



Canadian Journal of Regional Science  
Revue canadienne des sciences régionales

## Interactions stratégiques entre communes : Le cas des politiques d'urbanisme

Katharina Schone

Laboratoire d'Economie de Dijon (LEDi), Université de Bourgogne, Dijon, France. Adressez vos commentaires à [katharina.schone@u-bourgogne.fr](mailto:katharina.schone@u-bourgogne.fr).

Soumis 24 Aout 2012. Accepté 8 Janvier 2014.

© Canadian Regional Science Association/ Association canadienne des sciences régionales 2014.

Schone, K. 2014. Interactions stratégiques entre communes : Le cas des politiques d'urbanisme. *Canadian Journal of Regional Science / Revue canadienne des sciences régionales* 37(1), 1-9.

Notre article étudie les interactions stratégiques entre communes en matière de zonage et cherche à en déterminer les causes. A cette fin, nous analysons les choix d'urbanisme des communes du Grand Lyon, en estimant des modèles spatiaux autorégressifs classiques et à deux régimes. Notre étude montre que le comportement de mimétisme des communes ne dépend pas seulement de la pression électorale, mais aussi de la mobilité des habitants-électeurs. Les interactions stratégiques observées dans le domaine du zonage pourraient donc être causées par une concurrence politique pour des électeurs mobiles, c'est-à-dire être dues à une combinaison des phénomènes de la concurrence par comparaison et de la concurrence basée sur la mobilité des individus.

Au cours des dernières années, les interactions stratégiques entre collectivités ont connu un intérêt grandissant. La réalité de telles interdépendances a été confirmée par de nombreuses études empiriques (voir Brueckner, 2003). Leur origine en revanche est encore discutée, opposant deux grands ensembles de théories (Salmon, 2006) : d'un côté les modèles de concurrence par comparaison développés par Salmon (1987) et Besley & Case (1995a), dans lesquels la compétition entre collectivités est avant tout politique, reposant sur la circulation des informations, et d'un autre côté l'ensemble des modèles dans lesquels la compétition est fondée sur la mobilité, soit des individus (Tiebout, 1956), soit du capital (Zodrow & Mieszkowski, 1986 ; Wildasin, 1988).

De nombreuses études ont cherché à évaluer empiriquement la pertinence relative de ces deux schémas d'explications (voir Brueckner, 2003 ;

Madiès, Paty, & Rocoboy, 2005 ; Revelli, 2005, pour des revues de la littérature). Toutefois, ces travaux se sont quasi-exclusivement intéressés soit aux choix d'imposition des collectivités (voir par exemple Besley & Case, 1995b ; Bordignon, Cerniglia & Revelli, 2003 ; Allers & Elhorst, 2005) soit à leurs décisions de dépenses (Fréret, 2007 ; Foucault, Madiès, & Paty, 2008 ; Elhorst & Fréret, 2009)

Cet article traite le cas des politiques d'urbanisme, qui, à l'exception des travaux de Brueckner (1998) et Nguyen (2009), reste peu étudié. Notre analyse vise à la fois à tester l'existence et l'origine des comportements de mimétisme stratégique dans ce domaine. Contrairement à la différenciation classique, nous pensons que les comportements de mimétisme dans ce domaine pourraient être dus à une combinaison des mécanismes de concurrence politique et de concurrence due à la mobilité.

Une politique de zonage restrictive augmente le niveau des prix immobiliers (Fischel, 1990) et renforce les tendances à la ségrégation urbaine (Pendall, 2000). Elle contribue à élever le « standing » de la commune l'ayant mise en œuvre, repoussant les ménages les moins fortunés vers les communes voisines moins réglementées et moins chères. Ainsi, la politique de zonage d'une commune modifie aussi bien sa propre composition sociodémographique que celle des communes voisines. Ces changements sociodémographiques peuvent avoir une incidence sur les chances de réélection des élus locaux. Même si le « vote des classes » au sens classique du terme (voir Michelat & Simon, 1977) n'existe plus aujourd'hui, les clivages sociaux continuent d'influencer le comportement électoral (Bréchon, 2006). La propension d'un individu de voter « à gauche » ou « à droite » reste clairement liée à certaines « variables lourdes » telles son statut socioprofessionnel, son âge ou l'importance de son patrimoine (voir Boy & Mayer, 1997 ; Mayer, 2003). Sans vouloir aller aussi loin que Mingat & Salmon (1986 ; 1988) ou Glaeser & Shleifer (2005) et de soupçonner les élus de vouloir ainsi activement « optimiser » leur électorat dans un sens qui faciliterait leur réélection, on peut penser que la majorité des élus est au moins consciente de ces mécanismes et que ces élus réagiront si les choix politiques d'une commune voisine risquent d'affecter l'équilibre démographique et électoral de leur commune.

Tout comme les choix d'imposition ou de dépenses publiques, les décisions de zonage devraient alors être sujettes à des comportements de mimétisme stratégique. Mais à la différence des explications généralement avancées, les interdépendances sont ici dues à une combinaison des mécanismes liés à la concurrence politique et à la mobilité. Comme dans les modèles « classiques » de concurrence par comparaison (où les individus s'expriment en votant, mais ne sont pas mobiles entre les communes), la sensibilité d'un élu aux décisions prises par ses voisins devrait être d'autant plus forte que sa position électorale

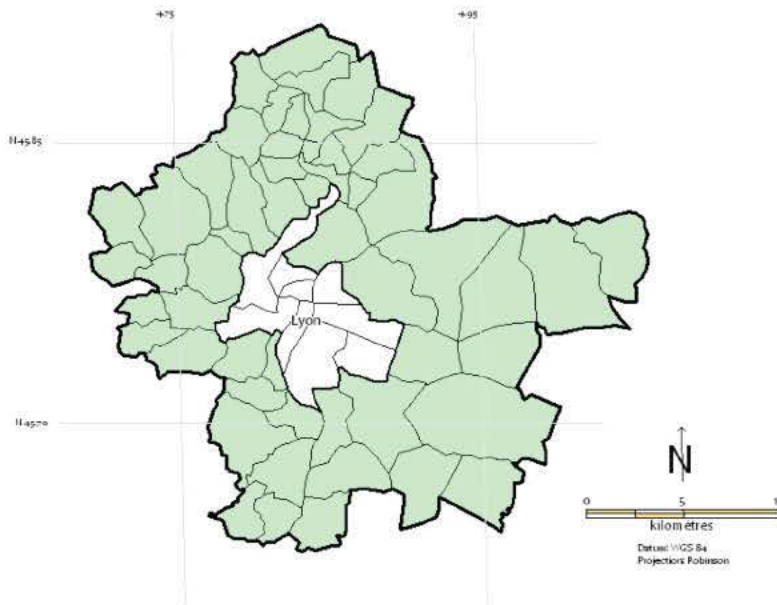


Figure 1. La communauté urbaine du Grand Lyon lors de l'élaboration de son plan local d'urbanisme (2002-2005).

est faible. Mais en même temps, sa propension à imiter les choix de zonage des communes voisines devrait également être d'autant plus forte que la population locale est mobile et que la base électorale est instable. Si les comportements de vote et de mobilité se combinent comme nous l'avons décrit ici, l'intensité des interactions stratégiques dépend alors à la fois de l'intensité de la concurrence politique à laquelle les élus sont soumis et du degré de mobilité des individus.

Dans cet article, nous tentons de vérifier empiriquement la validité de cette argumentation. Plus précisément, nous analysons les politiques de zonage des communes appartenant à la communauté urbaine du Grand Lyon : voir Figure 1. Détectant en effet des phénomènes de mimétisme, nous tentons ensuite d'identifier les sources de ces interactions. Nos analyses démontrent que l'intensité du phénomène est à la fois liée à la pression électorale pesant sur les élus et à la mobilité des habitants. Il semble alors que les interactions observées pourraient être dues à une concurrence politique pour des électeurs mobiles, combinant les phénomènes de la con-

currence par comparaison et de la concurrence basée sur la mobilité.

La suite de l'article est organisée de la manière suivante. Après avoir précisé notre approche empirique, nous présentons l'objet de notre étude et les données utilisées, puis les résultats obtenus. La dernière section conclut.

#### Approche empirique

Pour vérifier l'hypothèse d'interactions stratégiques entre collectivités, l'approche généralement suivie consiste à estimer la pente des fonctions de meilleure réponse des collectivités, en supposant que celles-ci prennent la forme d'un modèle spatial avec autorégression SAR (Anselin, 1988) :

$$z = \rho Wz + \beta X + \varepsilon \quad (1)$$

Définissant  $n$  le nombre d'observations et  $k$  le nombre de variables explicatives exogènes,  $z$  est le vecteur de dimension  $(n \times 1)$  des choix locaux d'urbanisme et  $X$  une matrice  $(n \times k)$  contenant les variables explicatives.  $\varepsilon$  est un terme d'erreur supposé normalement distribué de moyenne nulle et de variance constante.  $W$  est une matrice de pondération de taille

$(n \times n)$ , qui doit être spécifiée au préalable et dont l'élément  $w_{ij}$  définit l'influence de la commune  $j$  sur la commune  $i$ . Le scalaire  $\rho$  désigne la pente de la fonction de meilleure réponse et ainsi le sens et l'intensité des interactions entre communes. Mais, étant donné que cette fonction de meilleure réponse peut être déduite de différentes théories de compétition entre collectivités, son estimation ne permet pas de déterminer l'origine des interdépendances (Brueckner, 2003 ; Revelli, 2005). Afin de pouvoir discriminer entre la concurrence par comparaison et une concurrence due à la mobilité, il s'avère donc nécessaire de vérifier des prédictions auxiliaires des théories respectives. Ceci mis à part, l'autocorrélation spatiale pourrait également soit résulter d'effets de débordement, soit être due à des chocs localisés ou des variables explicatives spatialement corrélées omises de l'estimation. Dans le premier cas, le paramètre  $\rho$  devrait être négatif. Les résultats de nos estimations montreront que ceci n'est pas le cas. Afin de pouvoir exclure le deuxième cas, nous effectuons les tests du multiplicateur de Lagrange appropriés (LM-error). Les résultats de ces tests, présentés au tableau 2, indiquent que l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale des erreurs dans le modèle SAR n'est pas rejetée.

S'intéressant à la concurrence fiscale, Brett & Pinsky (2000) par exemple estiment un modèle structurel, dans lequel la fonction de meilleure réponse est complétée par une équation permettant de vérifier que la base d'imposition d'une collectivité réagit effectivement aux taux d'imposition choisis par les collectivités voisines, tel que le prédit la théorie de la « tax competition ».

Afin de tester la pertinence de l'hypothèse d'une concurrence due à la mobilité des individus, Hall & Ross (2010) et Verdugo (2011) cherchent à établir un lien entre les choix publics locaux et le nombre de communes dans l'agglomération, censé représenter la facilité avec laquelle les habitants peuvent « voter avec leurs pieds » en cas de désaccord avec la po-



**Tableau 1.** Description des variables

Variable	Description	Source	Moyenne	Ecart-type
<i>Variable expliquée</i>				
Politique d'urbanisme	% de la surface communale déclarée « zone protégée » (zones URP et UV)	1	3,48	4,80
<i>Variables explicatives</i>				
Densité	Densité de la population en 1999 en 1000 personnes par km <sup>2</sup>	2, 3	2,78	3,66
Endettement	Endettement de la commune en milliers d'euros par habitant au 31/12/2000	4	0,58	0,28
Croissance	Taux de croissance de la population entre 1990 et 1999	2	5,12	8,67
Droite	Couleur politique des maires élus en 2001 : maires appartenant au RPR, à l'UDF, à DL ou « Divers Droite »	5, 6	0,70	
Droite <50%	Maires de droite élus au deuxième tour ou avec moins de 50 % des voix exprimées	5, 6	0,24	-
Gauche <50%	Maires de gauche élus au deuxième tour ou avec moins de 50 % des voix exprimées	5, 6	0,21	-
<i>Variables servant à apprécier l'intensité de la pression électorale</i>				
Premier tour	Maires élus dès le premier tour ou avec plus de 50 % des voix exprimées	5, 6	0,56	-
Maire réélu	Maires élus en 1995 et réélus en 2001	5, 6	0,48	-
<i>Variables servant à apprécier le degré de mobilité de la population locale</i>				
Locaux	Part de la population en 1999 ayant vécu dans le même département en 1990	2	0,68	-
Propriétaires	Part de la population en 1999 propriétaire de son logement	2	0,67	-

Sources : 1 Grand Lyon ; 2 INSEE ; 3 IGN ; 4 Ministère Français de l'Economie et des Finances ; 5 Ministère Français de l'Intérieur ; 6 Journal « Le Progrès »

litique de leur commune de résidence actuelle.

La concurrence par comparaison étant basée sur l'idée que l' élu en place imite les choix politiques des collectivités voisines afin d'augmenter ses chances de se faire réélire, Besley & Case (1995b) tentent de détecter des liens entre la popularité d'un élu et les choix politiques faits par les communes voisines. Bordignon, Cerniglia, & Revelli (2003) de leur côté argumentent que seuls des élus pouvant se représenter aux prochaines élections devraient imiter les choix de leurs voisins si l'origine de ce mimétisme était la concurrence par comparaison. De même, dans ce cas la propension à interagir d'un élu devrait être liée à la marge électorale avec laquelle il a été élu. Cette conjecture a été vérifiée par Solé Ollé (2003) ou Allers & Elhorst (2005).

Dans le présent article, nous cherchons à déterminer l'origine des comportements de mimétisme dans le domaine des politiques d'urbanisme en testant si ce comportement dépend (1) de la pression électorale à la

quelle sont soumis les élus et (2) de la mobilité des individus. S'il s'avère que l'intensité des interactions dépend uniquement de la pression électorale, on peut supposer que ces interactions sont dues à une concurrence par comparaison. En revanche, l'observation d'interactions dont l'intensité ne dépendrait que de la mobilité permettrait de conclure à une concurrence due au vote avec les pieds dans l'idée de Tiebout (1956). Notre argumentation selon laquelle les interactions stratégiques dans le domaine du zonage seraient dues à une combinaison des mécanismes de concurrence politique et de concurrence due à la mobilité ne peut être valable que si leur intensité dépend à la fois de la pression électorale et de la mobilité des individus. Afin de vérifier cette conjecture, nous estimons des modèles SAR à deux régimes:

$$z = \rho_1 GWz + \rho_2 (I-G)Wz + \beta X + \varepsilon \quad (2)$$

Cette spécification permet de tester si la propension à interagir  $\rho$  varie entre deux groupes de communes. L'appartenance d'une commune au groupe 1 ou 2 est spé-

cifiée, soit selon les caractéristiques de la concurrence politique locale, soit selon le degré de mobilité des habitants, et indiquée par les matrices  $G$  et  $(I-G)$ . La matrice  $G$  est de taille  $(n \times n)$ . L'élément  $(i, i)$  sur la diagonale est égal à un si la commune  $i$  fait partie du groupe 1 et il est égal à zéro dans le cas contraire. Tous les éléments en dehors de la diagonale sont égaux à zéro.  $I$  est la matrice identité d'ordre  $n$ .

De tels modèles spatiaux à deux régimes ont déjà été utilisés pour tester l'hypothèse d'un lien entre la concurrence électorale et l'intensité du phénomène de mimétisme (Solé Ollé, 2003 ; Allers et Elhorst, 2005). Mais à notre connaissance, notre étude est la première à tenter de faire le lien entre la propension des élus locaux à imiter les choix politiques d'autres communes et la mobilité de la population. A la différence de l'approche choisie par Hall & Ross (2010) ou Verdugo (2011), notre démarche ne démontre pas seulement l'influence du « vote avec les pieds » (Tiebout, 1956) sur les choix politiques des communes, mais fait également apparaître les interactions stra-

**Tableau 2.** Le modèle spatial autorégressif (SAR) classique

	Modèle (1)	Modèle (2)
Matrice de pondération	W10	W10
Rho	<b>0.46**</b> (2.38)	<b>0.40*</b> (1.93)
Droite	0.56 (0.44)	
Droite < 50 %		<b>3.25**</b> (2.07)
Gauche < 50 %		- 1.38 (- 0.66)
Densité	0.09 (0.60)	0.05 (0.33)
Endettement	- <b>4.19**</b> (- 2.55)	- <b>4.21**</b> (- 2.17)
Croissance	- <b>0.16**</b> (- 2.55)	- <b>0.13**</b> (- 2.14)
Constante	<b>4.33**</b> (2.30)	<b>4.61***</b> (3.19)
Log-vraisemblance	- 157.67	- 155.43
LM-error	0.11 (0.74)	1.04 (0.31)

**Notes :** t de Student asymptotiques entre parenthèses. Les astérisques indiquent des coefficients significatifs au seuil de 10% (\*), 5% (\*\*) ou 1% (\*\*\*). Rho est le paramètre associé à la variable dépendante (- la rigueur de la politique d'urbanisme -) spatialement décalée. LM-error est le test du multiplicateur de Lagrange pour une autocorrélation spatiale des erreurs dans le modèle SAR (Anselin, 1988). Sous l'hypothèse nulle, la statistique de test est distribuée  $\chi^2$  avec un degré de liberté. (probabilité marginale entre parenthèses).

tégiques créées par cette « Tiebout competition ».

La variable endogène décalée **Wz** étant corrélée avec l'erreur  $\varepsilon$ , les modèles (1) et (2) sont sujet à un biais de simultanéité. Par conséquent, les estimateurs obtenus à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires sont biaisés et inefficaces (Anselin, 1988). Afin de résoudre ce problème, nous faisons appel à la méthode du maximum de vraisemblance. Les conditions de régularité de l'estimateur du modèle SAR par maximum de vraisemblance sont décrites par Lee (2004). Pour le modèle SAR à deux régimes, des procédures d'estimation par maximum de vraisemblance ont été proposées par Lacombe (2004) et Allers et Elhorst (2005).

Afin de tester la validité de notre argumentation, nous procéderons donc en trois étapes : nous vérifierons d'abord (1) l'existence d'interactions stratégiques entre les choix de zonage des communes et, le cas échéant,

nous étudierons ensuite si l'étendue de ces interactions est liée (2) à la concurrence politique à laquelle les élus sont soumis et (3) à la mobilité des habitants.

#### Données

**Choix de zonage.** Nous analysons la politique de zonage des 63 communes appartenant à l'intercommunalité du Grand Lyon. Plus précisément, le Grand Lyon comptait 55 communes membres au moment de l'élaboration de son Plan Local d'Urbanisme. Nous arrivons à 63 observations en décomposant la ville de Lyon dans ses 9 arrondissements. En tant que Communauté Urbaine, le Grand Lyon exerce obligatoirement la compétence d'urbanisme. Prescrit par le conseil de communauté le 18 mars 2002, son Plan Local d'Urbanisme (PLU) est entré en vigueur le 5 août 2005.<sup>1</sup> L'analyse porte sur la version originale du PLU et ne tient pas compte des modifications dont il a fait l'objet depuis.

La rigueur avec laquelle une commune réglemente l'usage de ses sols a

été approximée de différentes manières dans la littérature existante. Pogodzinski & Sass (1994) par exemple se servent des exigences de la commune en matière de taille minimale de lot comme indicateur, tandis que Bates & Santerre (1994) utilisent comme proxy l'importance des zones ouvertes à l'urbanisation. Dans la présente étude, nous nous inspirons d'Evenson & Wheaton (2003) qui mesurent la rigueur de la politique en place à travers le pourcentage de la surface d'une commune déclarée « protégée » et ainsi rendu inconstructible. Le PLU du Grand Lyon permet aux communes de protéger des parties de leurs zones déjà urbanisées afin de « maîtriser une densification incompatible avec leurs caractéristiques » et de les protéger pour des raisons esthétiques, écologiques, de risques ou de nuisances. Dans ces zones protégées (appelées URP et UV dans le règlement du PLU du Grand Lyon), le coefficient d'occupation des sols est particulièrement faible et les possibilités de construire sont très réduites. Nous approximons alors la sévérité du zonage dans une commune par le pourcentage de la commune ainsi protégé (c'est-à-dire zoné URP ou UV). Etant donné que ce zonage de protection concerne des zones déjà urbanisées, notre variable représentant la rigueur du zonage présente l'avantage de ne pas dépendre de la situation initiale de la commune (la disponibilité du foncier, notamment).

**Variables explicatives.** Les travaux existants sur les choix politiques locaux en matière de zonage mettent en avant l'influence de la croissance antérieure de la commune et de la densité de la population (Bates & Santerre, 1994 ; Evenson & Wheaton, 2003). Dans des communes densément peuplées ou ayant connu une croissance forte dans un passé récent, les externalités négatives liées à la croissance devraient en principe être plus fortes (ou plus fortement ressenties par la population) et ainsi inciter la commune à adopter des règles plus strictes. De même, il semble qu'une situation fiscale tendue liée à un fort endettement de la commune peut l'inciter à instaurer un zonage strict

**Tableau 3.** Le modèle SAR à deux régimes – le rôle de la pression électorale

	Modèle (3)	Modèle (4)
Matrice de pondération	W10	W10
Rho <sub>1</sub> (pression électorale forte)	<b>0.48*</b> (1.80)	0.49* (1.94)
Rho <sub>2</sub> (pression électorale faible)	0.31 (1.10)	0.29 (1.11)
Droite < 50 %	<b>2.82*</b> (1.80)	<b>3.33**</b> (2.13)
Gauche < 50 %	-1.65 (-0.79)	-1.56 (-0.75)
Densité	0.01 (0.05)	-0.01 (-0.09)
Endettement	<b>-4.43**</b> (-2.10)	<b>-4.29**</b> (-2.22)
Croissance	<b>-0.13**</b> (-2.29)	-0.13** (-2.14)
Constante	<b>4.94***</b> (3.98)	<b>4.81***</b> (3.89)
Log-vraisemblance	-154.67	-154.56

Notes : Rho<sub>1</sub> indique la propension à interagir des maires soumis à une pression électorale forte ; rho<sub>2</sub> celle des maires soumis à une pression faible. Dans l'estimation (3), la pression électorale est considérée comme forte si le maire n'a été élu qu'au deuxième tour des élections. Elle est jugée faible s'il a été élu au premier tour. Dans l'estimation (4), l'élu d'une commune est considéré soumis à une pression électorale forte s'il s'agit de son premier mandat en tant que maire. La pression électorale est jugée faible s'il a été réélu. Voir aussi les notes du tableau 2.

afin de limiter des dépenses supplémentaires liées à l'arrivée de nouveaux habitants (Bates & Santerre, 1994). A l'instar de ces travaux, nous retenons alors la densité de la population en 1999 (en milliers d'habitants par km<sup>2</sup>), la croissance de la commune entre 1990 et 1999 et son endettement (en milliers d'€ par habitant au 31/12/2000) comme facteurs explicatifs des choix de zonage. Ces données proviennent de l'INSEE, de l'IGN, ainsi que du Ministère du Budget, des Comptes Publics, de la Fonction Publique et de la Réforme de l'Etat. Des statistiques descriptives pour l'ensemble des variables utilisées sont présentées dans le tableau 1.

La situation politique locale est décrite par deux variables. Premièrement, nous tenons compte de la couleur politique des maires, en distinguant les maires de « droite » des maires de « gauche ». <sup>2</sup> Deuxièmement, nous considérons la force ou la faiblesse de la position du maire, en différenciant si le maire a été élu dès le premier tour des élections municipales

de 2001 ou non. Dans les communes de moins de 3500 habitants, dans lesquelles il n'y a pas de deuxième tour aux élections municipales, nous distinguons les maires élus avec plus ou moins de 50 % des voix exprimées. Le PLU du Grand Lyon ayant été élaboré entre 2002 et 2005, il reflète les volontés des élus issus des élections municipales de 2001. Deux tiers (44 sur 63) des maires des communes appartenant au Grand Lyon en exercice pendant cette période peuvent être considérés « de droite », même si seulement 20 d'entre eux étaient affiliés à un parti politique. Les 19 maires « de gauche », en revanche, appartenaient tous à un parti politique. 29 des maires de droite et 6 des maires de gauche ont obtenu plus de 50 % des suffrages et ont été élu dès le premier tour des élections. Pour 33 des maires élus en 2001 (20 de droite et 13 de gauche), il s'agissait d'un premier mandat, les 30 autres avaient déjà été élus maires en 1995.

Afin de déterminer les origines des comportements de mimétisme dans le

domaine du zonage, nous explorons si ce phénomène est liée (1) à l'intensité de la concurrence politique locale et (2) au degré de mobilité de la population locale. Pour donner plus de crédit aux résultats obtenus, chacun de ces facteurs est approximé de deux façons différentes.

Pour définir les groupes de communes à « forte » ou « faible » intensité de concurrence politique, nous distinguons d'abord les communes dont le maire a été élu au premier tour des élections et celles dans lesquelles le vainqueur n'a pu être déterminé qu'après un deuxième tour. Dans une deuxième estimation, nous séparons ensuite les communes dont le maire de 1995 a été réélu en 2001 et les communes dans lesquelles il y a eu un changement de maire entre 1995 et 2001. Nous supposons qu'un maire réélu ou élu dès le premier tour devrait jouir d'une position plus confortable et être moins soumis à la concurrence politique et donc être plus indépendant des choix politiques des communes voisines.

Deux variables ont également été retenues pour distinguer les communes selon le degré de mobilité de la population locale. Dans un premier temps, nous divisons notre échantillon de communes en deux groupes, en fonction du pourcentage de leurs habitants en 1999 ayant vécu en dehors du département du Rhône en 1990. Nous considérons que ces personnes ont probablement moins d'attaches personnelles et affectives dans la commune en question et par conséquent une barrière à la mobilité moins élevée. Afin de constituer deux groupes de tailles comparables, le seuil retenu a été de 15 % de la population venant d'un autre département. Notons que le pourcentage de la population de 1999 ayant vécu dans un autre département en 1990 n'est pas corrélé avec la croissance de la population de la commune pendant cette période. Dans un deuxième temps, nous distinguons ensuite les communes habitées majoritairement par des locataires des communes majoritairement composées de propriétaires. Etant donné qu'il est plus facile de mettre fin à un bail de location que

**Tableau 4.** Le modèle SAR à deux régimes – le rôle de la mobilité

	Modèle (5)	Modèle (6)
Matrice de pondération	W10	W10
Rho <sub>1</sub> (population mobile)	<b>0.71***</b> (2.77)	<b>0.70**</b> (2.25)
Rho <sub>2</sub> (population peu mobile)	0.20 (0.83)	0.30 (1.30)
Droite < 50 %	2.16 (1.41)	<b>3.43**</b> (2.22)
Gauche < 50 %	- 1.56 (- 0.77)	- 1.45 (0.70)
Densité	- 0.12 (- 0.79)	- 0.11 (- 0.73)
Endettement	<b>- 4.23**</b> (- 2.24)	<b>- 4.78**</b> (- 2.50)
Croissance	<b>- 0.15**</b> (- 2.48)	<b>- 0.11*</b> (- 1.92)
Constante	<b>5.26***</b> (4.35)	<b>5.11***</b> (4.17)
Log-vraisemblance	- 153.24	- 154.16

Notes : Rho<sub>1</sub> indique la propension à interagir des maires des communes dont la population peut être considérée comme mobile ; rho<sub>2</sub> la propension à interagir des maires de communes à population peu mobile. Dans l'estimation (5), la population d'une commune est considérée comme mobile si la part des habitants ayant vécu dans un autre département au moment du recensement précédent est importante (>15%) ; elle est jugée peu mobile si cette part est faible (<15%). Dans l'estimation (6), la population d'une commune est considérée comme mobile si elle est majoritairement composée de locataires ; elle est jugée peu mobile si les propriétaires sont majoritaires. Voir aussi les notes du tableau 2.

de vendre un logement, cette distinction nous paraît également valable pour approximer la mobilité des habitants. Dans les deux cas, les données utilisées proviennent du recensement de la population de 1999.

**Matrice de poids.** Les éléments  $w_{ij}$  de la matrice de pondération  $W$  reflètent l'influence d'une commune  $j$  sur une autre commune  $i$ . Notre analyse part de l'hypothèse fondamentale que cette influence diminue avec la distance qui sépare les deux communes. Il s'agit des distances euclidiennes de mairie à mairie. Plus précisément, nous supposons que chaque commune interagit avec ses dix voisins les plus proches. L'élément  $w_{ij}^*$  (de la matrice non-standardisée  $W^*$ ) est donc égal à 1 si la commune  $j$  fait partie des dix voisins les plus proches de la commune  $i$ , et 0 sinon.

Afin de vérifier la robustesse des résultats à d'autres formes de dépen-

dance spatiale, une deuxième série d'estimations a ensuite été réalisée, dans laquelle nous supposons cette fois-ci que chaque commune interagit uniquement avec ses cinq voisins les plus proches. Les résultats de ces estimations sont présentés en annexe

Par convention, une commune n'interagit pas avec elle-même, c'est-à-dire  $w_{ii} = 0, \forall i$ . Afin de rendre les paramètres spatiaux de différents modèles comparables, la matrice est ensuite standardisée en divisant chaque élément de la matrice par la somme totale de la ligne. Dans les estimations du modèle SAR à deux régimes, les matrices sont standardisées de sorte que pour chaque commune  $i$  la somme de  $(GW + (I-G)W)$  sur tous les  $j$  est égale à un. Ainsi, les paramètres estimés  $\hat{\rho}_1$  et  $\hat{\rho}_2$  du modèle (2) devraient être identiques au paramètre spatial du modèle (1) si l'intensité du mimétisme ne diffère pas entre les groupes spécifiés.

## Résultats

Les résultats de l'estimation du modèle SAR classique (modèle 1) sont présentés dans le tableau 2. Au préalable, nous avons également estimé un modèle simple ignorant les interactions stratégiques entre communes et effectué le test de Moran (Cliff & Ord, 1981) et les tests LM (et leurs versions robustes) proposés par Burridge (1980), Anselin (1988) et Anselin, Bera, Florax & Yoon (1996) pour vérifier l'intérêt d'inclure des effets spatiaux dans le modèle et pour discriminer entre le modèle SAR utilisé ici et un modèle SEM (c'est-à-dire un modèle avec autorégression spatiale des erreurs, voir Anselin, 1988). Le test de Moran rejette l'hypothèse nulle d'une absence d'autocorrélation spatiale. Les tests LM ainsi que leurs versions robustes indiquent la présence d'une variable endogène décalée plutôt qu'une autocorrélation spatiale des erreurs. En suivant la règle de décision proposée par Florax & Folmer (1992) et Anselin & Florax (1995), nous arrivons à la conclusion que le modèle SAR semble effectivement plus approprié aux données que l'aurait été un modèle SEM. Le paramètre spatial  $\rho$  estimé est toujours positif et significatif. Les choix de zonage de communes proches sont alors effectivement interdépendants et plus précisément des compléments stratégiques, ce qui concorde avec les résultats obtenus par Brueckner (1998) et Nguyen (2009). Par ailleurs, la rigueur du zonage d'une commune est influencée de manière négative par la croissance démographique antérieure et l'endettement de la commune. Le premier de ces résultats peut être interprété comme un indice en faveur du fait que la politique de zonage d'une commune  $a$ , dans une certaine mesure, tendance à « suivre le marché » (Wallace, 1988 ; McMillen & McDonald, 1991). Le rôle négatif du taux d'endettement peut paraître surprenant. A première vue, on aurait tendance à penser qu'un fort endettement obligerait une commune à adopter une politique de zonage stricte afin d'éviter des dépenses ou investissements supplémentaires. Mais le fort endettement d'une commune peut également être le signe

Tableau A.1. Analyse de robustesse : matrice de pondération alternative

	Modèle (7)	Modèle (8)	Modèle (9)	Modèle (10)	Modèle (11)	Modèle (12)
Matrice de pondération	W5	W5	W5	W5	W5	W5
Rho	<b>0.45***</b> (3.21)	<b>0.39***</b> (2.78)				
Rho <sub>1</sub> (pression électorale forte)			<b>0.45**</b> (2.50)	<b>0.49***</b> (2.86)		
Rho <sub>2</sub> (pression électorale faible)			0.30 (1.25)	0.17 (0.67)		
Rho <sub>1</sub> (population mobile)					<b>0.64***</b> (3.74)	<b>0.74***</b> (4.50)
Rho <sub>2</sub> (population peu mobile)					0.13 (0.68)	0.09 (0.49)
Droite	1.71 (1.01)					
Droite < 50 %		<b>6.71***</b> (3.38)	<b>6.26***</b> (3.17)	<b>6.87***</b> (3.50)	<b>6.12***</b> (3.23)	<b>7.68***</b> (4.12)
Gauche < 50 %		-2.19 (-0.84)	-2.44 (-0.93)	-2.51 (-0.97)	-2.32 (-0.92)	-2.36 (-0.95)
Densité	<b>0.52**</b> (2.31)	<b>0.45**</b> (2.09)	<b>0.36*</b> (1.92)	0.26 (1.41)	0.10 (0.57)	-0.07 (-0.42)
Endettement	-1.48 (-0.54)	-1.58 (-0.65)	-1.87 (-0.77)	-1.89 (-0.78)	-2.35 (-1.00)	-3.31 (-1.44)
Croissance	<b>-0.20**</b> (-2.37)	-0.12 (-1.62)	-0.12 (-1.64)	-0.12 (-1.63)	<b>-0.15**</b> (-2.06)	-0.12 (-1.62)
Constante	1.78 (0.76)	2.47 (1.55)	<b>2.93*</b> (1.88)	<b>3.14**</b> (2.02)	<b>3.93***</b> (2.62)	<b>4.57***</b> (3.10)
Log-vraisemblance	-175.50	-170.27	-169.49	-168.96	-166.97	-166.06

**Notes :** Dans l'estimation (9), la pression électorale est considérée comme forte si le maire n'a été élu qu'au deuxième tour des élections et faible s'il a été élu dès le premier tour. Dans l'estimation (10), la pression électorale est jugée forte si l' élu exerce son premier mandat en tant que maire et faible s'il a été réélu. Dans l'estimation (11), la population d'une commune est considérée comme mobile si la part des habitants ayant vécu dans un autre département au moment du recensement précédent est importante (>15%); elle est considérée peu mobile si cette part est faible (<15%). Dans l'estimation (12), la population d'une commune est jugée mobile si elle est majoritairement composée de locataires et peu mobile si les propriétaires sont majoritaires. Voir aussi les notes du tableau 2.

que de tels investissements viennent d'être réalisés. Dans ce deuxième cas, la commune aurait alors plutôt intérêt à encourager l'arrivée de nouveaux habitants afin de rentabiliser son investissement. Considérant la seule année 2000, l'investissement semble sans influence sur la politique d'urbanisme et sa prise en compte ne modifie pas l'impact négatif de la dette, mais afin de réellement pouvoir apprécier le rôle joint de la dette et des investissements effectués, il faudrait certainement analyser les investissements cumulés sur plusieurs années. Malheureusement, nous ne disposons pas de données antérieures à l'année 2000, ce qui nous empêche d'approfondir cette question.

L'estimation (1) révèle qu'il n'y a aucune différence significative entre la

politique de zonage choisie par un maire de droite et celle poursuivie par un maire de gauche. Les élus semblent alors agir de façon opportuniste et non pas être guidés par des préférences partisans. Des différences entre la droite et la gauche apparaissent néanmoins quand on prend en compte la « stabilité » de la position du maire et ses chances de se faire réélire (estimation (2)): les maires de droite disposant d'une marge électorale faible poursuivent une politique sensiblement plus stricte que les autres. Ce résultat peut être interprété comme un premier signe en faveur de l'hypothèse que les élus sont conscients de l'influence de leurs choix de zonage sur l'évolution de leurs bases électorales.

Afin d'étudier de façon plus approfondie les origines des comportements de mimétisme observés, nous estimons ensuite le modèle spatial autorégressif à deux régimes (équation (2)), en étudiant d'abord le lien entre ce comportement de mimétisme et la pression électorale et ensuite son lien avec la mobilité des électeurs

Les résultats des estimations au sujet de l'influence de la pression électorale sur l'intensité des interactions stratégiques entre communes proches sont présentés dans le tableau 3. L'estimation (3) révèle que seuls les maires n'ayant été élus qu'au deuxième tour des élections imitent leurs voisins, tandis que les maires élus dès le premier tour ne semblent pas interagir avec les



autres communes. Ce résultat est confirmé par l'estimation (4) distinguant les maires ayant été réélus et ceux pour lesquels il s'agit d'un premier mandat. Il s'avère que seuls les derniers imitent les choix politiques de leurs voisins, tandis que les maires en place depuis longtemps ne montrent aucun signe de mimétisme des choix politiques de leurs voisins.

Seuls les élus dans une position électorale instable imitent alors les politiques d'urbanisme des communes voisines. Comme évoqué plus haut, ce résultat est habituellement interprété comme un signe en faveur de la concurrence par comparaison (voir par exemple Solé Ollé, 2003, ou Allers & Elhorst, 2005), où les élus imitent les choix des élus voisins afin de s'assurer les faveurs des électeurs supposés immobiles. Mais selon l'hypothèse avancée dans l'introduction on pourrait également argumenter que les élus locaux soumis à une forte pression électorale interagissent plus facilement avec les communes voisines car ils craignent plus que d'autres que le « vote avec les pieds » des habitants modifie l'équilibre sociodémographique et électoral de leur commune. Si cette argumentation est valable, l'intensité des interactions devrait en plus de cela varier en fonction de la mobilité des électeurs, tandis qu'un tel lien ne devrait pas être observé si l'origine des interactions est une concurrence par comparaison.

Afin de pouvoir discriminer entre ces deux possibles sources d'interdépendances, nous réalisons une dernière série d'estimations, dans laquelle nous distinguons deux régimes d'interaction en fonction du degré de mobilité de la population locale. Les résultats de ces estimations sont présentés dans le tableau 4. La première d'entre elles (estimation (5)) révèle que seuls les élus des communes dont au moins 15 % de la population n'a pas vécu dans le même département dix ans auparavant adaptent leurs choix de zonage aux décisions prises dans les communes voisines. Parallèlement, l'estimation (6) montre que seuls les maires des communes dans lesquelles les locataires sont majoritaires interagissent avec les maires voisins. Ces

deux estimations confirment alors que seuls les maires de communes dont la population peut être qualifiée de mobile interagissent avec les maires aux alentours, tandis que les maires des communes dont la population est plutôt immobile ne montrent aucun signe de mimétisme stratégique.

L'ensemble des résultats du modèle SAR à deux régimes est donc conforme à nos attentes et conforte notre argumentation : le comportement de mimétisme dans le domaine du zonage semble être dû à une combinaison des phénomènes de concurrence politique et de concurrence due à la mobilité – c'est-à-dire d'une sorte de concurrence politique pour des électeurs mobiles.

### Conclusion

Dans cet article, nous avons analysé les origines des interactions stratégiques entre communes en matière de zonage, en énonçant l'hypothèse qu'elles pourraient simultanément relever de la mobilité des individus et de la concurrence politique. Notre étude empirique, portant sur les choix de zonage des communes du Grand Lyon, confirme tout d'abord que ces choix sont sujets à des interactions stratégiques. Qui plus est, les comportements de mimétisme observés semblent plus forts quand la position électorale du maire est faible et quand la population locale est particulièrement mobile. Dans le domaine du zonage, les interactions stratégiques entre élus locaux ne s'expliquent alors pas par une simple concurrence par comparaison. Les élus ne sont pas seulement soucieux de plaire aux électeurs déjà sur place, mais ils semblent conscients du fait que leurs choix de zonage – tout comme ceux des élus voisins – peuvent avoir un impact sur la future composition de leur base électorale. Les interactions stratégiques dans le domaine des politiques d'urbanisme semblent donc reposer sur une combinaison des mécanismes de « voix » et d'« exit » (pour reprendre Hirschman, 1970), ou autrement dit des mécanismes de concurrence politique (« yardstick competition ») et de concurrence due à la mobilité dans l'idée

du « vote avec les pieds » de Tiebout (1956).

### Remerciements

Cette recherche a bénéficié du soutien du PUCA, Ministère du Logement, de l'Egalité des territoires et de la Ruralité dans le cadre du programme "Approches économiques des dynamiques urbaines". L'auteur tient à remercier Catherine Baumont, Aurélie Cassette, Rachel Guillain et Pierre Salmon pour leurs précieux conseils. Bien évidemment, elle reste seule responsable des éventuelles insuffisances et erreurs subsistantes.

### Références

- Allers, MA, & Elhorst, JP. 2005. Tax mimicking and yardstick competition among local governments in the Netherlands. *International Tax and Public Finance* 12(4), 493-513.
- Anselin, L, & Florax, RJGM. 1995. Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models. In Anselin, L, & Florax, RJGM, (eds). *New Directions in Spatial Econometrics*. Berlin: Springer.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L., Bera, AK, Florax, RJGM, & Yoon, MJ. 1996. Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics* 26(1), 77-104.
- Bates, LJ, & Santerre, RE. 1994. The determinants of restrictive residential zoning: Some empirical findings. *Journal of Regional Science* 34(2), 253-263.
- Besley, T, & Case, A. 1995a. Incumbent behavior: Vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition. *American Economic Review* 85(1), 25-45.
- Besley, T, & Case, A. 1995b. Does electoral accountability affect economic policy choices? Evidence from gubernatorial term limits. *Quarterly Journal of Economics* 110(3), 769-798.
- Bordignon, M, Cerniglia, F, & Revelli, F. 2003. In search of yardstick competition: a spatial analysis of Italian municipality property tax setting. *Journal of Urban Economics* 54(2), 199-217.
- Boy, D, & Mayer, N. 1997. *L'électeur a ses raisons*. Paris : Presses de Science Po.
- Bréchon, P. 2006. *Comportements et attitudes politiques*. Grenoble : Presses Universitaires de Grenoble.
- Brett, C, & Pinsky, J. 2000. The determinants of municipal tax rates in British Co-



- lumbia. *Canadian Journal of Economics* 33(3), 695-714.
- Brueckner, JK. 1998. Testing for strategic interaction among local governments: The case of growth controls. *Regional Science and Urban Economics* 44(3), 438-467.
- Brueckner, JK. 2003. Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review* 26(2), 175-188.
- Burridge, P. 1980. On the Cliff-Ord test for spatial autocorrelation. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 42(1), 107-108.
- Cliff, AD, & Ord, K. 1981. *Spatial Processes: Models and Applications*. Londres : Pion.
- Elhorst, JP, & Fréret, S. 2009. Evidence of political yardstick competition in France using a two-regime spatial Durbin model with fixed effects. *Journal of Regional Science* 49(5), 931-951.
- Evenson, B, & Wheaton, WC. 2003. Local variations in land use regulations. *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs* 2003(4), 221-260.
- Fischel, WA. 1990. *Do Growth Controls Matter? A Review of Empirical Evidence on the Effectiveness and Efficiency of Local Government Land Use Regulation*. Cambridge: Lincoln Institute of Land Policy.
- Florax, RJGM, & Folmer, H. 1992. Specification and estimation of spatial linear regression models. *Regional Science and Urban Economics* 22(3), 405-432.
- Foucault, M, Madiès, T, & Paty, S. 2008. Public spending interactions and local politics. Empirical evidence from French municipalities. *Public Choice* 137(1), 57-80.
- Fréret, S. 2007. Comportement mimétique des départements français sur les dépenses publiques d'aide sociale. *Revue d'Economie Régionale et Urbaine Déc*(5), 881-895.
- Glaeser, EL, & Shleifer, A. 2005. The Curley effect: The economics of shaping the electorate. *Journal of Law, Economics & Organization* 21(1), 1-19.
- Hall, JC, & Ross, JM. 2010. Tiebout competition, yardstick competition, and tax instrument choice: Evidence from Ohio school districts. *Public Finance Review* 38(6), 710-737.
- Hirschman, AO. 1970. *Exit, Voice, and Loyalty: Response to Decline in Firms, Organizations, and States*. Cambridge: Harvard University Press.
- Lacombe, DJ. 2004. Does econometric methodology matter? An analysis of public policy using spatial econometric techniques. *Geographical Analysis* 36(2), 105-118.
- Lee, LF. 2004. Asymptotic distributions of Quasi-Maximum Likelihood estimators for spatial econometric models. *Econometrica* 72(6), 1899 – 1926.
- Madiès, T, Paty, S, & Rocaboy, Y. 2005. Externalités fiscales horizontales et verticales. Où en est la théorie du fédéralisme financier ? *Revue d'Économie Politique* 115(1), 17-63.
- Mayer, N. 2003. Que reste-t-il du vote de classe ? Le cas français. *Lien social et Politiques* 49, 101-111.
- McMillen, DP, & McDonald, JF. 1991. Land value functions with endogenous zoning. *Journal of Urban Economics* 29(1), 14-27.
- Michelat, G, & Simon, M. 1977. *Classe, religion et comportement politique*. Paris : Presses de Sciences Po.
- Mingat, A, & Salmon, P. 1986. Choisir sa population pour gagner les élections ? Une étude empirique sur les élections municipales de 1953 à 1983. *Revue Française de Science Politique* 36(2), 182-204.
- Mingat, A, & Salmon, P. 1988. Alterable electorates in the context of residential mobility. *Public Choice* 59(1), 67-82.
- Nguyen, MT. 2009. Why do communities mobilize against growth: Growth pressures, community status, metropolitan hierarchy, or strategic interaction? *Journal of Urban Affairs* 31(1), 25-43.
- Pendall, R. 2000. Local land use regulation and the chain of exclusion. *Journal of the American Planning Association* 66(2), 125-142.
- Pogodzinski, JM, & Sass, TR. 1994. The theory and estimation of endogenous zoning. *Regional Science and Urban Economics* 24(5), 601-630.
- Revelli, F. 2005. On spatial public finance empirics. *International Tax and Public Finance* 12 (4), 475-492.
- Rietveld, P, & Wintershoven, P. 1998. Border effects and spatial autocorrelation in the supply of network infrastructure. *Papers in Regional Science* 77(3), 265-276.
- Salmon, P. 1987. Decentralisation as an incentive scheme. *Oxford Review of Economic Policy* 3(2), 24-43.
- Salmon, P. 2006. Horizontal competition among governments. In Ahmad, E, & Brosio, G. (eds). *Handbook of fiscal federalism*. Cheltenham : Edward Elgar.
- Solé Ollé, A. 2003. Electoral accountability and tax mimicking: the effects of electoral margins, coalition government, and ideology. *European Journal of Political Economy* 19(4), 685 – 713.
- Tiebout, CM. 1956. A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy* 64(5), 416-424.
- Verdugo, G. 2011. Fragmentation urbaine et chocs économiques : deux déterminants de l'offre de logements sociaux en France. *Economie et Statistique* 446, 3-24.
- Wallace, NE. 1988. The market effects of zoning undeveloped land: Does zoning follow the market? *Journal of Urban Economics* 23(3), 307-326.
- Wildasin, DE. 1988. Nash equilibria in models of fiscal competition. *Journal of Public Economics* 35(2), 229-240.
- Zodrow, GR, & Mieszkowski, P. 1986. Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods. *Journal of Urban Economics* 19(3), 356-370.

<sup>1</sup> Le PLU du Grand Lyon est accessible à l'adresse [www.plu.grandlyon.com](http://www.plu.grandlyon.com). Malgré le fait qu'il s'agit d'un PLU intercommunal, nous pensons qu'il reflète les volontés des élus municipaux, car les communes concernées ont été étroitement associées à son élaboration. Il a d'ailleurs été approuvé par le conseil de communauté, dont les membres sont désignés par les conseils municipaux des communes membres, avec une seule voix s'y opposant. Voir le compte rendu de la délibération n° 2005-2826 du conseil de communauté du Grand Lyon, également accessible sur [www.grandlyon.com](http://www.grandlyon.com).

<sup>2</sup> Nous considérons de droite les maires appartenant au Rassemblement Pour la République, à l'Union pour la Démocratie Française, à Démocratie Libérale, ainsi que ceux estampillés « Divers Droite » par les sources que nous avons consultées. Sont considérés de gauche les maires appartenant au Parti Socialiste, au Parti Communiste Français ou au Parti Radical de Gauche. Nos données proviennent du Ministère de l'Intérieur, de l'Outre-mer et des Collectivités Territoriales, du quotidien « Le Progrès », ainsi que du site internet <http://elections.france3.fr>.