

Cet article est disponible en ligne à l'adresse :

http://www.cairn.info/article.php?ID_REVUE=ECOP&ID_NUMPUBLIE=ECOP_156&ID_ARTICLE=ECOP_156_0043

Le mimétisme fiscal : une application aux Régions françaises

par Lars P. FELD, Jean-Michel JOSSELIN et Yvon ROCABOY

| La Documentation française | Économie et Prévision

2002/5 - n° 156

ISSN 0249 - 4744 | pages 43 à 49

Pour citer cet article :

— Feld L., Josselin J.-M. et Rocaboy Y., Le mimétisme fiscal : une application aux Régions françaises, Économie et Prévision 2002/5, n° 156, p. 43-49.

Distribution électronique Cairn pour La Documentation française.

© La Documentation française. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Le mimétisme fiscal : une application aux Régions françaises

Lars P. Feld (*)

Jean-Michel Josselin (**)

Yvon Rocaboy (***)

Le mimétisme fiscal a récemment fait l'objet d'une attention particulière dans l'analyse des interactions fiscales entre collectivités territoriales. Le mécanisme de ces interactions peut procéder de la possibilité qu'ont les électeurs de comparer la politique fiscale de leur gouvernement à celle menée dans les collectivités voisines et d'évaluer ainsi l'efficacité relative de leurs élus. Ce contrôle potentiel peut inciter ces derniers à s'imiter. Une telle attitude, contrairement à la compétition fiscale "en base", peut conduire à une convergence des taux d'impôt à un niveau plus élevé que le niveau efficace. Dans cet article, un modèle simple de type "concurrence par comparaison" est proposé et testé empiriquement sur les régions françaises.

(*) Université de Marburg, Allemagne.

E-mail : feld@wiwi.uni-marburg.de

(**) Université de Rennes 1 et CREREG

E-mail : Jean-Michel.Josselin@univ-rennes1.fr

(***) Université de Rennes 1 et CREREG

E-mail : Yvon.Rocaboy@univ-rennes1.fr

Nous tenons à remercier I. Cadoret et un rapporteur anonyme pour leurs suggestions et commentaires fructueux. Il va de soi que les erreurs et imprécisions subsistantes restent nôtres.

Les modèles de concurrence fiscale se sont largement développés depuis le début des années quatre-vingt, tout particulièrement à la suite des travaux de Wildasin (1988). Comme le montre l'état des lieux récents de Wilson (1999), cette concurrence amène dans le cadre de nombreux modèles à prédire une course vers le bas des taux d'imposition. Les bases fiscales localisées étant sensibles au taux qu'elles subissent, leur mobilité relative conduit les gouvernements locaux à une concurrence prédatrice. Les biens collectifs sont alors fournis en quantité sous-optimale, les taux nécessaires pour les financer n'étant pas atteints. Cette concurrence fiscale et la convergence à la baisse des taux d'impôt peuvent être remises en question, sinon fondamentalement du moins partiellement, tant sur les plans théorique qu'empirique.

Sur le plan théorique, d'une part, si l'analogie de la compétition de marché en matière de concurrence entre institutions est certes très répandue depuis Tiebout (1956), elle n'en devrait pas moins admettre également des explications complémentaires. En particulier, les mécanismes de tournoi, de "yardstick competition", de mimétisme, sont autant d'explications possibles du comportement des élus. Dès lors que les électeurs ont la capacité de regarder ce qui se passe dans les collectivités voisines ou similaires, ils peuvent tirer de cette comparaison des enseignements. De même, les gouvernements locaux en place doivent tenir compte non seulement des critiques et promesses de leurs concurrents directs sur le territoire qu'ils dirigent, mais également des performances des élus voisins. Ce double mécanisme de concurrence, à la fois avec les entrants potentiels et les agents déjà présents sur le marché, est bien connu de l'économie du travail (Holmstrom, 1982) ou de la firme (Shleifer, 1985). Il a pénétré plus tardivement le champ de l'économie publique, avec notamment les travaux de Salmon (1987), Ladd (1992), Case (1993), puis plus récemment de Figlio, Kolpin et Reid (1999), Brueckner (2000) et Saavedra (2000).

Sur le plan empirique, d'autre part, des travaux montrent la pertinence de l'hypothèse de mimétisme, avec par exemple les tests de Case, Rosen et Hines (1993), Besley et Case (1995), Heyndels et Vuchelen (1997). Il n'existe pas, à notre connaissance du moins, de travaux similaires qui porteraient sur des Régions françaises. Or la décentralisation possède désormais un certain recul, ce qui autorise une analyse statistique des comportements fiscaux.

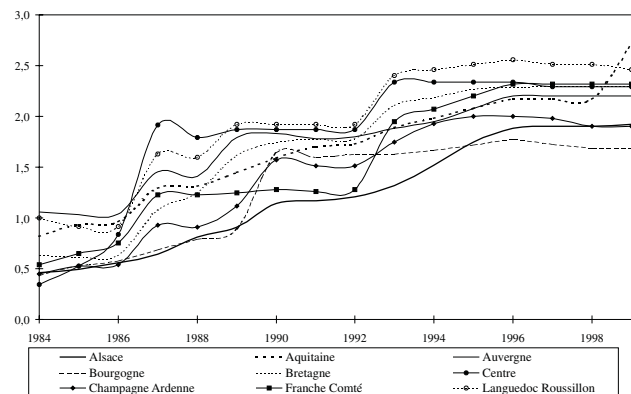
Au regard du renouveau théorique de la concurrence entre collectivités publiques et à l'exemple des travaux empiriques qui se développent dans d'autres pays, l'objectif de l'article est triple. Tout d'abord, il s'agit de prendre la mesure concrète de l'évolution des taux d'impôt des collectivités régionales : y a-t-il

bien comme le prédit la concurrence fiscale liée à la mobilité des bases une convergence vers le bas de ces taux ? La première partie en fournit une analyse statistique descriptive. Si elle infirme cette convergence vers le bas, c'est qu'il est possible que des mécanismes de concurrence soient à l'œuvre, qui ne relèvent pas de ce type de compétition fiscale. L'objectif de l'article est donc ensuite de proposer un modèle très simple de "yardstick competition" qui puisse mettre à jour les conditions d'apparition de comportements de mimétisme fiscal. C'est l'objet de la deuxième partie. Enfin, les tests économétriques doivent pouvoir corroborer l'existence de telles stratégies et en fournir des variables explicatives significatives, ce à quoi est consacrée la troisième partie.

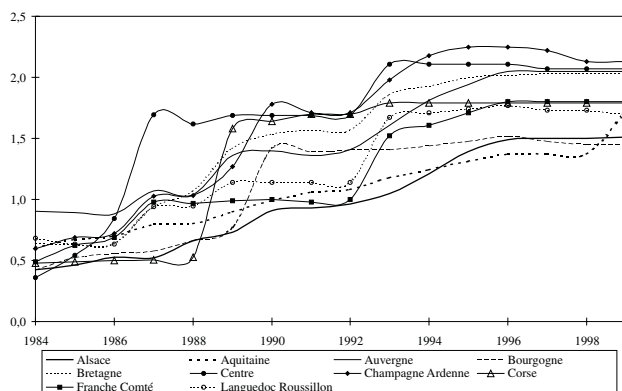
Évolution des taux d'imposition dans les Régions françaises

Depuis 1986, les Régions ont la liberté de faire varier leurs taux d'imposition en respectant un tunnel de taux fixé par la loi. L'un des impôts concernés est la taxe d'habitation. Immédiatement après la décentralisation, la variance de cette taxe croît considérablement. Son coefficient de variation pour les 22 Régions passe de 37,78 en 1985 à 46,85 en 1987. Ces collectivités territoriales utilisent la nouvelle marge de manœuvre budgétaire qui leur est offerte. Le graphique 1 illustre en prenant à titre d'exemple un échantillon de Régions (Alsace, Aquitaine, Auvergne, Bourgogne, Bretagne, Centre, Champagne-Ardenne, Corse, Franche-Comté et Languedoc-Roussillon). Les taux entament ensuite un processus de convergence qui fait passer le coefficient de variation de 46,85 en 1987 à 23,13 en 1995. Cette réduction d'environ 51% témoigne certes de cette convergence, mais, contrairement aux prédictions du modèle standard de compétition fiscale, celle-ci s'engage à la hausse, et ce de manière continue (graphique 1).

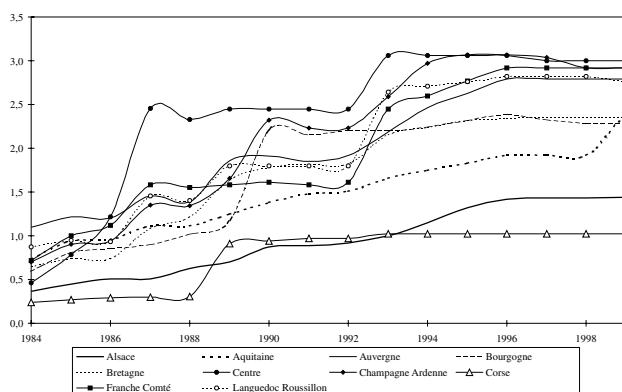
Graphique 1 : taux de taxe d'habitation des Régions françaises, 1984 à 1999



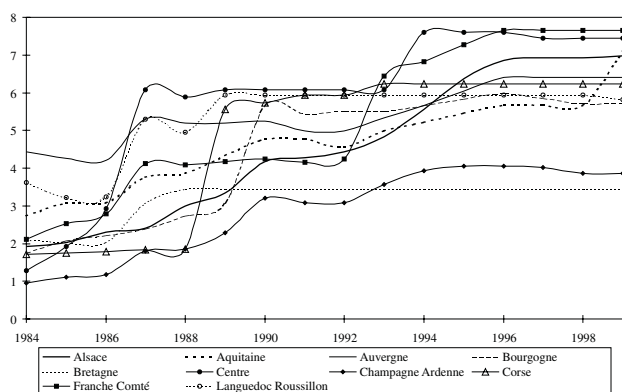
Graphique 2 : taux de taxe professionnelle des Régions françaises, 1984 à 1999



Graphique 3 : taux de taxe foncière sur les propriétés bâties des Régions françaises, 1984 à 1999



Graphique 4 : taux de taxe foncière sur les propriétés non bâties des Régions françaises, 1984 à 1999



On retrouve un processus similaire avec la taxe professionnelle. Le graphique 2 reprend le cas des sept Régions précédentes et illustre une convergence vers le haut. Pour l'ensemble des 22 Régions, on observe là encore, juste après la décentralisation, un accroissement momentané de la variation des politiques de taux (le coefficient de variation passe de 39,84 en 1985 à 40,98 en 1987), puis le

phénomène de convergence se met en place pour aboutir à un coefficient de variation de 19,92 en 1995. Comme dans le cas de la taxe d'habitation, les taux de taxe professionnelle croissent continûment sur la période 1987-1999.

Ce phénomène de convergence à la hausse est certes moins net en ce qui concerne les deux taxes foncières. L'évolution illustrée par les graphiques 3 et 4 (respectivement pour les fonciers bâti et non bâti) est plus contrastée. Même si elle se traduit par une tendance générale à la hausse, la convergence est beaucoup moins marquée que dans les deux cas précédents. Cela dit, pour les 22 Régions, le coefficient de variation pour le foncier bâti passe de 53,43 en 1987 à 37,55 en 1995, ce qui constitue tout de même une diminution de 30%. Dans le cas du foncier non bâti, l'ordre de grandeur est similaire avec une baisse de 28% pour le coefficient de variation qui diminue de 47,68 à 34,31 sur la même période.

L'intuition d'une concurrence entre collectivités territoriales qui passerait non seulement par la compétition fiscale liée à la mobilité des bases, mais peut-être plus encore par des mécanismes de "yardstick competition" est donc bien loin d'être infirmée par la simple lecture des données. Il reste à l'explicitier au plan théorique avant de l'étayer par des tests économétriques.

Cadre théorique

Le modèle proposé ici a pour cadre deux collectivités territoriales qui fournissent toutes les deux un bien public financé par l'impôt. Dans chacune, l'électeur décisif est le principal d'une relation d'agence. L' élu y tient le rôle de l'agent. Les modèles sur ce thème abondent et il n'est pas question ici d'en proposer un survol. L'objectif est plutôt de concentrer le propos sur la question du mimétisme. Lorsque les principaux ont la possibilité de comparer les actions de leurs agents respectifs, ceux-ci peuvent intégrer cette donnée dans leurs comportements. Ces comportements sont supposés être non coopératifs, tant de la part des principaux que des agents. Cette hypothèse permet d'écartier l'éventualité de coalition de ces derniers, lesquels pourraient ainsi tenter une alliance "sur le dos" des principaux, par exemple en adoptant des comportements stratégiques non sincères et parallèles. Dans le même temps, les électeurs décisifs n'ont pas la possibilité de mettre en place une agence commune qui leur permettrait de coordonner leur contrôle des agents.

Le jeu se déroule sur deux périodes, une élection ayant lieu lors de chacune d'entre elles. Dans les deux collectivités représentées respectivement par les agents i et j , les principaux souhaitent obtenir à

chaque période la même quantité de bien public $g_i = \bar{g}_i$ et $g_j = \bar{g}_j$. Ce dernier est assimilé à la dépense publique (la fonction de production correspondante est donc l'identité, ce qui permet d'évacuer le problème de l'efficacité technique des processus productifs publics locaux). Le financement s'appuie sur l'imposition des bases fiscales B_i et B_j dont le niveau est variable. On note B_i^+ et B_j^+ les valeurs maximales des bases, B_i^- et B_j^- les valeurs minimales. Le principal connaît ces bornes mais ne sait pas quelle est la valeur effectivement prise par la base. L'agent a en revanche une information parfaite sur la conjoncture fiscale, donc sur l'assiette dont il dispose pour financer \bar{g}_i ou \bar{g}_j .

Puisque le principal a la possibilité de comparer sa situation fiscale à celle de la collectivité voisine, il dispose d'une information sur la qualité relative de son agent. Si pour des niveaux donnés de bien public \bar{g}_i et \bar{g}_j dans chacune des collectivités, le taux d'impôt t_i pratiqué en i est jugé élevé par rapport au taux t_j constaté en j , le principal peut légitimement s'interroger sur le renouvellement du mandat accordé à son agent. En revanche, si le taux est jugé faible comparé au taux pratiqué ailleurs, l'électeur sera plus enclin à donner sa voix à l' élu sortant. Formellement, la probabilité de réélection d'un agent notée π dépend positivement du taux pratiqué par la collectivité voisine et négativement de son propre taux, soit : $\pi_i = \pi_i(t_i, t_j)$ avec $\partial \pi_i / \partial t_i < 0$ et $\partial \pi_i / \partial t_j > 0$. On s'inspire ici de la formulation utilisée dans les modèles de vote probabiliste (par exemple Coughlin et Nitzan 1981). Par hypothèse, cette probabilité est connue de l'agent.

L' élu est supposé adopter un comportement prédateur car il souhaite maximiser son espérance de gain, représentée par la différence entre la recette fiscale et la dépense publique à consentir pour financer \bar{g}_i . Il peut utiliser cette rente afin de financer des projets qui ne profitent pas au principal, en ce sens qu'il ne rentrent pas dans \bar{g}_i . Par hypothèse, il ne peut accomplir que deux mandats successifs. Par souci de simplification, le taux d'actualisation est supposé nul et la base fiscale B_i est identique sur les deux périodes. L'équilibre parfait en sous-jeu se calcule alors facilement. En seconde période, n'ayant rien à perdre, l' élu pratique systématiquement le taux le plus élevé $t_i^+ = \bar{g}_i / B_i^-$ quelle que soit la conjoncture fiscale. Dans ces conditions, le taux d'impôt choisi en première période se déduit du programme suivant :

$$(1) \text{Max}_{t_i} (t_i B_i - \bar{g}_i) + \pi_i(t_i, t_j) (t_i^+ B_i - \bar{g}_i)$$

La condition d'optimalité du premier ordre est donnée par l'équation :

$$(2) - \frac{\partial \pi_i(t_i, t_j)}{\partial t_i} (t_i^+ B_i - \bar{g}_i) = B_i$$

et celle du second ordre :

$$(3) \frac{\partial^2 \pi_i(t_i, t_j)}{\partial t_i^2} < 0$$

Le terme de gauche de l'équation (2) mesure la perte de l'espérance de gain de deuxième période liée à un accroissement marginal du taux d'impôt en première période, tandis que le terme de droite mesure le gain en première période de cet accroissement marginal de t_i . L'espérance de perte marginale étant croissante en t_i et le gain marginal constant, il existe un taux d'équilibre pour lequel le gain marginal est juste égal à la perte marginale.

En termes de statique comparative, une augmentation du niveau de bien public offert \bar{g}_i se traduit par une baisse de l'espérance de gain de deuxième période et donc par un accroissement du taux d'impôt t_i à l'équilibre. Il y a donc une relation positive entre le taux pratiqué par l'agent i et le niveau de bien public \bar{g}_i offert dans cette collectivité, toutes choses égales par ailleurs.

La condition d'optimalité du premier ordre permet en outre de définir la fonction de réaction de la collectivité i . En appliquant le théorème des fonctions implicites, on obtient la pente de la courbe de réaction de i dans le plan (t_i, t_j) :

$$(4) \frac{dt_j}{dt_i} = - \frac{\partial^2 \pi_i(t_i, t_j) / \partial t_i^2}{\partial^2 \pi_i(t_i, t_j) / \partial t_i \partial t_j}$$

Pour qu'il y ait interaction stratégique, il faut que la probabilité marginale de réélection dépende du taux d'impôt de la collectivité voisine, c'est-à-dire $\partial^2 \pi_i(t_i, t_j) / \partial t_i \partial t_j \neq 0$. Il y aura comportement mimétique si $\partial^2 \pi_i(t_i, t_j) / \partial t_i \partial t_j > 0$, c'est-à-dire lorsque la pente de la courbe de réaction est positive : toute variation du taux d'impôt en j s'accompagne d'une variation dans le même sens du taux d'impôt en i . Les taux d'impôt locaux constituent alors des compléments stratégiques. La collectivité i , par l'intermédiaire de l' élu, tend à mimer les comportements fiscaux de la collectivité voisine. Dans le cas contraire, lorsque $\partial^2 \pi_i(t_i, t_j) / \partial t_i \partial t_j < 0$, les taux d'impôt locaux sont des substituts stratégiques et la courbe de réaction est décroissante. Le comportement observé est alors un comportement de différenciation fiscale.

En résumé, ce modèle simple montre qu'il existe, d'une part, une relation positive entre le taux d'impôt et le niveau de bien public d'une collectivité et qu'il peut exister, d'autre part, un lien entre ce taux et le taux d'impôt des collectivités voisines. Pour les Régions françaises, c'est essentiellement cette dernière relation qui va faire l'objet des tests économétriques qui suivent.

Application aux Régions françaises

La première étape consiste à décrire les spécifications économétriques avant de détailler et commenter les résultats des tests effectués.

Spécifications

La spécification retenue suppose que la politique fiscale de la Région en question dépend de la moyenne non pondérée des taxes constatées dans les Régions voisines géographiquement, c'est-à-dire ayant une frontière commune. À titre d'exemple, les élus d'Île-de-France s'appuient sur les comportements de la Haute-Normandie, de la Picardie, de Champagne-Ardenne, Bourgogne et Centre en matière d'imposition pour décider de leur politique. Puisque cette moyenne est non pondérée, aucune des Régions considérées n'a plus d'influence que les autres sur les choix fiscaux en Île-de-France. Outre les politiques fiscales des Régions voisines, plusieurs autres variables sont susceptibles d'avoir un impact sur les choix d'imposition régionaux à travers le niveau de bien public fourni. L'équation à estimer est donc la suivante :

$$(5) \quad t_T^* = \beta_1 \hat{t}_T + \beta_2' X_T + \varepsilon$$

où t_T^* est le taux de taxe optimal dans la Région pour l'année T . Le scalaire β_1 mesure l'influence des politiques fiscales des collectivités territoriales voisines sur la Région en question. La variable \hat{t}_T correspond en effet à la moyenne des taux des Régions voisines. Le vecteur X_T de dimension $[k]$ décrit les k variables démographiques et économiques de la Région, le vecteur associé β_2 fournissant une mesure de leur influence sur les choix d'imposition de la Région. Enfin, ε est un terme d'erreur normalement distribué de moyenne nulle et de variance constante.

L'ajustement du taux à son niveau optimal est supposé ne pas se faire instantanément. La variation de taux observée d'une année à l'autre est une fraction de la variation souhaitée par la Région. Dès lors, le modèle à estimer devient dynamique et s'écrit :

$$(6) \quad t_T - t_{T-1} = \lambda(t_T^* - t_{T-1}) \text{ avec } \lambda \in (0, 1)$$

En reportant (5) dans (6) pour éliminer t_T^* , il vient :

$$(7) \quad t_T = (1-\lambda)t_{T-1} + \lambda\beta_1 \hat{t}_T + \lambda\beta_2' X_T + \lambda\varepsilon$$

C'est cette dernière équation qui fait l'objet des tests économétriques. Le vecteur X_T comprend le revenu moyen des ménages de la Région, le taux de chômage régional, des variables démographiques, comme la densité et la structure de la population, et les dotations de l'État reçues par la Région. Finalement,

une variable de *trend* est incluse pour contrôler l'évolution des taux d'impôts depuis 1986.

Une source d'endogénéité subsiste cependant. En effet, si la politique fiscale d'une Région i est influencée par celles des voisins, ces derniers sont eux aussi influencés par les choix de taux de leurs propres voisins, l'un d'entre eux étant la Région i . Afin de résoudre ce problème, on retient la méthode proposée par Kelejian et Prucha (1998), et Kelejian et Robertson (1993), qui consiste à utiliser comme instruments les variables économiques et démographiques des Régions voisines décalées d'une période.

Résultats des estimations

Le tableau 1 fournit les résultats du modèle à effets fixes pour les 22 Régions françaises, estimé sur la période 1986-1998. Les données utilisées sont extraites des publications de la DGCL (Direction générale des collectivités locales) et de l'Insee. Approximativement, 90% de la variance des taux est expliquée par ce modèle. Le coefficient d'ajustement λ est significatif et prend une valeur plus forte pour les taxes d'habitation et professionnelle, autour de 0,38, que pour les taxes foncières, approximativement 0,28. Cela signifierait que l'ajustement au niveau souhaité se fait plus rapidement pour les deux premières taxes (habitation et professionnelle) que pour les deux dernières (foncières). Ce résultat empirique n'est pas contre intuitif, dans la mesure où les taxes foncières présentent un intérêt politique et économique moins fort que les deux autres taxes.

Les taux d'imposition locaux sont significativement influencés par ceux des Régions voisines. Plus le taux de la taxe est élevé dans les collectivités voisines, plus il l'est toutes choses égales par ailleurs dans la Région en question. Cela est particulièrement vrai pour la taxe professionnelle et la taxe d'habitation, ce qui corrobore la convergence des taux plus étroite observée pour ces deux taxes. Ainsi, la taxe professionnelle semble être l'impôt régional qui suscite le plus de mimétisme. À court terme (resp. à long terme), c'est-à-dire lorsque l'on considère le paramètre $\lambda\beta_1$ (β_1), une augmentation de 1 point du taux de taxe professionnelle des collectivités voisines d'une Région donnée se traduit par une augmentation de 0,225 (0,6) point du taux de cette même taxe dans cette même Région. En revanche, la taxe sur le foncier bâti semble faire l'objet de comportement mimétique nettement moins fort, le coefficient estimé valant 0,081 à court terme et 0,29 à long terme. Les tests de robustesse ne modifient pas ces résultats. Ils consistent à inclure la moyenne pondérée des taux de toutes les Régions, en utilisant comme poids l'inverse de la distance en kilomètres entre les capitales régionales. Ainsi, d'une manière générale, ces résultats tendraient à révéler le caractère de complémentarité stratégique des taux d'impôts régionaux.

Tableau 1 : modèle à effets fixes individuels de mimétisme fiscal entre les 22 Régions françaises, 1986 à 1998

Variables explicatives	Taux de taxe d'habitation	Taux de taxe professionnelle	Taux du foncier bâti	Taux du foncier non bâti
Revenu net imposable moyen par habitant (en milliers de Frs)	- 0,004 (- 1,33)	- 0,012 ** (- 3,82)	- 0,009 ** (- 3,86)	- 0,002 (- 0,19)
Taux de chômage régional	- 0,004 (- 0,55)	0,007 (1,10)	- 0,013 (- 1,47)	0,036 (1,37)
Densité de population	- 1,053 (- 0,67)	- 0,829 (- 0,45)	- 0,411 (- 0,32)	1,317 (*) (1,84)
Population	- 0,103 (- 0,95)	- 0,015 (- 0,11)	- 0,055 (- 0,48)	- 2,083 ** (- 3,45)
Part des moins de 20 ans	0,042 ** (2,90)	0,080 ** (3,45)	0,027 (*) (1,73)	0,290 ** (3,70)
Part des plus de 60 et moins de 75 ans	0,087 ** (3,37)	0,121 ** (4,33)	0,076 ** (2,89)	0,303 ** (3,06)
Part des plus de 75 ans	0,013 (0,46)	0,107 ** (3,67)	- 0,029 (- 0,94)	0,121 (1,20)
Transferts de fonctionnement reçus par habitant (en milliers de Frs)	- 0,076 (- 1,40)	- 0,351 (- 1,03)	- 0,094 ** (- 4,36)	- 0,195 (- 1,13)
Transferts d'investissement reçus par habitant (en milliers de Frs)	0,946 ** (4,12)	1,317 ** (3,99)	1,017 ** (5,36)	1,781 * (2,50)
<i>Trend</i>	0,013 (1,47)	0,026 (1,60)	0,019 * (2,03)	0,033 (0,89)
Variable dépendante t_{-1}	0,620 ** (11,58)	0,625 ** (9,80)	0,724 ** (15,90)	0,733 ** (15,49)
Taux de taxe d'habitation des Régions voisines	0,174 ** (6,35)	-	-	-
Taux de taxe professionnelle des Régions voisines	-	0,225 ** (8,42)	-	-
Taux de foncier bâti des Régions voisines	-	-	0,081 ** (4,96)	-
Taux de foncier non bâti des Régions voisines	-	-	-	0,152 ** (5,21)
\bar{R}^2	0,93	0,87	0,91	0,94
Ecart-type	0,15	0,24	0,29	0,57
Degrés de liberté	252	252	252	252

Les nombres entre parenthèses sont les valeurs absolues des t de Student estimés sur la base d'une correction de White.

“***”, “**” or “(*)” indiquent que le paramètre estimé est significativement différent de zéro aux seuils de 1, 5 ou 10%, respectivement.

Pour ce qui est des autres variables, elles n'ont pas systématiquement d'effet significatif. L'impact du revenu moyen des ménages sur les taux d'impôt de la Région serait négatif et statistiquement significatif pour la taxe professionnelle et le foncier bâti. Cet effet peut se comprendre si l'on considère le revenu comme un indicateur de la valeur des bases fiscales locales. Plus cette valeur est élevée et plus le taux d'impôt nécessaire au financement d'une dépenses publique donnée est faible, toutes choses égales par ailleurs. Il en est de même pour les transferts de fonctionnement reçus qui jouent comme une ressource se substituant à la recette fiscale. Plus ces transferts sont élevés et moins cette recette est importante pour financer la dépense publique régionale, *ceteris paribus*. Les transferts d'investissement reçus ont un impact positif et statistiquement significatif sur les taux d'impôt des Régions. Ce résultat tendrait à montrer que l'investissement et le fonctionnement sont

complémentaires. En d'autres termes, il existe une complémentarité entre le travail et le capital. En effet, plus les transferts d'investissement reçus sont élevés et plus l'investissement régional sera soutenu et entraînera une augmentation des dépenses de personnel, exigeant ainsi un accroissement des dépenses de fonctionnement et donc des taux d'impôt locaux, toutes choses égales par ailleurs. Enfin, certaines variables démographiques ont un effet statistiquement significatif sur les taux d'impôt des Régions. En particulier, la part des moins de 20 ans joue positivement sur ces taux car les Régions ont en charge la construction et la rénovation des lycées ainsi que la formation professionnelle.

Au total, les résultats des tests ne permettent pas d'infirmier qu'au niveau régional, la politique fiscale d'une Région est influencée par celles des collectivités voisines. On pourrait argumenter qu'il s'agit là d'un simple phénomène de concurrence

fiscale lié à la mobilité des bases. Les résultats statistiques obtenus permettent d'aller plus loin. Puisque les quatre taxes voient leurs taux augmenter de façon convergente depuis la décentralisation, l'explication des comportements par le marché politique apparaît particulièrement cohérente avec les estimations.

Conclusion

Le principal objectif de cet article a été de montrer que les comportements des collectivités territoriales en matière fiscale obéissent vraisemblablement à des déterminants plus complexes et plus riches que les seuls mécanismes de compétition fiscale. En particulier, l'hypothèse de mimétisme des comportements politiques ne peut être rejetée. Tout d'abord, les statistiques descriptives font apparaître pour les Régions françaises une convergence des taux à la hausse. Ensuite, le modèle très simple proposé ici montre qu'il peut être rationnel pour un élu d'adopter un comportement mimétique. Enfin, les tests économétriques sur ces mêmes Régions françaises ne permettent pas d'infirmar cette hypothèse.

Les résultats obtenus appellent toutefois des réserves. Ils constituent une première étape qui certes justifie que l'on aille plus loin dans la compréhension et la mesure des phénomènes de mimétisme fiscal, mais qui n'en appelle pas moins des raffinements. En matière d'estimations, il faudra considérer des méthodes de corrélation spatiale plus sophistiquées. Sur le plan théorique, le cadre du modèle, même s'il est aisé d'en affiner la présentation, reste pauvre dans la description qu'il fournit des institutions. Il faudrait pouvoir opposer explicitement les structures de démocratie représentative et directe, de même que l'effet des superpositions d'institutions publiques sur un même territoire. Au vu des ces réserves, les résultats présentés dans l'article doivent être évalués avec précaution. Il n'en demeure pas moins qu'ils constituent un "commencement de preuve" de ce que les collectivités territoriales non seulement se concurrencent, mais également s'imitent.

Bibliographie

- Besley T. et Case A.C. (1995).** "Incumbent Behavior: Vote-seeking, Tax-setting, and Yardstick Competition", *American Economic Review*, vol. 85, pp. 25-45.
- Brueckner J.K. (2000).** "Welfare Reform and the Race to the Bottom: Theory and Evidence", *Southern Economic Journal*, vol. 66, pp. 505-525.
- Case A.C. (1993).** "Interstate Tax Competition after TRA86", *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 12, pp. 136-148.
- Case A.C., Rosen H.S. et Hines J.R. (1993).** "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence. Evidence from the States", *Journal of Public Economics*, vol. 52, pp. 285-307.
- Coughlin P. et Nitzan S. (1981).** "Directional and Local Electoral Equilibria with Probabilistic Voting" *Journal of Economic Theory*, vol. 24, pp. 226-239.
- Figlio D.N., Kolpin V.W et Reid W.E. (1999).** "Do States Play Welfare Games?", *Journal of Urban Economics*, vol. 46, pp. 437-454.
- Heyndels B. et Vuchelen J. (1997).** "Tax Mimicking among Belgian Municipalities", *National Tax Journal*, vol. 51, pp. 89-101.
- Holmstrom B.R. (1982).** "Moral Hazard in Teams", *Bell Journal of Economics and Management Science*, vol. 13, pp. 324-340.
- Kelejian H.H. et Prucha I.R. (1998).** "A Generalized Spatial Two-stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 17, pp. 99-121.
- Kelejian H.H. et Robertson D.H. (1993).** "A Suggested 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.
- Ladd H.F. (1992).** "Mimicking of Local Tax Burdens among Neighboring Counties", *Public Finance Quarterly*, vol. 20, pp. 450-467.
- Saavedra L.A. (2000).** "A Model of Welfare Competition with Evidence from AFDC", *Journal of Urban Economics*, vol. 47, pp. 248-279.
- Salmon P. (1987).** "Decentralisation as an Incentive Scheme", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 3, pp. 24-43.
- Shleifer A. (1985).** "A Theory of Yardstick Competition", *Rand Journal of Economics*, vol. 16, pp. 319-327.
- Tiebout C.M. (1956).** "A Pure Theory of Public Expenditures", *Journal of Political Economy*, vol. 64, pp. 416-424.
- Wildasin D.E. (1988).** "Nash Equilibrium 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*, vol. 53, pp. 269-304.