cas des ménages. Plus généralement, comment expliquer un tel résultat de présomption d'interactions spatiales pour les taux pesant sur les activités économiques (la taxe professionnelle et les deux taxes foncières) et d'absence d'interactions spatiales sur le principal impôt levé sur les ménages (la taxe d'habitation) ? Nous proposons des hypothèses différentes, mais pas nécessairement incompatibles, de comportements des élus comme des contribuables, qui pourraient expliquer un tel résultat.

Le résultat d'un mimétisme fiscal sur les seuls impôts acquittés par les entreprises pourrait tout d'abord être l'indice d'un comportement fiscal des élus départementaux différent selon la catégorie de contribuables (ménages ou entreprises) qui est visée, et cela quel que soit le comportement réel de ces deux types de contribuables. Supposons dans un premier temps que chaque élu agisse comme s'il se croyait engagé dans une compétition fiscale semblable à celle des modèles initiés par Wildasin (1988). Dans ce cas, le résultat des estimations indique que les élus croient à la mobilité spatiale des entreprises, et à la menace de leur délocalisation aux seules fins de réduction du fardeau fiscal, mais que les élus excluent une telle hypothèse de la part des ménages. Ainsi, la mobilité supposée des entreprises oblige les

élus à adopter une stratégie fiscale qui tient compte des choix des départements concurrents : c'est le cas non seulement pour la taxe professionnelle, acquittée par les seules entreprises, mais également pour la taxe foncière sur les propriétés bâties, acquittées par les ménages comme par les entreprises.

Supposons dans un second temps que chaque élu départemental agisse comme s'il se croyait engagé dans une concurrence par comparaison semblable à celle des modèles de *yardstick competition* à la Besley et Case (1995a). Dans ce cas, il suffit que l'élu juge que les ménages sont incapables de comparer les performances entre départements pour que les choix fiscaux concernant les ménages ne soient pas spatialement interdépendants, donc que les tests statistiques conduisent à ne pas rejeter l'hypothèse d'absence d'interactions spatiales. Au total, il suffit que les phénomènes de compétition politique comme de concurrence fiscale sur les ménages ne soient pas « dans la tête » du décideur départemental pour que le phénomène spatial n'apparaisse pas, indépendamment du comportement réel des contribuables.

Le résultat de mimétisme fiscal sur les seuls impôts pesant sur les entreprises pourrait être, en outre, la conséquence de comportements spécifiques à chaque catégorie de contribuables locaux (les entreprises et les ménages). En effet, pour les ménages, l'hypothèse la plus vraisemblable est que les coûts d'information sur les taux des départements voisins comme les coûts de délocalisation sont plus élevés que ces mêmes coûts pour les entreprises. Dans ce cas, de la part des ménages, ni le mécanisme de concurrence par comparaison dont l'intensité décroît avec les coûts d'information, ni celui de concurrence fiscale fondé sur la mobilité spatiale et la menace de délocalisation, ne seraient crédibles du point de vue du décideur public départemental. Ceci conduirait à l'absence de mimétisme sur les taux de taxe d'habitation.

En revanche, de la part des entreprises, la présomption de comportement de comparaison et de délocalisation est *a priori* plus forte et pourrait inciter le décideur départemental à effectivement tenir compte du comportement fiscal de ses voisins. Si l'optique des modèles de concurrence fiscale est adoptée, le résultat de mimétisme fiscal découle directement de la mobilité spatiale des activités économiques. En revanche, si l'optique alternative des modèles de compétition politique est retenue, l'explication du résultat de mimétisme fiscal détecté doit être approfondie. En effet, les entreprises n'ont pas de droit de vote. La « menace » politique est donc indirecte : si les entreprises sont susceptibles de comparer les performances, alors une situation défavorable à l'élu départemental pourrait conduire les entreprises implantées à reporter ou même annuler leurs projets d'investissement et d'embauches dans le département. Dans ce cas, le bien-être des ménages-électeurs pourrait diminuer, ce qui menacerait la réélection du décideur. Assurer la pérennité et le dynamisme du tissu économique local participe donc indirectement à la stratégie de réélection des élus sortants. Une telle interprétation des résultats du tableau 1 n'est d'ailleurs nullement incompatible avec les modèles de concurrence par comparaison présentés dans la section 2.2.. Favoriser le développement économique local revient, de la

part des élus, à tenter de réduire la sensibilité de leur fonction de probabilité de réélection à une augmentation des impôts pesant sur les ménages, donc à tenter d'agir sur les variables socio-économiques X_i affectant cette probabilité.

Enfin, la présomption d'existence d'une concurrence entre départements pour maintenir ou attirer les entreprises sur leur territoire est plus forte que pour les ménages pour au moins deux raisons. D'une part, les taux de taxe professionnelle sont directement comparables entre départements. Ce n'est pas le cas des taux de taxe d'habitation : l'information qu'ils véhiculent n'est en effet pas parfaite, notamment parce que les politiques d'abattement, qui réduisent la pression fiscale réelle supportée par les ménages, peuvent varier selon les départements. D'autre part, les entreprises peuvent posséder plusieurs succursales implantées dans une même aire régionale, ce qui facilite la pratique de comparaison des taux. À l'inverse, hormis la possession d'une résidence secondaire, les ménages disposent de peu d'informations à faible coût pour comparer la performance des décideurs publics départementaux.

Au total, le résultat de mimétisme fiscal pour les impôts pesant sur les activités économiques (la taxe professionnelle et les deux taxes foncières) et d'absence de mimétisme pour l'impôt pesant seulement sur les ménages (la taxe d'habitation) peut être l'indice, soit d'une différence de comportement des élus vis-à-vis des deux catégories (ménages et entreprises) de contribuables, indépendamment du comportement réel de ceux-ci, soit d'une réelle différence de comportement entre contribuables résidentiels (les ménages) et contribuables économiques (les entreprises).

L'acceptation aux seuils usuels de l'hypothèse nulle d'absence d'autorégression spatiale pour la taxe d'habitation permet d'accorder toute confiance aux coefficients estimés par les MCO pour cet impôt. En revanche, le résultat des tests d'autorégression spatiale pour les trois autres taxes impose de corriger le modèle estimé en tenant compte explicitement des interdépendances spatiales. Nous choisissons donc, pour la taxe professionnelle et les deux taxes foncières, d'estimer le modèle (3) avec autorégression spatiale par la méthode du maximum de vraisemblance (MV).

Les résultats sont présentés dans le tableau 1. Pour chacun des trois impôts, l'hypothèse d'absence d'interactions spatiales entre les départements de métropole en 1999 peut être rejetée par un test de Wald. Les coefficients d'autorégression spatiale sont en effet significativement différents de 0 (aux seuils de 1 % et de 5 %) et égaux à 0,418 pour la taxe professionnelle, à 0,249 pour la taxe sur le foncier bâti, et à 0,523 pour la taxe sur le foncier non bâti. Le signe positif des coefficients de dépendance spatiale, mais aussi le niveau de ces coefficients, sont conformes aux résultats obtenus par la plupart des travaux en la matière. Le signe positif indique une complémentarité des taux d'impôts entre départements voisins. Tout se passe donc comme si la meilleure réponse d'un département à une variation du taux d'impôt de ses voisins est de modifier son propre taux dans le même sens, conformément

aux prédictions théoriques. Enfin, en termes de R^2 , la qualité statistique des modèles de choix fiscaux est meilleure pour les trois taxes lorsque l'on passe de la méthode des MCO à celle du MV. La part expliquée de la variance augmente, certes marginalement pour la TP, passant de 0,591 à 0,594, mais significativement pour les autres taxes, de 0,594 à 0,611 pour la TFB et de 0,489 à 0,605 avec la TFNB.

Nous testons de deux manières la fiabilité d'un tel résultat obtenu avec la méthode du maximum de vraisemblance (MV). D'une part, nous testons sa fiabilité statistique en effectuant deux tests additionnels afin de s'assurer que d'autres phénomènes spatiaux ne perturbent pas les résultats. Le premier test est celui de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale résiduelle, le second est celui de l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscédasticité résiduelle. Les résultats présentés dans les dernières lignes du tableau 1 permettent de ne pas rejeter chacune de ces deux hypothèses nulles, ce qui confirme la qualité des estimateurs obtenus.

D'autre part, nous testons l'hypothèse d'interactions spatiales pour cinq autres matrices de voisinage. La première, dont le principe de construction a été proposé initialement par Ladd (1992), est une matrice « témoin » intentionnellement absurde de voisinage alphabétique : elle donne pour voisins à chaque département les deux départements qui le précèdent dans l'ordre alphabétique et les trois départements qui le suivent. Les départements « voisins » sont ainsi assemblés par groupes de cinq, soit le nombre moyen de départements voisins au sens géographique dans la matrice de contiguïté utilisée dans le tableau 1. Les résultats (non présentés) indiquent clairement l'absence de tout phénomène spatial quand cette matrice « témoin » absurde est utilisée. Cette conclusion rassurante permet de vérifier que le phénomène d'interaction fiscale détecté avec la matrice de voisinage géographique n'est pas un artefact de la procédure d'estimation statistique : la significativité du paramètre ρ de dépendance spatiale n'est pas due à l'existence d'un choc national commun aux départements, et cela même si cet effet perturbant potentiel est déjà capté, au moins en partie, par les variables de richesse introduites dans le modèle estimé.

La seconde matrice utilisée est la matrice de contiguïté W^{Pcont} qui pondère l'influence des voisins géographiques par leur taille démographique. Plus précisément, la matrice W^{Pcont} attribue un poids P_j proportionnel à leur population aux départements j contigus au département i et un poids nul à ceux qui ne sont pas contigus à i . Une telle matrice est construite pour vérifier la fiabilité des premiers résultats obtenus avec la matrice purement géographique W^{cont} . Les résultats (non présentés dans le tableau 1) donnent des résultats de mimétisme identiques et renforcent l'hypothèse développée auparavant, selon laquelle le mimétisme fiscal entre départements ne serait détecté que pour les impôts pesant sur les entreprises, mais pas pour les impôts pesant sur les ménages.

La troisième matrice de poids testée repose sur l'inverse de la distance entre les barycentres des départements. Plus précisément, dans ce cas, les

interactions décroissent avec la distance. Son utilisation ne change pas les résultats obtenus en termes d'existence des interactions fiscales pour tous les impôts testés. Enfin, nous avons testé deux autres matrices qui présentent la spécificité de ne plus pondérer les choix fiscaux départementaux par un critère de proximité géographique mais par un critère de proximité démographique pour l'une et de revenu moyen pour l'autre. Plus précisément, pour ces deux nouveaux critères de proximité, le poids p_{ij} attribué à chacun des départements j voisins d'un département i est déterminé de la manière suivante :

$$p_{ij} = \frac{1}{|CAR_i - CAR_j| * \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^{j=93} \frac{1}{|CAR_i - CAR_j|}} \quad (5)$$

où, selon le critère retenu, CAR_i représente soit la population du département i soit le revenu moyen par habitant du département i . L'importance d'un département j dans la moyenne pondérée du taux d'imposition du département i sera d'autant plus grande que les deux départements posséderont une caractéristique démographique ou économique proche⁵. Ces deux dernières matrices modifient les résultats obtenus en ce qui concerne la mise en évidence de mimétisme fiscal entre les départements. En effet, le coefficient d'autorégression n'est plus jamais significatif pour aucun des impôts testés. Ceci suggère que les interactions fiscales entre départements français sont bien liées à la proximité géographique. L'utilisation d'une matrice de contiguïté ou de distance géographique permet donc de bien spécifier la structure de ces interactions. Ce résultat conforte les interprétations proposées plus haut concernant la source des interactions fiscales que ce soit en termes de concurrence fiscale ou de concurrence par comparaison. En particulier, les coûts de mobilité et d'information sont d'autant moins importants que la distance géographique est faible.

Les résultats concernant le signe des coefficients estimés associés aux variables socio-économiques sont globalement cohérents avec *l'a priori* explicité dans la section précédente. La base fiscale de chaque impôt analysé a un effet significatif et négatif sur les taux, de même que la population et la superficie. La dotation globale de fonctionnement (DGF) a un impact, lorsqu'il est significatif, positif, ainsi que le taux d'urbanisation, le taux de chômage, et la voirie. Seules deux variables, le revenu par habitant et la proportion de plus de 60 ans, changent de signe selon le taux d'impôt analysé. Ceci apparaît difficile à expliquer. En effet, si un signe positif du coefficient associé au revenu traduit une élasticité-revenu positive de la demande en bien public départemental pour la TH, le signe négatif pour la TP indiquerait au contraire que le même bien public est un bien inférieur.

⁵ Ce critère tient aussi compte de l'homogénéité des écarts de caractéristiques entre les régions. Considérons quatre régions i, j, k et l , il est possible que les régions i et j ainsi que k et l aient, par exemple, des écarts de population relativement similaires sans pour autant que les poids p_{ij} et p_{kl} soient semblables. Ces poids dépendent, en effet, aussi des écarts de population existant entre les régions i ou k et l'ensemble des autres régions.

Sans pouvoir trancher, il est à noter que ce résultat d'instabilité du signe du revenu n'est pas propre à notre étude. Gilbert et Rocaboy (1996) sur les départements, Feld, Josselin et Rocaboy (2002) sur les régions, Paty, Pentel et Jayet (2002) sur les communes obtiennent en effet une même instabilité de signe, confirmée par le *survey* de Verdonck (2000).

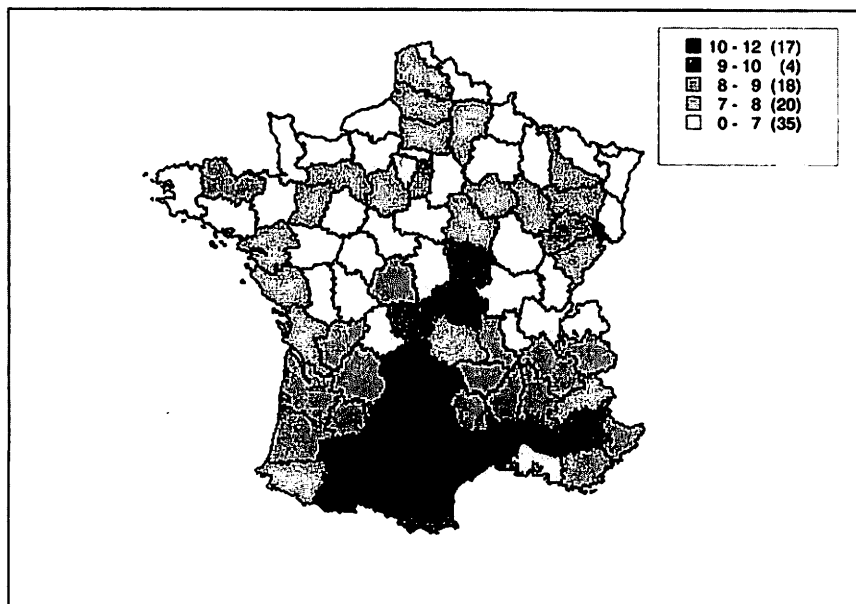
6 Conclusion

Nous montrons dans cet article que l'hypothèse d'un mimétisme fiscal entre les départements français ne peut être rejetée pour trois des quatre impôts locaux (la taxe professionnelle, les taxes sur le foncier bâti et sur le foncier non bâti). Un tel fait stylisé indique que les élus départementaux tiennent compte des choix des départements concurrents pour les seuls impôts pesant sur les activités économiques, mais restent indépendants les uns des autres pour la taxe d'habitation, qui pèse seulement sur les ménages. Nous montrons que ces résultats sont cohérents avec une mobilité géographique et une capacité à comparer entre eux les décideurs publics qui sont probablement plus grandes de la part des entreprises que des ménages. De plus, ces résultats permettent de ne pas invalider l'hypothèse théorique de complémentarité des taux des impôts pesant sur les activités économiques entre départements concurrents, conformément aux résultats précédemment obtenus dans la littérature. Globalement, notre article centré sur l'échelon départemental vient donc compléter l'évidence empirique disponible en France au niveau communal (Paty, Jayet et Pentel (2002)) et au niveau régional (Feld, Josselin et Rocaboy, 2002), et dans chaque cas favorable à l'hypothèse de mimétisme fiscal. Par conséquent, dans le cas français, il semble nécessaire de ne pas seulement tenir compte des caractéristiques intrinsèques à chaque collectivité pour analyser les déterminants de ses choix fiscaux, mais également d'intégrer aux modèles théoriques comme aux modèles empiriques les interactions spatiales entre collectivités.

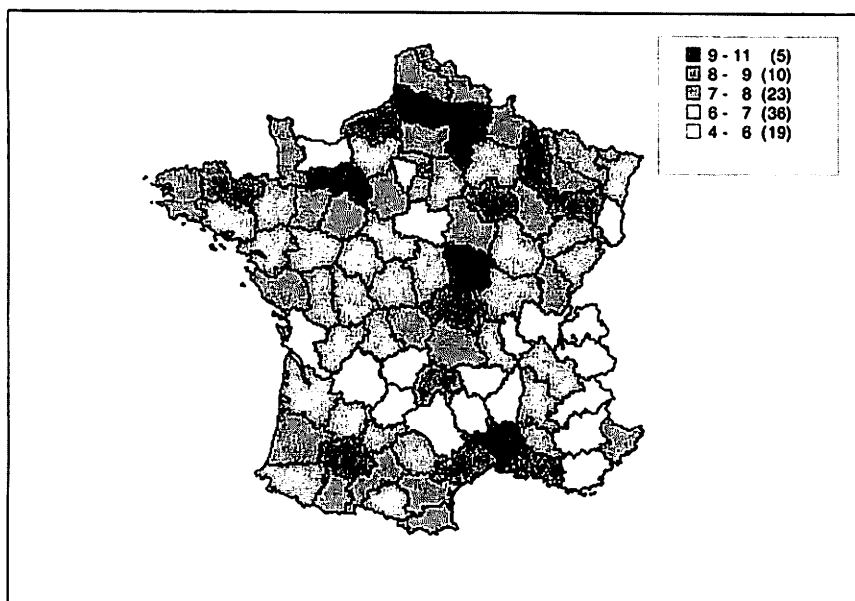
L'un des prolongements possibles de ce travail consisterait à introduire l'impact des décisions fiscales prises par les autres niveaux de collectivités locales, c'est-à-dire la commune et la région, sur les choix fiscaux départementaux. En effet, d'après le Conseil des impôts (1997), la région se comporterait comme un leader de Stackelberg vis-à-vis des départements en matière fiscale. Il reste cependant à en fournir la preuve empirique à l'aide des techniques économétriques adéquates. Une telle investigation serait d'ailleurs conforme aux développements récents de la littérature théorique et empirique, qui tente de traiter simultanément les interactions fiscales horizontales et verticales (Goodspeed (1999, 2000), Hayashi et Boadway (2001), Revelli (2001), Brett et Pinske (2000), Esteller-Moré et Sollé-Ollé (2001)).

Annexe

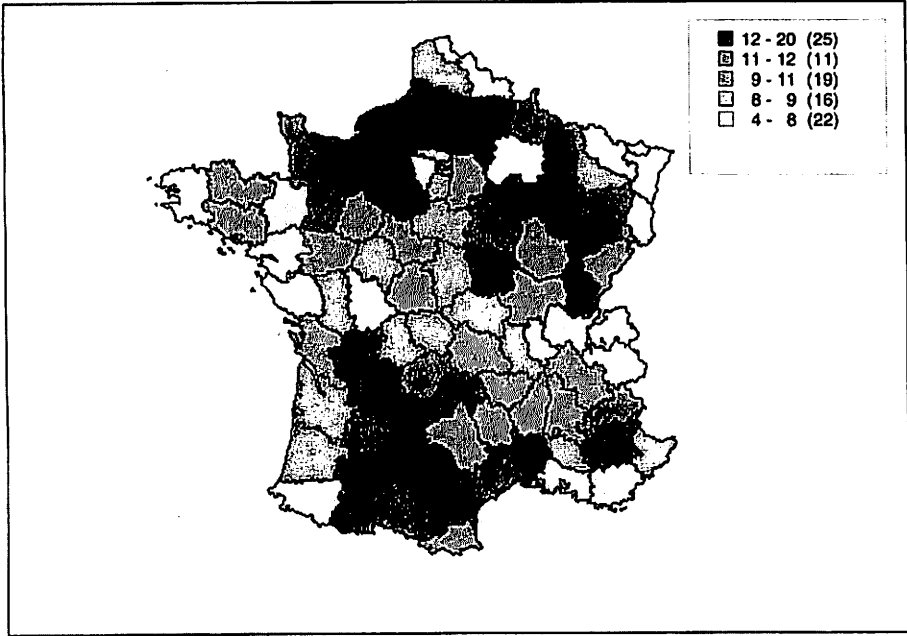
Carte 1 : les taux départementaux de la taxe professionnelle (TP) en 1999



Carte 2 : les taux départementaux de la taxe d'habitation (TH) en 1999



Carte 3 : *les taux départementaux de la taxe sur le foncier bâti (TFB) en 1999*



Carte 4 : *les taux départementaux de la taxe sur le foncier non bâti (TFNB) en 1999*

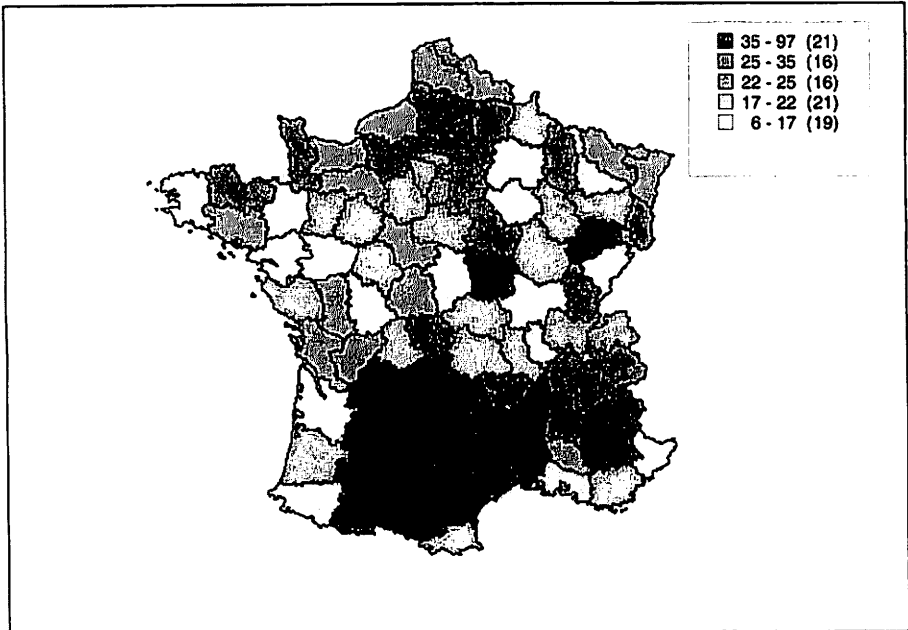


Tableau 2 : Statistiques descriptives

	Moyenne	Médiane	Maximum	Minimum	Ec. type	Obs.
Taux de la taxe professionnelle	7,56	6,96	12,12	3,72	1,90	93
Taux de la taxe d'habitation	6,41	6,20	11,41	4,05	1,25	93
Taux de la taxe sur le foncier bâti	9,68	9,64	19,53	4,47	3	93
Taux de la taxe sur le foncier non bâti	26,95	22,74	97,37	5,85	15,74	93
Part des plus de 60 ans	23,38	23,30	34,40	14,20	4,34	93
Taux de chômage	10,72	10,40	17	5,70	2,45	93
Taux d'urbanisation	65,06	62,70	100	23,80	16,76	93
Population	603 580,10	506 755	2 555 020	73 509	440 945,30	93
Base de la taxe professionnelle	10 193,14	9 884	27 570	4 311	3 297,55	93
Base de la taxe d'habitation	5 271	4 993	10 085	2 771	1 410,96	93
Base de la taxe sur le foncier bâti	4 751,07	4 413	12 796	2 989	1 437,65	93
Base de la taxe sur le foncier non bâti	16,58	14,10	53,40	5,40	8,65	93
Dotation Globale de Fonctionnement	349,79	293,63	1 482,81	170,69	177,08	93
Revenu moyen	46 375,71	45 134	80 418	38 654	6 191,10	93
Superficie	5 754,82	5 973	10 000	176	1 853,81	93
Longueur de voirie	3 808,37	3 930	7 552	222	1 453,79	93

Les taux sont exprimés en pourcentages, les bases, la dotation globale et le revenu moyen en francs par habitant, la superficie en km² et la longueur de la voirie en kilomètres.

Les calculs sont effectués sur la population des départements de métropole en omettant les départements corses et de Paris.

Références bibliographiques

- Anderson, J.E. et R.W. Wassmer (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*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht et al. (eds).
- Besley, T. et A. Case (1995a), "Incumbent behavior : Vote seeking, tax setting and yardstick competition", *American Economic Review*, 85, pp. 25-45.
- Besley, T. et A. Case (1995b), "Does electoral accountability affect economic policy choices ? Evidence from gubernatorial term limits", *Quarterly Journal of Economics*, 150, pp. 769-798.
- Besley, T. et H. Rosen (1998), "Vertical externalities in tax setting : Evidence from gasoline and cigarettes", *Journal of Public Economics*, 70, pp. 383-398.
- Bordignon, M., F. Cerniglia et F. Revelli (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. et J. Pinske, (2000), "The determinants of municipal tax rates in British Columbia", *Canadian Journal of Economics*, 33, pp. 695-714.
- 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. et L. Saavedra (2001), "Do local governments engage in strategic property-tax competition ?", *National Tax Journal*, 54, pp. 203-229.
- Brueckner, J.K. (2001), *Strategic interaction among governments : An overview of empirical studies*, *mimeo*.
- 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.
- Case, A.C. (1993), "Interstate tax competition after TRA86", *Journal of Policy Analysis and Management*, 12, pp. 136-48.
- Case, A.C., H.S. Rosen et J.R. Hines (1993), "Budget spillovers and fiscal policy interdependence : Evidence from the states", *Journal of Public Economics*, 52, pp. 285-307.
- Cliff, A. et J. Ord (1973), *Spatial autocorrelation*, London, Pion.
- Conseil des impôts, (1997), *Quinzième rapport au Président de la République relatif à la taxe professionnelle*, Paris, Journal Officiel de la République Française.

- Esteller-Moré, A. et A. Solé-Ollé (2001), "Vertical income tax externalities and fiscal interdependence : evidence from the US", *Regional Science and Urban Economics*, 31, pp. 247-272.
- Feld, L. (2000), "Tax competition and income redistribution : An empirical analysis for Switzerland", *Public Choice*, 105, pp. 125-164.
- Feld, L., J.M. Josselin et Y. Rocaboy (2002), « Le mimétisme fiscal : une application aux régions françaises », *Économie et Prévision*, 156, pp. 43-49.
- Feld, L. et G. Kirchgässner (2001), "Income tax competition at the state and local level in Switzerland", *Regional Science and Urban Economics*, 31, pp. 181-213.
- Feld, L. et G. Kirchgässner (2003), "The impact of corporate and personal income taxes on the location of firms and on employment : Some panel evidence for the Swiss cantons", *Journal of Public Economics*, 87, pp. 129-155.
- Feld, L. et E. Reulier (2002), Strategic tax competition in Switzerland : Evidence from a panel of the Swiss Cantons, *mimeo*.
- Figlio, D.N., V.W. Kolpin et W.E. Reid (1999), "Do states play welfare games?", *Journal of Urban Economics*, 46, pp. 437-454.
- Geary, R. (1954), "The contiguity ratio and statistical mapping", *The Incorporated*, 5, pp. 115-145.
- Gilbert, G. et Y. Rocaboy (1996), "Local public spending in France : The case of welfare programs at the *département* level", in G. Pola, G. France et R. Levaggi (eds), *Developments in local government finance : Theory and policy*, Edward Elgar, pp. 97-114.
- Goodspeed, T.J. (1999), Tax competition and tax structure in open federal economies : Evidence from OECD countries with implications for the European Union, *mimeo*.
- Goodspeed, T.J. (2000), "Tax structure in federation", *Journal of Public Economics*, 75, pp. 493-506.
- Guengant, A. (1992), *Taxe professionnelle et intercommunalité*, LGDJ, Paris.
- Hayashi, M. et R. Boadway (2001), "An empirical analysis of intergouvernemental tax interaction : The case of business income taxes in Canada", *Canadian Journal of Economics*, 34, pp. 481-503.
- Heyndels, B. et J. Vuchelen (1998), "Tax mimicking among belgian municipalities", *National Tax Journal*, 51, pp. 89-101.
- Houdebine, M. et J.L. Schneider (1998), « Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises », *Économie et Prévision*, 131, pp. 47-64.
- Jayet, H. (1993), *Analyse spatiale quantitative : une introduction*, Bibliothèque de Science Régionale, Economica.

- Jayet, H. (2001), « Économétrie et données spatiales : une introduction à la pratique », *Cahiers d'économie et sociologies rurales*, 58/59, pp. 105-129.
- Kelejian, H.H. et I.R. Prucha, (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. et D.P. Robinson (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. 450-67.
- Laussel, D. et M. Le Breton (1998), "Existence of Nash equilibria in fiscal competition models", *Regional Science and Urban Economics*, 28, pp. 283-296.
- Leprince, M. et A. Guengant (2002), « Interactions fiscales verticales et réaction des communes à la coopération intercommunale », *Revue économique*, 53, pp. 125-135.
- Mintz, J. et H. Tulkens (1986), "Commodity tax competition between member states of a federation : Equilibrium and efficiency", *Journal of Public Economics*, 29, pp. 133-172.
- Moran, P. (1948), "The interpretation of statistical map", *Journal of the Royal Statistical B*, 10, pp. 243-251.
- Paty, S., H. Jayet et A. Pentel (2002), "Existe-t-il des interactions fiscales stratégiques entre les collectivités locales ?", *Économie et Prévision*, 3, pp. 95-106.
- Revelli, F. (2001), "Spatial patterns in local taxation : tax mimicking or error mimicking ?", *Applied Economics*, 33, pp. 1101-1107.
- Richard, J.F., H. Tulkens et M. Verdonc, (2002), « Dynamiques des interactions fiscales entre les communes belges 1984-1997 », *Économie et Prévision*, vol. 156 (5), pp. 1-14.
- Rubinfeld, D. (1987), "The economics of the local public sector", in A. Auerbach et M. Feldstein (eds.), *Handbook of Public Economics*, 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), "Decentralisation as an incentive scheme", *Oxford Review of Economic Policy*, 3, pp. 24-43.
- Shleifer, A. (1985), "A theory of yardstick competition", *Rand Journal of Economics*, 16, pp. 319-327.

- Shröder, 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.
- Solé-Ollé, A. (2003), "Electoral accountability and tax mimicking : The effects of electoral margins, coalition government, and ideology", *European Journal of Political Economy*, 19, pp. 685-713.
- Tiebout, C.M. (1956), "A pure theory of local expenditures", *Journal of Political Economy*, 64, pp. 416-424.
- Verdonck, M. (2000), *Fiscal competition : A survey of the empirical literature, dans Concurrence fiscale en matière d'IPP*, étude sous la direction d'H. Tulkens, CORE, Université Catholique de Louvain.
- Wildasin, D.E. (1988), "Nash equilibria in models of fiscal competition", *Journal of Public Economics*, 35, pp. 229-240.
- Wildasin, D.E. (1989), "Interjurisdictional capital mobility : Fiscal externality and a corrective subsidy", *Journal of Urban Economics*, 25, pp. 193-212.
- Wildasin, D.E. (1991), "Some rudimentary « duopoly » theory", *Regional Science and Urban Economics*, 21, pp. 393-421.
- Wilson, J.D. (1986), "A theory of interregional tax competition", *Journal of Urban Economics*, 19, pp. 296-315.
- Wilson, J. (1999), "Theories of tax competition", *National Tax Journal*, 52, pp. 269-304.
- Zodrow, G.R. et P. Mieszkowski (1986), "Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods", *Journal of Urban Economics*, 19, pp. 356-370.

