

LES DÉTERMINANTS POLITIQUES DES CHOIX FISCAUX LOCAUX

Le cas des départements en France

Eric Dubois *

LAEP, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne

Matthieu Leprince *

Université de Rennes I et CREM-CNRS

Sonia Paty *

Université de Lille I, MEDEE et IFRESI-CNRS

Dans cet article, nous proposons d'analyser les liens entre les comportements fiscaux des départements et les caractéristiques du président du Conseil général et de sa majorité. Pour cela, nous estimons pour les trois principales taxes directes locales un modèle statique de choix fiscal qui permet l'analyse simultanée, et originale en France, de deux facteurs explicatifs potentiels des disparités de taux d'impôt. D'une part, les départements choisiraient leurs taux d'impôt en prenant en compte les choix des départements géographiquement voisins. D'autre part, conformément aux prédictions des modèles d'élus opportunistes ou au contraire d'élus partisans, certains déterminants politiques, notamment le degré de concurrence sur le marché politique local, contribueraient également à expliquer les disparités fiscales observées. Les résultats des estimations économétriques suggèrent de retenir principalement deux enseignements. Tout d'abord, les variables décrivant le marché politique départemental ainsi que le comportement de mimétisme fiscal influencent uniquement les disparités de taux de taxe professionnelle. Ensuite, second enseignement, les exécutifs départementaux réduisent leur taux de taxe professionnelle quand leur marge en sièges au sein de l'assemblée locale augmente, la réduction étant toutefois plus faible dans le cas où la majorité locale est « de gauche » plutôt que « de droite ». Nous rejetons donc l'hypothèse d'un comportement opportuniste d'élus locaux cherchant à mettre à profit une faible concurrence politique pour voter des taux élevés de taxe professionnelle. Au contraire, ce second résultat suggère que les élus adoptent des comportements partisans visant à mener leurs politiques préférées quand leur majorité en sièges augmente.

* Nous remercions Jérôme Creel, Hubert Jayet et Thierry Madiès pour leurs commentaires sur des versions antérieures. Toutefois, nous restons seuls responsables des erreurs ou insuffisances éventuelles.

eric.dubois@univ-paris1.fr ; matthieu.leprince@univ-rennes1.fr ; sonia.paty@univ-lille1.fr

Depuis le début des années 1990, l'économie publique locale s'est considérablement développée, notamment pour analyser plus finement les déterminants des disparités budgétaires entre collectivités locales. Auparavant, la littérature désormais traditionnelle (voir la synthèse de Wildasin, 1986), expliquait les comportements publics locaux par des déterminants essentiellement démographiques et économiques propres à chaque collectivité. Le modèle de référence, issu des travaux de Downs (1957) sur la démocratie représentative, était le modèle de demande de services publics locaux par l'électeur médian, dans lequel la concurrence politique parfaite entre candidats impose une convergence des programmes et des choix budgétaires vers les préférences de l'électeur médian de la collectivité. Cette approche s'est révélée très fructueuse pour analyser les comportements budgétaires locaux, et elle n'est pas dépourvue de pouvoir explicatif (Baudry, Leprince et Moreau, 2002) pour des tests qui ne permettent pas de rejeter ce modèle sur des données communales en France). Cependant, plusieurs aspects des choix fiscaux locaux, notamment leur dimension politique, restent insuffisamment étudiés, en particulier sur le plan empirique. Deux voies de recherche, notamment, ont par conséquent été explorées pour analyser plus explicitement la dimension politique des choix publics locaux.

La première avait pour motivation initiale (Case, Hines et Rosen, 1993) de diversifier les facteurs explicatifs des comportements locaux en analysant l'éventualité d'interactions spatiales entre collectivités locales. De nombreux articles (Wilson, 1999) ont par la suite montré la pertinence empirique d'une telle voie de recherche, notamment en matière fiscale (voir Jayet, Paty et Pentel, 2002 ; et Leprince, Paty et Reulier, 2005, pour deux illustrations dans le cas français). Cependant, le débat reste largement ouvert pour savoir quels sont les mécanismes à l'œuvre qui expliqueraient ces interactions. Une première hypothèse, dans la lignée de Wildasin (1988), fonde l'existence de ces interactions sur la mobilité d'un facteur de production, souvent le capital. Dans ces modèles dits de concurrence fiscale, la crainte d'une délocalisation du capital recherchant le meilleur rendement net de l'impôt conduit les élus supposés bienveillants à imiter les choix des collectivités voisines pour maintenir une certaine attractivité de leur territoire. Les interactions spatiales trouveraient donc leur origine dans des politiques de « moins disant fiscal ».

Cependant, quand l'observation des faits montre que les facteurs de production sont peu mobiles, ou bien quand les taux d'impôt tendent à augmenter continûment, et non à baisser, les modèles de concurrence fiscale apparaissent peu pertinents pour expliquer les comportements

fiscaux des élus locaux. C'est pourquoi une seconde hypothèse a été développée par les modèles de concurrence par comparaison appliqués à l'économie publique par Salmon (1987) et développés notamment par Besley et Case (1995ab). Dans cette littérature, les élus locaux ne sont plus bienveillants, mais agissent sous une contrainte électorale d'un type nouveau. Les électeurs sont en effet capables de comparer les choix fiscaux de leurs élus à ceux observés dans les autres collectivités, et de les sanctionner par une non réélection en cas de désaccord avec la politique menée. Par conséquent, les élus cherchent à rester en place en imitant les comportements fiscaux des collectivités voisines : les interactions spatiales entre collectivités seraient ici déterminées par des facteurs d'ordre politique plutôt qu'économique. Confirmant la pertinence empirique de cette hypothèse, Besley et Case (1995a) et Solé Ollé (2003), notamment, montrent que les élus atteints par la limite du nombre de mandats et/ou faisant face à une faible concurrence politique sont caractérisés par un comportement d'imitation fiscale faible ou nul. Autrement dit, le phénomène d'interactions spatiales disparaît quand les modèles économétriques permettent la différenciation des choix locaux selon certaines caractéristiques politiques locales, ce qui confirme l'intérêt d'introduire des variables politiques dans les modèles de choix des collectivités locales.

Une seconde voie de recherche suggère d'analyser plus finement la dimension politique des choix fiscaux des collectivités locales. Dans ce cas, il ne s'agit plus d'étudier l'origine des interactions spatiales en différenciant la pente des fonctions de réaction fiscale, mais d'introduire un effet direct de certains déterminants politiques sur le niveau des variables budgétaires locales. En effet, quand l'hypothèse est levée d'une concurrence politique parfaite, la littérature propose deux modèles concurrents qui ont été récemment confrontés aux comportements observés des collectivités locales (Rogers et Rogers, 2000; Besley et Case, 2003; Solé Ollé, 2004) : d'une part, le modèle de comportement opportuniste, dans lequel les élus tirent des avantages du fait d'être au pouvoir et cherchent à être réélus (Nordhaus, 1975; Rogoff et Sibert, 1988; Besley et Case, 1995b); d'autre part, le modèle de comportement partisan, dans lequel les élus maximisent le bien-être de leurs seuls électeurs ou partisans et mènent une politique motivée par des objectifs idéologiques (Hibbs, 1977; Alesina, 1987). Ces modèles concurrents fournissent deux prédictions opposées quant aux effets de la concurrence politique sur les budgets publics. Les modèles d'élus opportunistes suggèrent que plus la concurrence politique est faible, plus les budgets sont élevés, et cela quelle que soit l'appartenance partisane de l'élus. Au contraire, les modèles d'élus partisans prédisent qu'une concurrence politique forte contraint différemment les élus dans la mise en œuvre de leurs programmes partisans, et donc que l'effet de la concurrence sur les budgets publics doit être différent selon l'appartenance partisane des élus.

Dans cet article, nous nous inscrivons à l'intersection des deux courants de littérature présentés précédemment. Nous cherchons en effet à approfondir la connaissance des déterminants des disparités des taux des trois principales taxes directes locales votées par les départements français en 1999 (la taxe professionnelle, la taxe d'habitation et la taxe foncière sur le bâti), et proposons d'analyser simultanément deux extensions des modèles de choix fiscaux traditionnels. D'une part, à l'aide des méthodes appropriées de l'économétrie spatiale (Anselin, 1988), nous estimons un modèle de choix statique autorisant la présence d'interactions spatiales, afin de capter la présence éventuelle d'un comportement départemental de mimétisme fiscal, comme dans Leprince, Paty et Reulier (2005). D'autre part, nous introduisons dans un tel modèle de choix spatial des déterminants politiques — notamment des variables muettes renseignant le cumul des mandats du président du Conseil général ou son appartenance politique, et une mesure de l'intensité de la concurrence politique au sein de l'assemblée départementale — pour tester lequel des modèles de comportements, opportuniste ou partisan, est le plus explicatif des comportements observés.

Nous procédons dans la suite de l'article de la manière suivante. Dans une première section, nous rappelons les fondements théoriques du modèle spatial et politique de comportement départemental utilisé dans la suite de l'article, ainsi que les résultats disponibles dans la littérature. Ensuite, dans une deuxième section, nous présentons le contexte politique à l'échelon départemental et justifions le choix des variables politiques utilisées dans la partie empirique. Dans une troisième section, nous présentons le modèle empirique. Enfin, la quatrième section analyse les résultats des estimations économétriques.

I. Les modèles alternatifs de choix fiscaux locaux intégrant explicitement des déterminants politiques : fondements théoriques et résultats empiriques

Dans l'économie publique locale, deux approches justifient l'introduction explicite de la dimension politique des choix fiscaux locaux dans les modèles estimés : d'une part, les travaux qui cherchent à tester la pertinence des modèles de concurrence par comparaison ; d'autre part, les travaux qui cherchent à distinguer les comportements opportunistes des comportements partisans. Nous présentons successivement ces deux approches.

1.1. Les modèles de concurrence par comparaison

La littérature justifie l'existence des comportements mimétiques des collectivités locales en développant, outre les modèles de concurrence fiscale (Wildasin, 1988), les modèles de concurrence politique par comparaison, encore appelés modèles de *yardstick competition*. Ces modèles expliquent l'existence possible d'interactions stratégiques par les caractéristiques des comportements de vote des électeurs, en l'absence de mobilité des contribuables et donc des bases fiscales. Conformément à l'article fondateur de Salmon (1987), nous présentons ici les considérations théoriques synthétisées par Case (1993) et développées notamment par Besley et Case (1995a), Besley et Smart (2001), Wrede (2001), Feld, Josselin et Rocaboy (2002), Bordignon, Cerniglia et Revelli (2003) et Solé Ollé (2003).

Dans les modèles de concurrence par comparaison, plusieurs collectivités appartenant à un même niveau de gouvernement coexistent. Chacune de ces collectivités comprend un élu et ses 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 sachant qu'il bénéficie d'une information privée sur le niveau ou les facteurs explicatifs du coût de fourniture du service public, inconnus des électeurs. Cette asymétrie d'information favorise le développement d'un comportement de recherche de rente de la part de l'élu opportuniste. D'une façon générale, le terme de « recherche de rente » qualifie une gestion non efficace des ressources de la collectivité.

La spécificité des modèles de concurrence par comparaison est d'exclure la mobilité fiscale comme mécanisme de contrôle des élus, et de proposer une alternative (Salmon, 1987) : la comparaison par les électeurs des performances des élus de différentes collectivités. Autrement dit, ces modèles exploitent le fait que dans une économie décentralisée, les électeurs peuvent réduire cette asymétrie et par suite lutter contre le comportement opportuniste des élus. Sous l'hypothèse de coûts de fourniture des biens publics corrélés entre collectivités, il est en effet possible de comparer les choix fiscaux réalisés par leur collectivité à ceux réalisés dans les collectivités voisines ou de référence. Les modèles de concurrence par comparaison sont donc fondés sur l'idée que les politiques fiscales des collectivités voisines contiennent des informations sur les conditions économiques générales auxquelles sont soumises toutes les collectivités. De ce fait, une stratégie fiscale plus favorable observée dans les collectivités voisines diminue la probabilité pour un élu d'être reconduit dans ses fonctions. L'élu fait donc face au dilemme suivant : choisir un taux d'impôt qui lui assure une rente élevée après financement du bien public fourni, au risque de voir diminuer ses chances de réélection ; ou bien réduire sa rente pour favoriser sa réélection.

1. Les tests empiriques de la concurrence par comparaison

Référence	Collectivités étudiées	Nature de l'impôt	Méthode (a) d'estimation	Coefficient d'interaction (b)
Ladd, 1992	Comtés, États-Unis	Recette fiscale (en % du revenu)	VI	de 0,5 à 0,8
Case, 1993	États, États-Unis	Impôt sur le revenu	VI	0,6
Besley et Case, 1995	États, États-Unis	Impôts sur les ventes, sur le revenu et sur les sociétés	VI, MV	0,2
Heyndels et Vuchelen, 1998	Municipalités, Belgique	Impôt sur le revenu et sur les propriétés foncières et immobilières	VI	de 0,5 à 0,7
Hettich et Winer, 1999	États, États-Unis	Impôt sur le revenu	VI	- 0,6
Brett et Pinske, 2000	Municipalités de Colombie britannique, Canada	Impôt sur les propriétés foncières et immobilières des entreprises	VI	Plusieurs résultats
Revelli, 2001	Districts non métropolitains, Angleterre	Impôt sur les propriétés foncières et immobilières	VI	de 0,4 à 0,5
Revelli, 2002	Districts non métropolitains, Angleterre	Impôt sur les propriétés foncières et immobilières	VI et MV	de 0,3 à 0,6
Schaltegger et Küttel, 2002	Cantons, Suisse	Recettes fiscales cantonales totales	VI	0,2
Bordignon et al., 2003	Municipalités en Lombardie, Italie	Impôt sur les propriétés foncières et immobilières des entreprises	MV	0,3 (modèle avec autocorrélation spatiale des résidus)
Solé-Ollé, 2003	Municipalités, Espagne	Impôt sur les propriétés foncières et immobilières, sur les entreprises et sur les véhicules à moteur	VI	de 0,33 à 0,39
Feld et al., 2003	Régions, France	Taxes professionnelle, d'habitation et foncières	VI	de 0,3 à 0,6
Rork, 2003	États, États-Unis	Taxes sur les cigarettes, l'essence, impôt sur le revenu et sur les ventes	VI	de - 0,24 à 0,64

(a) VI : Variables instrumentales, MV : maximum de vraisemblance

(b) Estimation du coefficient d'autorégression spatiale (sauf exception mentionnée entre parenthèses).

Nous synthétisons dans le tableau 1 ci-contre les principaux tests empiriques de l'hypothèse d'interactions spatiales entre collectivités. Seuls sont ici recensés les travaux qui rejettent l'hypothèse nulle d'absence d'interactions et justifient le résultat à l'aide, notamment, des modèles de concurrence par comparaison. Cette recension souligne que l'existence d'une dimension spatiale dans les données caractérise les comportements fiscaux des élus locaux dans de très nombreux pays: l'Angleterre, le Canada, l'Espagne, les États-Unis, la France, l'Italie ou la Suisse.

Cependant, la grande majorité de ces travaux ne recourt pas, en général, au seul modèle de concurrence par comparaison pour expliquer le résultat d'interactions spatiales. Dans la mesure où les modèles de concurrence fiscale suggèrent la même prédiction théorique que les modèles de concurrence par comparaison, *i.e.* chaque collectivité locale choisit son taux d'imposition en tenant compte des décisions de ses concurrentes, Brueckner (2001) souligne que les spécifications économétriques couramment utilisées pour analyser les choix fiscaux locaux ne permettent pas, dans la plupart des cas, de détecter laquelle des deux sources de mimétisme est effectivement à l'origine de l'interaction spatiale.

C'est pourquoi sont apparus récemment des travaux empiriques qui non seulement cherchent à tester la pertinence de l'hypothèse d'interactions spatiales entre collectivités, mais qui tentent également, au moins indirectement, de mieux cerner l'origine de ces interactions, voire de discriminer entre les deux sources alternatives d'interactions fiscales. Plusieurs travaux s'attachent en particulier à développer des approches nouvelles afin d'analyser plus précisément la portée empirique des modèles de concurrence par comparaison. Les deux principales approches sont les suivantes.

La première approche développée par Besley et Case (1995a) consiste à associer à l'équation d'interaction 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. Cette seconde équation permet de tester l'hypothèse d'un effet significatif des taxes des juridictions voisines sur la proportion des votes en faveur d'un élu. L'absence d'un tel effet est alors interprétée comme défavorable aux modèles de concurrence par comparaison, donc implicitement favorable aux modèles de concurrence fiscale. Inversement, son existence légitime l'explication du mimétisme par les comportements de concurrence par comparaison.

La seconde approche consiste à différencier le comportement de mimétisme fiscal à l'aide de différentes variables politiques. Solé Ollé (2003) et Bordignon, Cerniglia et Revelli (2003), dans le cas des municipalités espagnoles et italiennes respectivement, testent avec succès trois

hypothèses. Tout d'abord, quand un élu est atteint par la limite légale du nombre de mandats, alors il ne peut être candidat à sa réélection et dans ce cas, la probabilité est plus faible que la conclusion de mimétisme soit vérifiée (Besley et Case, 1995ab). Ensuite, plus les résultats électoraux sont incertains, plus la probabilité est forte que les élus prennent en compte les choix de leurs voisins. Enfin, Alesina et Rosenthal (1995) suggèrent que les électeurs ne jugent pas les partis de manière identique, par exemple sanctionnant plus sévèrement les partis « de droite » que « de gauche » pour une même augmentation des taux d'impôts, l'intensité de l'interaction spatiale étant de ce fait plus forte pour les élus « de droite ».

Dans cet article, nous proposons une analyse économétrique des disparités de taux d'impôts entre départements qui prendra en compte le comportement mimétique éventuel et en mesurera, le cas échéant, l'ampleur. Cependant, contrairement aux travaux évoqués ci-dessus, et compte tenu de la routine économétrique à notre disposition, nous ne sommes pas en mesure de différencier les pentes des fonctions de réaction à l'aide des variables politiques adéquates. Par conséquent, nous ne cherchons pas ici à étudier l'origine des interactions spatiales éventuelles. En revanche, nous proposons d'analyser l'effet direct de déterminants politiques sur les disparités observées dans les taux d'impôt des départements. Cet article contribue donc également à une autre littérature opposant les élus « opportunistes » aux élus « partisans », et prédisant des effets différents de certains déterminants politiques comme l'appartenance politique partisane ou l'intensité de la marge électorale (utilisée comme indicateur de concurrence politique au sein des assemblées locales) sur les budgets publics.

1.2. Modèles de comportements opportuniste versus partisan : des prédictions différentes des effets de la concurrence politique sur les budgets locaux

La concurrence politique est l'une des conditions d'un fonctionnement efficace d'une démocratie représentative. En particulier, Downs (1957) suggère que la compétition qui s'exerce entre les différents candidats aux élections conduit les partis à adopter la politique qui reflète le mieux les préférences de l'électeur médian. Toutefois, il est reconnu que l'imperfection des processus électoraux, notamment, permet aux élus de disposer en réalité d'une certaine marge de manœuvre par rapport aux préférences des électeurs. Dès lors, de nombreux travaux ont développé des modèles alternatifs de comportement des élus. Nous nous intéressons ici à deux d'entre eux.

Le premier est le modèle de comportement d'élus opportunistes. Cette hypothèse a tout d'abord reçu une attention particulière à

l'échelon national : si les gouvernements cherchaient par tous les moyens à gagner les élections, ils seraient tentés de « manipuler la conjoncture », ce qui génère de l'instabilité dans le système économique (Nordhaus, 1975 ; Rogoff et Sibert, 1988). De manière plus générale, un élu est dit opportuniste lorsqu'il tire des avantages divers du fait d'être au pouvoir, cherchant en particulier à augmenter les budgets publics, les dépenses et les taux d'impôt. Toutefois, cette capacité à choisir les variables budgétaires en fonction de son propre intérêt est limitée par la procédure de réélection : si le comportement opportuniste de l'élu réduit la satisfaction de l'électeur à un niveau inférieur à son niveau de réservation, alors l'électeur ne va pas voter en sa faveur. Or les niveaux d'utilité de réservation sont différents selon les électeurs et inconnus des élus. Dès lors, l'intensité de la concurrence politique jouerait comme une force de rappel sur le niveau des dépenses publiques : une concurrence forte imposerait aux élus de davantage tenir compte de l'incertitude sur les niveaux d'utilité de réserve. La prédiction de ces modèles qui nous intéresse est donc la suivante : plus la concurrence politique qui contraint les choix de l'élu opportuniste est faible, plus les budgets publics et les taux d'impôts sont élevés, et ceci quelle que soit l'appartenance politique des élus, supposés ici fondamentalement indépendants d'une idéologie.

Le second modèle d'intérêt pour analyser l'effet des déterminants politiques sur les choix fiscaux est le modèle de comportement partisan. Son postulat de départ est que contrairement à la théorie de Downs (1957), les partis ne convergent pas vers les préférences de l'électeur médian, mais qu'au contraire ils mettent en œuvre des politiques idéologiques contrastées pour satisfaire leur électorat (Hibbs, 1977, Alesina, 1987). Ainsi, par exemple à l'échelon national, les gouvernements « de droite » mettraient plus l'accent sur la lutte contre l'inflation tandis que les gouvernements « de gauche » donneraient la priorité à la lutte contre le chômage. À l'échelon local, le modèle de l'élu partisan nous fournit la prédiction suivante. Supposons qu'il est plus facile pour l'élu de mettre en œuvre ses choix politiques partisans lorsque sa marge électorale aux dernières élections est forte, c'est-à-dire lorsque l'intensité de la compétition politique est faible. Dans ce cas, des élus différents par leur appartenance partisane vont réagir différemment à une diminution de la concurrence politique locale. Par exemple, les élus « de gauche » auraient tendance à moins réduire les dépenses publiques et les taux d'impôt que les élus « de droite », voire à les augmenter, alors que les élus « de droite » supposés favoriser en priorité la baisse des taux d'impôt vont les diminuer fortement.

Les prédictions des modèles d'élus opportunistes ou au contraire d'élus partisans étant différentes concernant les effets de la concurrence politique sur les budgets publics, la littérature empirique centrée sur les comportements fiscaux et budgétaires des collectivités locales s'est

attachée à fournir les premiers tests de ces modèles alternatifs (Boyne, 1994; Rogers et Rogers, 2000; Caplan, 2001; Besley et Case, 2003; Solé Ollé, 2004) ou encore, plus généralement, à identifier les institutions ou règles qui permettraient de garantir cette compétition (Besley and Case, 1995b, 2003; Persson, Roland et Tabellini, 1997). Dans le cadre de cet article, c'est la contribution de Solé Ollé (2004) qui nous fournit une référence utile puisqu'elle analyse les effets de la concurrence politique sur les comportements fiscaux d'environ 500 municipalités espagnoles sur 8 ans (1992-1999). Solé Ollé (2004) montre que pour les élus de gauche, les variables budgétaires locales ont tendance à augmenter lorsque la concurrence politique (mesurée par la marge électorale) s'accroît tandis qu'elles ont tendance à diminuer pour les élus de droite. L'échantillon étudié est donc favorable à l'hypothèse d'élus partisans dans la mesure où l'hypothèse alternative d'élus opportunistes, quelle que soit leur idéologie, aurait conduit à ne pas pouvoir différencier l'impact de la concurrence sur les variables budgétaires locales.

À l'instar de ces travaux, nous cherchons ici à tester l'hypothèse d'un impact du degré de compétition politique sur les décisions fiscales départementales, et à déterminer quel est le modèle de comportement des élus qui permet le mieux de rendre compte des disparités de taux d'impôts locaux.

2. La situation politique à l'échelon départemental: caractéristiques et variables disponibles

2.1. Les caractéristiques générales des élections cantonales

Les citoyens élisent un conseiller général par canton au suffrage universel direct, au scrutin uninominal majoritaire à deux tours, pour six ans. Le conseil général est donc renouvelé par moitié tous les trois ans. Toutefois, cette durée peut être prolongée d'un an. Ainsi les cantons renouvelables en 1991 (élus de 1985) n'ont voté qu'en 1992, pour coïncider avec les élections régionales. De même, les cantons renouvelables en 2000 (élus de 1994) n'ont voté qu'en 2001, pour coïncider avec les élections municipales. Après chaque renouvellement, le conseil général élit un président. Dans le cas où il n'y a pas de majorité, le doyen d'âge préside l'Assemblée.

Pour être élu au premier tour, un candidat doit obtenir au moins la moitié des suffrages exprimés plus un et un nombre de suffrages égal à au moins 25 % des électeurs inscrits. Pour être candidat au second

tour, il faut avoir obtenu au premier tour un nombre de suffrages au moins égal à 10 % des électeurs inscrits. Toutefois, si un seul candidat franchit cette barre, le candidat arrivé en deuxième position peut se maintenir. Le candidat qui obtient le plus grand nombre de suffrages est élu¹. Les dates des dernières élections cantonales² sont les suivantes: 22 et 29 mars 1992, 20 et 27 mars 1994, 15 et 22 mars 1998, 11 et 18 mars 2001, 21 et 28 mars 2004. Aussi, pour analyser l'impact éventuel des caractéristiques du marché politique local sur les choix fiscaux des départements en 1999, nous retenons les caractéristiques de l'équilibre politique observé au sein des conseils généraux après les élections cantonales des 15 et 22 mars 1998, et partiellement issues des élections des 20 et 27 mars 1994 (puisque la majorité issue de 1998 est composée pour moitié d'élus en 1994 et pour moitié d'élus en 1998).

2.2. Les variables politiques disponibles à l'échelon départemental

Deux groupes de variables politiques sont disponibles à l'échelon départemental pour l'année 1998. Le groupe I est constitué de variables décrivant les caractéristiques du président du Conseil général: son éventuel cumul des mandats électoraux, sa proximité partisane avec les autres niveaux d'administration locale ou nationale, son ancienneté en poste.

Le cumul des mandats est l'une des spécificités du système politique français même si d'autres grands pays européens comme l'Allemagne, l'Espagne ou l'Italie partagent cette caractéristique institutionnelle (Debrenne et Revel, 1998). Selon le Quid 2000, il y avait, en France, en 1999, 504 129 fauteuils d'élus répartis de la manière suivante: 4 214 conseillers généraux, 1 829 conseillers régionaux, 497 188 conseillers municipaux, 321 sénateurs et 577 députés (les députés européens étant exclus de ce comptage). Autrement dit, il y a, en France, près d'un élu pour 100 habitants contre 1 pour 397 en Italie et 1 pour 2 605 au Royaume-Uni (Caille, 2000, 1736-1737). En 1997, sur les 577 députés siégeant à l'Assemblée Nationale, seuls 48 députés n'avaient pas d'autre mandat. De même, 262 des 321 sénateurs avaient un second mandat (Hoeffel, 1998, 15).

1. Il n'y a pas d'élections cantonales à Paris. Le territoire de la ville de Paris recouvre aussi le département de Paris. Les affaires des deux collectivités sont réglées par le Conseil de Paris, dont le maire de Paris assure l'exécutif. Le conseil de Paris fait donc office de conseil général et de conseil municipal. Ces particularités politiques parisiennes, comme celles de nature budgétaire (les budgets de la commune et du département étant fortement imbriqués), imposent donc d'exclure le département de Paris des départements métropolitains analysés dans la suite de l'article.

2. En dehors des dates d'élections, des élections cantonales partielles sont organisées (démission ou décès du conseiller général sortant). Elles sont peu nombreuses.

Une première explication de l'ampleur de ce cumul réside dans la multiplication des mandats occasionnée par la décentralisation. En effet, peu de pays offrent autant d'opportunité de mandats à leur citoyen que la France. Une explication complémentaire résiderait dans la faiblesse des partis politiques qui ne trouveraient pas assez de militants pour pourvoir individuellement chaque fonction électorale (Knapp, 1991).

Le phénomène de cumul des mandats a généré une littérature essentiellement d'ordre juridique portant sur la discussion des lois³ ou sur des comparaisons internationales (voir, entre autres, Knapp, 1991, CREAM, 1998, Caille, 2000). Les principales exceptions sont Olivier (1998) qui examine la perception du cumul des mandats par les électeurs au travers d'un sondage d'opinion et Foucault (1999) qui étudie l'impact du cumul des mandats sur le vote. À notre connaissance, son impact sur l'économie et les comportements budgétaires des collectivités locales n'a fait l'objet d'aucune publication en France.

Dans cet article, le cumul des mandats du président du Conseil général est appréhendé à l'aide des trois variables indicatrices suivantes. La première, député, vaut 1 si le président du Conseil général est aussi député et 0 sinon. La deuxième, sénateur, vaut 1 si le président du Conseil général est aussi sénateur et 0 sinon. Enfin, la troisième, maire, vaut 1 si le président du Conseil général est aussi maire et 0 sinon.

Outre les variables caractérisant le cumul des mandats, le groupe I contient deux autres variables décrivant le président du Conseil général. La première est la variable indicatrice Proximité Politique, qui vaut 1 si le Conseil général est présidé par un élu proche de la majorité au sein du Conseil régional ou de l'Assemblée nationale, et 0 sinon. Ceci permettra de tester la possibilité d'une collusion entre le Conseil général et une autre assemblée, collusion prenant sa source dans la proximité partisane. Ceci pourrait en effet modifier les marges de manœuvre du président, donc en particulier ses choix fiscaux. Par exemple, le président pourrait négocier pour les activités économiques dans son département des avantages fiscaux, ou négocier de nouvelles localisations d'emplois (publics ou privés) dans son département. On peut également concevoir que l'élu départemental utilise l'information issue de son mandat national (par exemple les réformes fiscales envisagées par le gouvernement), ce qui le différencierait de l'élu local sans relais national.

La dernière variable du groupe I caractérisant le président du Conseil général est le nombre d'années de présidence (Ancienneté) afin de

3. Les principales règles sur la limitation du cumul des mandats électoraux et des fonctions électives ont été posées par trois lois: la loi organique n° 2000-294 du 5 avril 2000 relative aux incompatibilités entre mandats électoraux (pour les parlementaires nationaux), la loi n° 2000-295 du 5 avril 2000 relative à la limitation du cumul des mandats électoraux et des fonctions électives (qui concerne les élus locaux, les représentants au Parlement européen et les incompatibilités entre fonctions exécutives locales), et la loi n° 2003-327 du 11 avril 2003 relative à l'élection des conseillers régionaux et des représentants au Parlement européen. Voir le site suivant: <http://www.interieur.gouv.fr/>

vérifier une éventuelle tendance à augmenter les taux par un élu en place depuis longtemps, donc éventuellement moins soumis à la concurrence. Notons qu'en France, le président du Conseil général n'est pas contraint par une limite du nombre de ses mandats. On ne peut donc pas vérifier l'effet de cette limite sur la propension à imiter les politiques fiscales voisines comme le font, par exemple, Bordignon *et al.* (2003)⁴ en Italie.

Le groupe II comprend des variables qui caractérisent la majorité du Conseil général. Tout d'abord, conformément aux travaux comparables disponibles pour l'Espagne (Solé Ollé, 2004) et l'Italie (Bordignon *et al.*, 2003), nous construisons une variable mesurant l'intensité de la concurrence politique qui contraint les choix fiscaux de l'élu local. Dans la littérature, cet indicateur est mesuré par la marge électorale, c'est-à-dire le pourcentage de voix reçues par la majorité lors des dernières élections locales moins 50 %. Dans les deux études précitées, l'effet à attendre est le suivant: plus la marge est faible, plus la concurrence politique est forte et donc plus les taux d'imposition choisis par les élus locaux sont bas, toutes choses égales par ailleurs.

Dans le cas de la France, l'usage de marges en sièges plutôt qu'en voix est recommandé pour plusieurs raisons. La première tient aux dispositions électorales concernant les élections au Conseil général, renouvelé par moitié tous les trois ans. Ainsi la composition du Conseil général après des élections cantonales de l'année t reflète à la fois les résultats des élections des années t et $t-3$. En effet, les conseillers généraux élus en $t-3$ n'ont pas été renouvelés en t et sont donc toujours en poste. À la date t , un président peut donc reconduire sa majorité en sièges malgré une défaite en voix en t , pour peu que la marge en sièges résultant des élections en $t-3$ soit suffisante.

La deuxième spécificité rendant le calcul des marges en voix complexe dans le cas français est l'importance de l'extrême droite. La gauche ou la droite modérée peuvent être majoritaires avec moins de 50 % des voix. Compte tenu des scores réalisés par l'extrême droite, gauche et droite modérée totalisent environ 90 % des voix au premier tour des élections cantonales⁵. Sachant que l'extrême droite n'a quasiment jamais d'élus aux Conseils généraux, une solution possible est alors de calculer la marge (résultat de la gauche) — (résultat de droite modérée) si la gauche est vainqueur et (résultat de la droite modérée) — (résultat de la gauche) si la droite modérée est vainqueur.

Enfin, mentionnons une troisième difficulté empêchant de définir de manière simple une marge électorale en voix qui reflète la réalité de la concurrence politique: le choix du tour pertinent pour calculer la marge.

4. Ces derniers montrent que les maires des communes de Lombardie qui ne peuvent pas être réélus ne sont pas incités à imiter la politique fiscale des élus voisins.

5. L'extrême droite a réalisé 10,21 % au premier tour et 2,64 % au second tour en 1994 et 14,10 % au premier tour et 7,45 % au second tour en 1998 (BDSP—ministère de l'Intérieur).

Doit-on considérer que le premier tour reflète mieux les préférences des électeurs qui votent « avec leur cœur » ou doit-on considérer que c'est le second tour qui « fait l'élection » compte tenu du grand nombre de cantons en ballottage? La littérature n'a encore apporté aucune réponse à cette question.

Afin de construire une marge qui ne pose pas de problème de définition, nous avons retenu non pas les résultats en voix mais les résultats en sièges. Les trois difficultés mentionnées ci-dessus disparaissent. En effet, le choix des élections et du tour pertinent ne se pose plus. Quant à l'effet perturbateur de l'extrême droite, il est atténué par le fait qu'elle ne possède que très peu d'élus: 5 sur 3 805 à l'issue des élections cantonales de 1998. Nous avons donc retenu le pourcentage de sièges au Conseil général détenus par la majorité. Les élus d'extrême droite ont été classés systématiquement dans l'opposition⁶. À noter que sur la période considérée, aucun siège n'était détenu par un élu « divers ». Tous les conseillers ont donc pu être politiquement polarisés.

Tableau de synthèse des variables politiques étudiées

Groupe	Nature des variables	Liste des variables politiques dans chaque département
Groupe I	Caractéristiques du président du Conseil général	Sénateur = 1 si le président est sénateur, 0 sinon Député = 1 si le président est député, 0 sinon Maire = 1 si le président est maire, 0 sinon Proximité Politique = 1 si le président est proche de la majorité politique au sein de l'Assemblée nationale ou du Conseil régional Ancienneté : nombre d'années à la présidence
Groupe II	Caractéristiques de la majorité du Conseil général	MS : marge en sièges en faveur de la majorité Gauche = 1 si la majorité est « de gauche », 0 sinon

En dehors d'un effet de marge brut, nous allons également étudier la possibilité d'un effet partisan. Autrement dit, l'impact de la marge est-il le même quelle que soit l'appartenance politique (« gauche » ou « droite ») de la majorité locale et de l'exécutif? Pour examiner cette question, nous avons construit une variable croisée en multipliant la marge en sièges définie précédemment par la variable indicatrice Gauche valant 1 si la gauche détient la majorité, 0 sinon. Enfin, un effet direct de l'appartenance politique sur le niveau des taux d'impôt est également possible. D'après la littérature, cet effet de la variable muette Gauche serait positif, toutes choses égales par ailleurs, indiquant que les politiques fiscales locales partisans conduisent les élus locaux « de

6. Un élu dans chacun des départements suivants : Eure-et-Loir, Manche, Oise, Haut-Rhin et Var.

gauche » à développer plus que les élus « de droite » les services publics ou les dépenses sociales. Afin de vérifier cette hypothèse dans le cas français, nous avons également introduit une variable indicatrice dans les ajustements.

3. Le modèle empirique

3.1. L'équation fiscale de base

S'inspirant des travaux déjà réalisés par Leprince, Paty et Reulier (2005), nous choisissons l'équation (1) suivante comme équation fiscale de base pour modéliser le choix départemental :

$$t = f(X_i^{\text{charges}} ; X_i^{\text{richesse}}) \quad (1)$$

Le niveau de taxation dans la collectivité i dépend en effet en premier lieu de deux ensembles de variables de contrôle socio-économiques, variables de « charges » et variables de richesse.

L'usage de ces variables socio-économiques dans le modèle fiscal (1) simple fait l'objet d'un relatif consensus dans la littérature (voir par exemple la synthèse de Wildasin, 1986).

— Des variables de « charges » : la proportion des plus de 60 ans, le taux de chômage, le taux d'urbanisation, la population totale. 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.

— Des variables de richesse. Le revenu par habitant est introduit dans les régressions. Sur le plan théorique, la littérature suggère de suspecter *a priori* 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 ». Cependant, dans le modèle empirique retenu par la suite (voir aussi plus bas), la base fiscale étant exclue, il est admis que le revenu peut jouer un double rôle : celui d'un effet « demande » mais aussi celui d'une proxy de l'effet de la base fiscale, conduisant alors à un signe négatif. La seconde variable de richesse utilisée est la DGF (dotation globale de fonctionnement), dont l'effet 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 fonctions de demande (donc de dépenses) en bien public local démontre que le revenu du demandeur et les subventions (en fait, la quote-part qui revient indirectement au demandeur) doivent être sommés pour constituer un effet « revenu généralisé » sur la demande. Par conséquent, la littérature théorique conclut qu'une variation marginale du revenu devrait avoir le même effet (positif) sur la dépense publique qu'une variation marginale des subventions. La littérature empirique nuance ce résultat théorique et 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 du revenu sur ces mêmes taux, mais l'effet attendu serait dans tous le cas positif.

— Enfin, signalons que dans le présent travail, nous n'avons pas introduit comme variable explicative la base fiscale par habitant, mais que les résultats sont robustes à ce changement. Autrement dit, avec la base fiscale dans le modèle de choix départemental, nos conclusions seraient identiques, notamment concernant les variables politiques. En revanche, bien entendu, l'omission de la base fiscale, surtout dans une spécification en coupe transversale, réduit sensiblement la portée explicative globale (le R²) du modèle. Nous ignorons la base fiscale dans la mesure où certains auteurs (voir, par exemple, Feld, Josselin, Rocaboy, 2002) suspectent l'endogénéité de cette variable, notamment dans le cas de la taxe professionnelle où la base pourrait également réagir au taux d'impôt.

L'estimation du modèle fiscal des départements français s'appuie ici sur les données des taux d'impôts votés par ces collectivités en 1999 pour trois des quatre impôts directs dont elles ont la compétence⁷ : la taxe professionnelle (TP), la taxe d'habitation (TH), la taxe sur le foncier bâti (TFB). 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.

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.

7. La taxe foncière sur le non bâti reste un impôt direct très marginal au sein des budgets départementaux de métropole.

Cet impôt est assis (1999 est la dernière année avant la réduction progressive de la part « salaires ») 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). 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). 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.

3.2. L'équation fiscale avec interactions spatiales: le modèle spatial

Dans un deuxième temps, nous introduisons dans l'équation fiscale de base la possibilité d'interactions spatiales entre départements.

$$t_i = g(t_j, X_i^{\text{charges}} ; X_i^{\text{richesse}}) \quad (2)$$

Le niveau de taxation dans la collectivité i dépend des niveaux de taxation des collectivités voisines t_j ($j \neq i$), et des variables de contrôle socio-économiques X_j , déjà présentées.

Sur le plan technique, un tel modèle (2) fiscal statique tenant compte d'éventuelles interactions spatiales peut être considéré comme une approximation locale au premier ordre d'une fonction de réaction quelconque. Sous forme matricielle, la spécification retenue peut encore s'écrire de la manière suivante :

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

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 la nature de ces interactions, c'est-à-dire la complémentarité ou la substituabilité entre les taux d'impôt départementaux.

Avec un tel modèle spatial, trois dimensions particulières du modèle doivent être contrôlées pour obtenir les propriétés requises des estimateurs.

La première concerne l'endogénéité des taux des collectivités voisines. La corrélation entre les erreurs et les taux d'impôt des départements 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.

La deuxième dimension du modèle spatial à aborder ici concerne le 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 une matrice W^{cont} normalisée construite sur le critère de la contiguïté géographique. 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.

Enfin, la troisième spécificité du modèle spatial (3) tient à l'éventuelle autocorrélation des erreurs du modèle spatial. En effet, si ce modèle est un modèle spatial explicite, les conséquences économé-

triques 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.

3.3. Le modèle spatial augmenté des déterminants politiques éventuels

Enfin, la dernière version du modèle empirique étudié est la suivante :

$$t = \rho Wt + \beta X + \alpha P + \varepsilon \quad (5)$$

Nous introduisons en effet un vecteur de variables politiques P caractérisant la situation politique au sein de chaque département, avec deux groupes de variables politiques considérés successivement pour chaque taxe, et présentés dans le paragraphe 2 de la section 2 précédente. Plus précisément, nous cherchons à analyser cinq questions présentées ici successivement.

Tout d'abord, nous cherchons à évaluer dans quelle mesure l'introduction de variables politiques dans le modèle de choix fiscal conduit à modifier la conclusion principale obtenue dans un article précédent (Leprince, Paty et Reulier, 2005) : les départements adoptent un comportement différent selon qu'ils taxent les activités économiques (avec dans ce cas la présence d'interactions spatiales pour les taux de taxe professionnelle, mais dans un modèle spatial sans déterminants politiques) ou les ménages (avec une absence d'interactions spatiales).

La deuxième question concerne les effets éventuels sur les disparités de taux d'impôt des variables caractérisant le président du Conseil général (son cumul des mandats, son ancienneté dans le poste, sa proximité politique avec d'autres assemblées, régionale ou nationale). Une troisième interrogation concerne la singularité des comportements fiscaux selon la nature des taxes. Si l'on sait déjà (hors la présence de variables politiques) que les choix s'opposent quant à l'existence d'interactions spatiales, détectées pour la seule TP, les choix fiscaux de départements pourraient également se révéler différents selon les caractéristiques de la majorité départementale, puisque rien ne dit que l'effet de la marge en sièges ou de son impact croisé avec l'appartenance politique du président joue uniformément sur l'ensemble des taux d'impôt.

En outre, quatrième interrogation, on cherche à évaluer l'effet de la marge en sièges sur les taux d'impôt votés par les départements. Si le coefficient estimé est significatif et négatif, alors on peut rejeter l'hypothèse d'un comportement opportuniste des élus. De plus, si le coefficient estimé du terme d'interaction entre la marge en sièges et la variable indicatrice Gauche est significatif, alors la différenciation des comportements de réaction au degré de concurrence politique suggère que l'hypothèse d'un comportement partisan ne peut être rejetée. Enfin, cinquième question, nous cherchons à tester d'une seconde manière l'hypothèse d'un comportement partisan des élus locaux en estimant le modèle de choix fiscal augmenté d'un impact direct éventuel de la variable muette Gauche sur le niveau des taux d'impôt.

3.4. Les données

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.

Les deux départements de Corse sont également exclus de l'échantillon utilisé. Outre la situation politico-économique très particulière de ce territoire, la spécification d'une matrice de contiguïté géographique aurait posé des difficultés. 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 profession-

nelle, les départements corses recevant en compensation une dotation de l'État 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 », « Les finances des départements en 2000 », « Guide de la fiscalité directe locale en 1999 » et « Guide de la fiscalité directe locale en 2000 ».

2. Statistiques descriptives des variables fiscales et socio-économiques des départements

	Moyenne	Médiane	Maximum	Minimum	Écart-type	Observé
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
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	506 755	2 555 020	73 509	440 945	93
Dotations Globales de fonctionnement	349,79	293,63	1 482,81	170,69	177,08	93
Revenu moyen par habitant	46 375	45 134	80 418	38 654	6 191	93
Superficie	5 754	5 973	10 000	176	1 853	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. Année d'observation : 1999.

Les données politiques sont issues des quotidiens *Le Monde* et *Le Figaro*, ainsi que de différents sites Internet pour les caractéristiques des présidents des conseils généraux (année d'entrée en fonction, cumuls de mandats).

3. Statistiques descriptives des variables politiques caractérisant le président du Conseil général (groupe I) ou sa majorité politique (groupe II)

N = 93 ; année 1998

	Somme	Moyenne	Minimum	Maximum
Sénateur	36			
Député	17			
Maire	54			
Proximité Politique	90			
Ancienneté		8,97	2	25
Marge en sièges		67,19	50,00	91,18
Gauche	32			

4. Les résultats des estimations économétriques

Dans le tableau 4 qui suit, nous présentons les résultats de l'estimation des modèles (2), (3) puis (5) exposés précédemment, et cela pour les trois principales taxes directes départementales en 1999.

Nous avons tout d'abord estimé l'équation (2) pour chaque taux par la technique des moindres carrés ordinaires (MCO). Lorsque le test robuste du multiplicateur de Lagrange détecte l'existence d'une corrélation spatiale de la variable dépendante tandis que le test robuste d'autocorrélation des résidus se révèle négatif, nous estimons de nouveau le modèle de base en ajoutant les interactions spatiales, soit l'équation (3), par la méthode du maximum de vraisemblance (MV). C'est le cas pour la seule taxe professionnelle. Par conséquent, pour la taxe d'habitation et la taxe foncière sur le bâti, seule la technique des MCO a été conservée par la suite pour évaluer l'effet éventuel des variables politiques. Les coefficients estimés se lisent directement comme des élasticités puisque les variables continues sont introduites en logarithme dans l'ajustement linéaire.

Avec une telle stratégie empirique, le tableau 4 fournit pour la TP une série de cinq résultats: l'estimation du modèle fiscal de base par les MCO (colonne 1), puis quatre estimations par le MV (celle du modèle de base (colonne 2), puis celle du modèle fiscal augmenté du groupe I de variables politiques (les caractéristiques du président du conseil général) (colonne 3), puis celle du modèle fiscal augmenté du groupe II des variables caractérisant la majorité du Conseil général (colonnes 4 et 5). Pour la TH comme pour la TFB, le tableau 4 fournit une série de quatre résultats: ceux de l'estimation du modèle fiscal de base par les MCO (colonnes 6 et 10 respectivement), puis trois estimations obtenues par la méthode du MV (celle du modèle fiscal augmenté des variables politiques du groupe I (colonnes 7 et 11), celles du modèle augmenté des variables politiques du groupe II (colonnes 8 et 9 d'une part, 12 et 13 d'autre part).

4. Résultats de l'estimation de modèles fiscaux des départements augmentés de variables caractéristiques du président ou de la majorité du Conseil général

N = 93 ; année 1999

	Taxe professionnelle (TP)				Taxe d'habitation (TH)				Taxe sur le foncier bâti (TFB)				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
	MCO	MV	MV	MV	MV	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Constante	6,57* 2,21 0,03	5,82* 5,22 0,02	4,97* 3,32 0,06	5,78* 5,76 0,01	5,1* 4,47 0,03	4,78 1,56 0,12	3,53 1,04 0,30	3,94 1,26 0,21	4,46 1,45 0,15	8,81* 2,2 0,03	8,07* 1,84 0,06	8,69* 2,13 0,03	8,29* 2,07 0,04
Taux d'impôt des départements voisins	0,89* 75,4 0,00	0,88* 70,5 0,00	0,87* 58,7 0,00	0,87* 52,8 0,00	0,87* 0,00								
Proximité Politique	0,00	0,05	0,80			0,05 1,17 0,24				0,02 0,33 0,74			
Ancienneté	0,02	0,90	0,34			-0,02 -0,74 0,45				-0,01 -0,47 0,63			
Sénateur	-0,05 2,18 0,14					0,01 0,35 0,72				-0,01 -0,31 0,75			
Député													
Maire	-0,01 0,09 0,76					-0,01 -0,28 0,77				-0,05 -0,74 0,46			
	-0,02 0,63 0,42					0,00 0,20 0,84				0,09* 1,85 0,06			

4. bis

N = 93 ; année 1999

	Taxe professionnelle (TP)				Taxe d'habitation (TH)				Taxe sur le foncier bâti (TFB)				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
	MCO	MV	MV	MV	MV	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Marge en sièges (MS)				-0,14* 2,87 0,09				0,11 0,99 0,32				-0,08 -0,57 0,56	
Gauche*MS				0,03* 13,2 0,00				0,01 1,04 0,30				0,02 1,49 0,14	
Gauche					0,12* 11,6 0,00				0,05 1,15 0,25				0,08 1,47 0,14
Dotation globale par habitant	0,15* 1,7 0,08	0,11 2,55 0,11	0,12 2,64 0,10	0,09 1,89 0,17	0,09 1,62 0,20	-0,00 -0,01 0,99	-0,01 -0,10 0,91	-0,01 -0,19 0,84	-0,01 -0,14 0,88	0,13 1,12 0,26	0,08 0,67 0,50	0,11 0,97 0,33	0,11 0,94 0,34
Population	-0,05 -1,1 0,27	-0,06 2,11 0,14	-0,05 1,42 0,23	-0,06 2,48 0,11	-0,06 2,47 0,11	0,02 0,39 0,69	0,01 0,26 0,79	0,02 0,38 0,69	0,02 0,38 0,7	-0,2* -2,76 0,00	-0,19* -2,64 0,00	-0,20* -2,7 0,00	-0,20* -2,8 0,00
Part des + 60 ans	0,58* 3,5 0,00	0,39* 8,01 0,00	0,45* 10,1 0,00	0,32* 6,06 0,01	0,31* 5,52 0,01	0,04 0,257 0,79	0,04 0,27 0,78	-0,00 -0,02 0,98	0,00 0,04 0,96	-0,41* -1,88 0,06	-0,43* -1,91 0,05	-0,46* -2,08 0,04	-0,47* 2,13 0,03
Taux de chômage	0,16 1,4 0,16	0,15 2,58 0,10	0,15 2,63 0,10	0,07 0,59 0,44	0,10 1,31 0,25	0,27* 2,27 0,02	0,28* 2,37 0,02	0,27* 2,22 0,02	0,24* 2,07 0,04	0,51* 3,35 0,00	0,53* 3,42 0,00	0,46* 2,9 0,00	0,48* 3,1 0,00

4. ter

N = 93 ; année 1999

	Taxe professionnelle (TP)				Taxe d'habitation (TH)				Taxe sur le foncier bâti (TFB)				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
	MCO	MV	MV	MV	MV	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO
Revenu par habitant	-0,63*	-0,63*	-0,60*	-0,51*	-0,50*	-0,33	-0,20	-0,27	-0,28	-0,36	-0,25	-0,28	-0,27
	-2,4	7,98	6,36	5,97	5,53	-1,2	-0,68	-1,0	-1,03	-1,04	-0,66	-0,8	-0,78
	0,01	0,00	0,01	0,01	0,01	0,21	0,49	0,32	0,30	0,29	0,51	0,42	0,43
Taux d'urbanisation	0,27*	0,22*	0,23*	0,16*	0,15	-0,05	-0,08	-0,10	-0,08	-0,24	-0,29	-0,28	-0,29
	2,41	5,38	5,72	3,11	2,53	-0,43	-0,67	-0,8	-0,73	-1,58	-1,85	-1,81	-1,89
	0,01	0,02	0,01	0,07	0,11	0,66	0,5	0,40	0,46	0,43	0,06	0,07	0,06
Superficie	-0,13*	-0,13*	-0,12*	-0,11*	-0,11*	-0,01	-0,01	-0,00	-0,00	0,03	0,02	0,05	0,05
	-4,2	23,0	18,5	16,9	16,4	-0,43	-0,46	-0,11	-0,12	0,78	0,61	1,12	1,14
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,66	0,64	0,91	0,89	0,43	0,53	0,26	0,25
R ²	0,527												
Log Vraisemblance	34,89 43,37 45,09 50,35 48,85												
Test d'autorégression spatiale	0,000 0,433 0,192 0,363 0,297 0,136 0,146 0,112 0,110												

Pour le modèle estimé par la méthode des MCO, nous indiquons la valeur du coefficient estimé, puis celle du t de Student, enfin le seuil de significativité empirique. Pour le modèle avec autorégression spatiale, estimé par la méthode du MV (maximum de vraisemblance), nous indiquons la valeur du coefficient estimé, puis celle de la statistique de Wald, enfin le seuil de significativité empirique.

* significatif au seuil minimum de 10%. Le test d'autorégression spatiale est un test robuste du multiplicateur de Lagrange.

Avant d'examiner les résultats relatifs aux déterminants politiques éventuels des comportements des départements, mentionnons quelques résultats généraux. Tout d'abord, les modèles fiscaux sont plus performants pour la TP et la TFB que pour la TH. La moindre performance pour la TH ne doit cependant pas inquiéter: ce résultat s'explique, d'une part, par le fait que la base fiscale de TH a été omise (pour se prémunir contre le risque d'endogénéité, que nous ne pouvons pas mesurer avec la routine d'économétrie spatiale que nous utilisons ici), mais aussi par le fait que les déterminants de la TH sont sensiblement différents de ceux des autres taxes, résultat déjà obtenu dans Leprince, Paty et Reulier (2005). Ainsi, seul le taux de chômage apparaît comme un déterminant socio-économique significatif des disparités de taux de TH dans le modèle ici retenu. En revanche, les déterminants socio-économiques significatifs pour la TP sont la part des plus de 60 ans, le revenu imposable moyen, le taux d'urbanisation, la superficie. Pour la TFB, la population totale, la part des plus de 60 ans, le taux de chômage, et le taux d'urbanisation « sortent » de manière significative.

Dans la suite du paragraphe, nous analysons les résultats issus de l'introduction des variables politiques dans le modèle fiscal départemental.

Tout d'abord, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse d'existence d'interactions spatiales pour les seuls taux de TP. Autrement dit, l'introduction de variables politiques dans le modèle de choix fiscal départemental ne modifie pas le résultat obtenu précédemment (Leprince, Paty et Reulier, 2005) : le comportement fiscal des départements apparaît différent selon que le contribuable est un ménage (TH et TFB) ou une entreprise (TP).

Résultat 1 : Le résultat d'interactions spatiales entre départements pour les seuls taux de taxe professionnelle est robuste à l'introduction de variables politiques dans le modèle de choix fiscal départemental.

Ensuite, les deux groupes de déterminants politiques éventuels des choix des départements ont été successivement introduits dans le modèle fiscal. Les résultats présentés dans le tableau 4 permettent de rejeter l'hypothèse d'un impact des caractéristiques du président du conseil général sur les taux d'impôt du département. En effet, à une exception près (le cumul des mandats de président du Conseil général et de maire, pour le taux de la TFB, avec un coefficient seulement faiblement significatif), aucune de ces variables ne « sort » significativement dans le modèle de choix fiscal. Autrement dit, le fait pour le président du Conseil général d'être également député, ou sénateur, ou proche politiquement des partis politiques dominant les assemblées régionale ou nationale, ou d'être depuis longtemps en poste, ne modifie pas le comportement de détermination des taux des trois principaux impôts départementaux (la TP, la TH et la TFB). Ainsi, alors que le cumul des mandats est l'une des caractéristiques marquantes des pratiques

politiques des élus locaux en France, il semble que ceci n'a pas d'impact, toutes choses égales par ailleurs, sur leurs choix en matière fiscale, au moins à l'échelon départemental. Ceci contredit certains effets attendus : par exemple, le cumul des mandats serait un moyen pour l'élu local d'assurer sa notoriété, et donc de réduire le coût politique de ses choix fiscaux ; ou encore, ce serait un moyen pour l'élu local d'accroître ses chances de réélection en favorisant la localisation dans sa circonscription des dépenses publiques décidées à d'autres niveaux d'administration, et financées en grande partie par d'autres contribuables.

Résultat 2 : Aucune des variables caractéristiques du président du Conseil général, notamment son cumul des mandats, ne semble avoir d'effet significatif sur les taux d'impôt des départements.

Ensuite, l'introduction de variables politiques dans le modèle fiscal a permis de tester l'hypothèse d'une nouvelle différenciation des pratiques fiscales selon l'impôt considéré (colonnes 4, 8 et 12). En effet, les résultats du tableau 4 suggèrent que l'impact des variables caractéristiques de la majorité départementale (sa marge en sièges et le fait d'être dominée par un parti « de gauche ») est différent selon le type des taxes départementales. En particulier, comme pour la question des interactions spatiales entre départements, il semble que les effets politiques sont différents selon que ce sont les activités économiques ou les ménages qui sont taxés, puisque seuls les taux de TP des départements sont affectés significativement par les variables caractéristiques de la majorité départementale, alors que les taux des impôts prélevés sur les ménages (TH et TFB) semblent indépendants de ces variables politiques.

Étant donné le poids majeur, dans l'évaluation par les électeurs de la gestion des élus, des performances des territoires en matière de dynamisme économique et de créations d'emplois, et aussi le caractère parfois passionné des débats sur le vote des taux de TP, il semble qu'au total le mode de détermination des taux de TP concentre deux spécificités : les élus départementaux se soucient non seulement des choix de leurs voisins (c'est le résultat d'interactions spatiales) mais aussi des conditions politiques internes au département.

Résultat 3 : L'effet des caractéristiques de la majorité départementale n'apparaît significatif que dans le modèle de choix du taux de TP, suggérant à nouveau la diversité des comportements fiscaux des départements selon que ce sont les ménages ou les activités économiques qui sont taxés.

En outre, les résultats de l'estimation du modèle départemental de taux de TP montrent (colonne 4) que l'effet de la marge en sièges, qui est un indicateur de degré de concurrence politique qui est susceptible de contraindre les choix fiscaux, est significatif et négatif pour les départements « de droite ». Autrement dit, plus le président d'un Conseil général détenu par la droite est soumis à une concurrence politique

intense du fait d'une majorité faible, plus les taux de TP sont élevés. Dans ces départements, une augmentation de 10 % de la marge en sièges réduit les taux de TP, toutes choses égales par ailleurs, de 1,4 %. De plus, les résultats montrent que l'effet négatif apparaît également pour les départements « de gauche », mais avec une valeur absolue plus faible, l'élasticité des taux d'impôt à la marge étant cette fois égale à $-0,11$ ($-0,14 + 0,03$) contre $-0,14$ pour les départements « de droite ».

On peut tirer deux enseignements de ce résultat. Tout d'abord, le signe négatif du coefficient de la marge, quelle que soit l'appartenance politique de la majorité départementale, suggère de rejeter l'hypothèse d'un comportement opportuniste des élus locaux. Ainsi, dans les départements français, tout se passerait donc comme si une marge en sièges croissante n'était pas exploitée par les exécutifs pour prélever une « rente » supplémentaire sur les entreprises mais au contraire pour choisir des taux de TP plus faibles. Ce résultat contredit les résultats obtenus par Solé Ollé (2003) en Espagne, qui confirmaient l'hypothèse inverse, plus couramment admise dans la littérature internationale, d'un comportement prédateur des exécutifs disposant de marges électorales importantes.

Le second enseignement est que le moindre impact de la marge dans les départements de gauche vient confirmer l'idée répandue selon laquelle plus les majorités « de gauche » sont importantes, plus elles mettent en œuvre des politiques relativement volontaristes de dépenses en services publics ou de dépenses sociales facultatives (l'aide sociale constituant la principale compétence des départements), leur financement étant assuré notamment par la taxation des activités économiques. La significativité du terme d'interaction entre la marge en sièges et la variable indicatrice Gauche souligne donc l'hétérogénéité des comportements fiscaux selon l'appartenance politique de l'exécutif départemental. Après le rejet de l'hypothèse de comportement opportuniste, ceci conduit à privilégier l'hypothèse inverse d'un comportement partisan des élus locaux. Un résultat identique est obtenu par Solé Ollé (2004) dans le cas des municipalités espagnoles.

Résultat 4 : *L'effet négatif de la marge en sièges sur les taux de TP suggère de rejeter l'hypothèse d'un comportement opportuniste des élus locaux. De plus, les élasticités des taux à la marge sont significativement différentes selon l'appartenance politique de la majorité départementale, ce qui indique une hétérogénéité des comportements fiscaux cohérente avec l'hypothèse alternative d'un comportement partisan des élus départementaux.*

Enfin, les résultats du tableau 4 suggèrent nettement que dans le seul cas de la TP, le fait qu'une majorité départementale « de gauche » vote des taux de TP plus élevés, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat dans le cas français est conforme aux résultats de Solé Ollé

(2003) en Espagne, par exemple, et là encore confirme l'hypothèse que les majorités « de gauche » font, toutes choses égales par ailleurs, le choix de prélever une part plus importante de leurs ressources sur les activités économiques. En revanche, ni les taux de TH ni les taux de TFB ne sont, semble-t-il, affectés par la « couleur » politique de la majorité départementale. A nouveau, cette différenciation des niveaux de taux de TP selon l'appartenance politique de la majorité départementale apparaît conforme aux prédictions du modèle de comportement partisan.

Résultat 5: Toutes choses égales par ailleurs, l'impact d'une majorité « de gauche » sur les taux de TP est significatif et positif, ce qui semble à nouveau cohérent avec l'hypothèse d'un comportement des élus départementaux de type partisan plutôt qu'opportuniste.

5. Conclusion

Comme dans de nombreux pays, les politiques d'approfondissement de la décentralisation menées en France depuis 25 ans imposent de mieux comprendre les comportements fiscaux des collectivités locales pour pouvoir anticiper et évaluer les effets de la décentralisation sur les taux d'impôt.

L'article contribue à la compréhension des choix fiscaux locaux en analysant le cas des disparités de taux entre départements en matière de taxe professionnelle, de taxe d'habitation, et de taxe sur foncier bâti, pour l'année 1999, et à l'aide facteurs explicatifs à la fois économiques et politiques. Deux enseignements sont à retenir.

Tout d'abord, les variables décrivant le marché politique départemental influencent uniquement les disparités de taux de taxe professionnelle, et cela sans remettre en cause le comportement de mimétisme entre départements pour cette taxe. Au contraire, les taux départementaux de taxe d'habitation et de taxe sur le foncier bâti ne sont influencés ni par les taux des départements voisins (soit une absence de mimétisme sur ces taxes), ni par les variables caractérisant le marché politique local. Le premier résultat de cet article est donc de montrer que les facteurs explicatifs, notamment politiques, des disparités fiscales entre départements sont différents selon qu'il s'agit de taxer les activités économiques ou les ménages. Déjà mis en lumière par Leprince, Paty et Reulier (2005) en ce qui concerne les comportements mimétiques, l'article innove en montrant que c'est également le cas concernant l'effet des variables politiques.

Ensuite, second enseignement, les exécutifs départementaux réduisent leur taux de taxe professionnelle quand leur marge en sièges

au sein de l'assemblée locale augmente, la réduction étant plus faible dans le cas où la majorité locale est « de gauche » plutôt que « de droite ». Dans le cas des départements en France, nous rejetons donc l'hypothèse d'un comportement opportuniste d'élus locaux cherchant mettre à profit une faible concurrence politique pour voter des taux élevés de taxe professionnelle. Au contraire, ce second résultat suggère que les élus adoptent des comportements partisans visant à mener leurs politiques préférées quand leur majorité en sièges augmente.

Cet article offre un premier aperçu sur données locales françaises de l'intérêt à élargir, comme le fait depuis quelques années la littérature internationale, la gamme des facteurs explicatifs des comportements publics locaux, et à considérer le pouvoir explicatif de variables caractérisant les élus ou l'ampleur de la concurrence politique à l'échelon local. Dans le cas français, d'autres dimensions des choix fiscaux restent cependant à analyser. En particulier, il reste encore beaucoup à faire pour comprendre la dynamique des choix fiscaux locaux, notamment pour mieux prévoir les effets de l'endettement public local.

Références bibliographiques

- ALESINA A., 1987: « Macroeconomic Policy in a Two-party System as a Repeated Game », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, pp. 651-678.
- ALESINA A. et H. ROSENTHAL, 1995: *Partisan politics, divided governments, and the economy*, Cambridge university press, New York.
- ANSELIN L., 1988 *Spatial econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht et al. (eds).
- BAUDRY M., M. LEPRINCE et C. MOREAU: 2002 : « Préférences révélées, bien public local et électeur médian: tests sur données françaises », *Economie et Prévision*, Vol. 156(5), pp. 125-147.
- BESLEY T. et A. CASE, 1995a « Incumbent behavior: Vote seeking, tax setting and yardstick competition », *American Economic Review*, Vol. 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 A. CASE, 2003 : « Political institutions and policy choices: evidence form the United States », *Journal of Economic Literature*, à paraître.

- BESLEY T. et M. SMART, 2001 : « Electoral accountability and competition among governments », Unpublished manuscript, London School of Economics.
- 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*, Vol. 54, pp. 199-217.
- BOYNE G., 1994 : « Party competition and local spending decisions », *British Journal of Political Science*, Vol. 35, pp. 210-222.
- BRETT C. et J. PINSKE, 2000 : « The determinants of municipal tax rates in British Columbia », *Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, pp. 695-714.
- BRUECKNER J.K., 2001 : « Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies », mimeo.
- CAILLE, P.-O., 2000 : « Le cumul des mandats au regard des expériences étrangères », *Revue du Droit Public*, n° 6, pp. 1701-1743.
- CAPLAN B., 2001 : « Has Leviathan been bound? A theory of imperfectly constrained government with evidence from the states », *Southern Economic Journal*, 76, pp. 825-847.
- CASE A.C., 1993 : « Interstate tax competition after TRA86 », *Journal of Policy Analysis and Management*, 12, pp. 136-148.
- 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*, vol. 52, pp. 285-307.
- CLIFF A. et J. ORD, 1973 : *Spatial autocorrelation*, London, Pion.
- CREAM, 1998 : *Le cumul des mandats et des fonctions*, La Documentation Française, Paris.
- DEBRENNE E. et S. REVEL, 1998 : « L'état du cumul en Europe », *Pouvoirs Locaux*, n° 36, pp. 30-33.
- DOWNS A., 1957 : *An economic theory of democracy*, NY : Harper and Row.
- FELD L., J.M. JOSSELYN et Y. ROCABOY, 2002 : « Le mimétisme fiscal: une application aux régions françaises », *Economie et Prévision*, Vol. 156, pp. 43-49.
- FOUCAULT M., 1999 : « Le cumul des mandats: un atout supplémentaire pour gagner les élections? Une analyse empirique à partir des élections législatives françaises de 1997 », *miméo*, LAEP, université de Paris I.
- HETTICH W. et S.L. WINER 1999 : *Democratic choice and taxation*, Cambridge University Press, Cambridge (UK).

- HEYNDELS B. et J. VUCHELEN, 1998 : « Tax mimicking among belgian municipalities », *National Tax Journal*, Vol. 51, pp. 89-101.
- HIBBS D.A., 1977 : « Political Parties and Macroeconomic Policy », *American Political Science Review*, Vol. 71, pp. 1467-1487.
- HOEFFEL D., 1998 : « Le cumul des mandats: mythe ou réalité? », *Pouvoirs Locaux*, n° 36, 15.
- JAYET H., 1993 *Analyse spatiale quantitative: une introduction*, Bibliothèque de Science Régionale, Economica.
- JAYET H., 2001 « Econométrie et données spatiales: une introduction à la pratique », *Cahiers d'économie et sociologies rurales*, 58/59, pp. 105-129.
- JAYET H., S. Paty et A. PENDEL, 2002 : « Existe-t-il des interactions fiscales stratégiques entre les collectivités locales ? », *Économie et Prévision*, vol. 154, pp. 95-105.
- 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*, Vol. 72, pp. 297-312.
- KNAPP A., 1991 : « The Cumul des mandats, Local Power and Political Parties in France », *Western European Politics*, Vol. 14(1), pp. 18-40.
- LADD H.F., 1992 : « Mimicking of local tax burdens among neighboring countries », *Public Finance Quarterly*, Vol. 20, pp. 450-67.
- LEPRINCE M., S. PATY et E. REULIER, 2005 : « Choix d'imposition et interactions spatiales entre collectivités locales: un test sur les départements français », *Recherches économiques de Louvain*, Vol. 71(1), pp. 67-93.
- MADIES T., S. PATY et Y. ROCABOY 2004 : « Externalités fiscales horizontales et verticales: où en est la théorie du fédéralisme financier? », *Revue d'économie politique*, à paraître.
- NORDHAUS W.D., 1975 : « The Political Business Cycle », *Review of Economic Studies*, 42(2), pp. 169-190.
- OLIVIER L., 1998 : « La perception du cumul des mandats, restrictions contextuelles et politiques à un apparent consensus », *Revue Française de Science Politique*, 48(6), 756-771.

- PERSSON T., G. ROLAND et G. TABELLINI, 1997 : « Separation of powers and political accountability », *Quarterly Journal of Economics*, 112, pp. 1163-1161.
- REVELLI F., 2001 : « Spatial patterns in local taxation: tax mimicking or error mimicking? », *Applied Economics*, 33, pp. 1101-1107.
- REVELLI F., 2002 : « Testing tax mimicking versus expenditure spill over hypothesis using English data », *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1723-1731.
- ROGERS D. et J. ROGERS 2000 : « Political competition and state government size: do tighter elections produce looser budgets? », *Public Choice*, Vol. 105, pp. 1-21.
- ROGOFF K. et A. SIBERT, 1988 : « Elections and Macro-Economic Policy Cycle », *Review of Economic Studies*, 55(1), pp. 1-16.
- RORK J.C., 2003 : « Coveting thy neighbours' taxation », *National Tax Journal*, 66, pp. 775-787.
- 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.
- SALMON P., 1987 : « Decentralisation as an incentive scheme », *Oxford Review of Economic Policy*, 3, pp. 24-43.
- SCHALTEGGER C.A. et D. KÜTTEL, 2002 : « Exit, voice, and mimicking behavior: Evidence from Swiss cantons », *Public Choice*, Vol. 113, pp. 1-23.
- SOLÉ OLLÉ A., 2003 : « Electoral accountability and tax mimicking: The effects of electoral margins, coalition government, and ideology », *European Journal of Political Economy*, Vol. 19, pp. 685-713.
- SOLÉ OLLÉ A., 2004 : « The effects of party competition on budget outcome: Empirical evidence from local governments in Spain », *mimeo*.
- WILDASIN, D. E., 1986 : *Urban Public Finance*, Harwood Academic Publishers.
- WILDASIN D.E., 1988 : « Nash equilibria in models of fiscal competition », *Journal of Public Economics*, Vol. 35, pp. 229-240.
- WILSON J.D., 1999 : « Theories of tax competition », *National Tax Journal*, 52, pp.269-304.
- WREDE M., 2001 : « Yardstick competition to tame the Leviathan », *European Journal of Political Economy*, Vol. 17, pp. 705-721.

