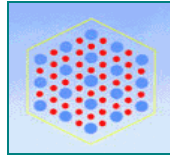


Association de Science Régionale De Langue Française



XLème Colloque de l'ASRDLF

Convergence et disparités régionales au sein de l'espace européen

Les politiques régionales à l'épreuve des faits

Bruxelles – 1, 2 et 3 Septembre 2004

**LES DETERMINANTS POLITIQUES DES CHOIX FISCAUX
DEPARTEMENTAUX**

ERIC DUBOIS

LAEP

Université Paris I Panthéon-Sorbonne

Maison des Sciences économiques 106/112 bd de l'Hôpital

75647 Paris

Eric.dubois@univ-paris1.fr

MATTHIEU LEPRINCE

CREM (UMR CNRS 6211)

Faculté des Sciences Economiques

Université de Rennes 1

7 place Hoche

35065 Rennes cedex

matthieu.leprince@univ-rennes1.fr

SONIA PATY

MEDEE IFRESI/CNRS

Faculté des Sciences économiques et sociales

Université des Sciences et Technologies de Lille

59655 Villeneuve d'Ascq

sonia.paty@univ-lille1.fr

Résumé :

Dans cette communication, nous proposons de généraliser l'explication des choix fiscaux des départements français à l'aide de variables décrivant le marché politique local. L'originalité de notre démarche consiste à tester l'apport explicatif de déterminants politiques éventuels tels que la couleur politique de la majorité au Conseil Général, le nombre de mandats passés du président, le cumul des mandats du président, la couleur politique du conseil régional, le pourcentage de sièges détenu par la majorité. Sur le plan méthodologique, nous estimons pour les années 1999 et 2000 un modèle statique de choix fiscal départemental pour les trois principales taxes directes locales fixées par les départements français. En plus de l'attention portée aux variables politiques, nous testons également l'existence d'interactions fiscales entre départements et nous en mesurons la forme et l'intensité à l'aide des techniques d'économétrie spatiale. Les résultats suggèrent l'importance des variables politiques jusqu'alors ignorées dans la littérature traditionnelle portant sur les finances publiques locales.

Mots clés : *fiscalité locale, départements, économétrie spatiale, marge électorale, cumul des mandats*

Classification : H70

LES DETERMINANTS POLITIQUES DES CHOIX FISCAUX DEPARTEMENTAUX

INTRODUCTION

Ces deux dernières décennies, une vaste réflexion théorique et empirique s'est engagée sur les enjeux des interactions entre les politiques fiscales menées par les élus. Une première hypothèse, dans la lignée des travaux de Wildasin (1988) fonde l'existence de ces interactions sur la mobilité du capital. Dans la plupart de ces modèles dits de concurrence fiscale, la crainte d'une délocalisation du capital conduit les gouvernements supposés bienveillants à diminuer leur pression fiscale et à fournir une quantité insuffisante de services publics. D'autre part, dans des modèles de concurrence par comparaison appliqués à l'économie politique par Salmon (1987) et développés notamment par Besley et Case (1995a,b), les élus ne sont plus forcément bienveillants, c'est-à-dire soucieux de maximiser le bien-être de leurs électeurs mais ils peuvent être animés de comportements opportunistes. Face à eux, les électeurs ont la capacité de comparer les choix fiscaux de leurs élus à ceux des autres et à les sanctionner par une non réélection en cas de désaccord avec la politique menée.

En résumé, les interactions fiscales peuvent procéder de deux logiques différentes : soit elles sont dues à la mobilité potentielle du capital, soit elles résultent de stratégies de gouvernement pour être réélu. De très nombreux travaux empiriques ont mis en évidence l'existence de ces interactions fiscales et cela dans des contextes institutionnels très différents (cf. Madiès, Paty et Rocaboy, 2003 ; Leprince, Paty et Reulier, 2003) mais un très faible nombre d'entre eux a réussi à identifier la cause exacte des ces interdépendances à l'exception de Bordignon, Cerniglia et Revelli (2003) et Sollé-Ollé (2003). C'est ce que nous tentons de réaliser dans cette communication dans le contexte institutionnel français. Plus précisément, étant donnée la faible mobilité des ménages français et la faible sensibilité des entreprises à la fiscalité locale, nous tentons de montrer que les facteurs politiques ont leur importance dans l'explication des choix fiscaux locaux.

L'originalité de notre démarche consiste donc à ajouter aux traditionnels facteurs d'explications des choix fiscaux, à savoir les caractéristiques socio-économiques des départements et les choix fiscaux réalisés par les départements voisins, des déterminants

politiques, notamment les éléments suivants : la couleur politique de la majorité au conseil général ainsi que celle du conseil régional, le nombre de mandats passés du président sortant, le cumul des mandats du président sortant, le pourcentage de sièges de la majorité ...

Sur le plan méthodologique, nous estimons, pour les années 1999 et 2000, un modèle statique de choix fiscal départemental pour les trois taxes directes locales fixées par les départements français (à savoir, la taxe professionnelle, la taxe d'habitation et la taxe foncière sur le bâti). A l'instar de Bordignon, Cerniglia et Revelli (2003) et Solé-Ollé (2003), nous testons l'existence d'interactions fiscales au sein d'un modèle avec autorégression spatiale à l'aide des techniques d'économétrie spatiale (Anselin, 1988) tout en intégrant de manière explicite dans la partie explicative de l'équation fiscale des variables de contrôle du contexte politique auxquelles sont soumis les choix fiscaux locaux.

Le plan de cette communication sera le suivant. Dans une première section, nous rappellerons les fondements des modèles de concurrence par comparaison qui constituent le cadre théorique dans lequel nous nous plaçons. Ensuite, nous présenterons le contexte institutionnel français, notamment les trois principales taxes sur lesquelles portent nos tests (section 2). Dans une troisième section, nous présentons et justifions le modèle empirique. La quatrième section sera consacrée à l'exposé des résultats économétriques.

I - Le modèle de concurrence par comparaison

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

Dans les modèles de compétition politique par comparaison, plusieurs collectivités appartenant à un même niveau de gouvernement coexistent. Chacune de ces collectivités comprend un élu et des électeurs, aucun d'eux ne pouvant adopter de comportements

coopératifs. En début de mandat, l' élu d' une collectivité choisit un niveau de service public et un niveau de taux d' imposition. Ces modèles sont caractérisés par l' existence d' une asymétrie d' information en faveur des élus quant à l' évolution du coût de fourniture du service public.

Ce type d' asymétrie favorise le développement d' un comportement de captage de rente de la part de l' élu s' il est opportuniste. Le terme de "captage de rente" qualifie d' une façon générale une gestion non efficace des ressources de la collectivité. Cependant, dans une économie décentralisée, les électeurs peuvent réduire cette asymétrie et par suite lutter contre un comportement de Leviathan. En effet, sous l' hypothèse de coûts de fourniture corrélés, il est possible aux électeurs d' une même collectivité de comparer les choix fiscaux réalisés par leur collectivité à ceux réalisés dans les collectivités voisines, c' est-à-dire les collectivités prises pour référentiel.

Les modèles de concurrence par comparaison sont en effet basés sur l' idée que les politiques fiscales des collectivités voisines contiennent des informations sur les conditions économiques générales auxquelles sont soumises toutes les collectivités mais aussi et surtout sur les caractéristiques et les préférences spécifiques à chaque collectivité. Les électeurs prennent donc en considération les différences de politiques observées pour évaluer la performance de leurs élus (Besley et Case, 1995a). De 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 : augmenter sensiblement son niveau d' imposition par rapport au niveau de bien public fourni afin de capter une rente fiscale plus importante mais, simultanément, prendre le risque de voir diminuer ses chances de réélection.

Enfin, les modèles de concurrence par comparaison prédisent des résultats différents si les élus sont candidats à une réélection ou pas. Dans la mesure où le seul intérêt à imiter la politique fiscale de son voisin est d' être réélu, un décideur non candidat à une réélection ne pourrait se préoccuper des décisions fiscales de ses voisins. De plus, seuls les élus qui font face à des résultats électoraux incertains pourraient prendre en compte les choix politiques des autres élus. En effet, si un décideur est pratiquement certain d' être réélu quels que soient ses choix fiscaux, ces derniers pourraient ne pas être corrélés aux politiques fiscales de ses voisins.

II - Le contexte institutionnel français : les variables fiscales

L'estimation du modèle fiscal des départements français s'appuie ici sur les données des taux d'impôts votés par ces collectivités en 1999 et 2000 pour trois des quatre impôts¹ directs dont elles ont la compétence : 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. Cet impôt est assis sur une base composée de deux éléments : d'une part les immobilisations corporelles, et d'autre part les salaires ou les recettes. Pour les immobilisations corporelles, sont incluses dans la base, d'une part, la valeur locative des locaux utilisés passibles d'une taxe foncière (soit 12,5% de la base nationale pour 1996) et, d'autre part, la valeur locative des équipements et biens immobiliers (soit 50,4% de la base nationale pour 1996). 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.

Pour ces quatre impôts, il existe des exonérations de deux types. Les premières, décidées par l'Etat, sont obligatoires et compensées, alors que les secondes sont décidées par les collectivités locales et de ce fait ne sont pas compensées.

II - Le modèle empirique

Notre objectif consiste à tester si au niveau départemental le contexte politique a un impact sur les choix fiscaux des collectivités locales.

¹ La taxe foncière sur le non bâti reste ainsi un impôt direct très marginal au sein des budgets départementaux de métropole.

Dans la section 1, nous avons exposé une des théories qui justifient l'hypothèse d'existence d'interactions fiscales entre collectivités locales : les modèles de concurrence par comparaison. Cependant, les modèles de concurrence fiscale aboutissent à une même prédiction théorique : chaque collectivité locale choisit son taux d'imposition en tenant compte des décisions de ses concurrentes. Toutefois, sur le plan empirique, Brueckner (2001) rappelle que pour tenter de capter un tel mimétisme, les spécifications économétriques couramment utilisées de l'équation de taux d'impôt ne permettent pas de détecter laquelle des deux sources de mimétisme est effectivement à l'origine de l'interaction spatiale. A l'heure actuelle, la seule proposition en la matière, celle de Besley et Case (1995a), consiste à associer à l'équation fiscale une équation de popularité capable de capter un éventuel effet de retour des choix fiscaux sur la probabilité de réélection des décideurs publics locaux. L'absence d'un tel effet est alors interprétée comme défavorable aux modèles de compétition politique, donc implicitement favorable aux modèles de concurrence fiscale. Cette méthode de test indirect des modèles alternatifs a été utilisée récemment par Sollé-Ollé (2003). Bordignon et al. (2003) propose une méthode de test plus directe qui passe par l'estimation d'un modèle avec autocorrélation spatiale des résidus.

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 et insulaire 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 professionnelle, les départements corses recevant en compensation une dotation de l'Etat depuis cette date. Les taux départementaux de taxe professionnelle sont donc nuls en Corse.

Les données fiscales et socio-économiques utilisées dans l'article sont issues des publications de la direction générale des collectivités locales du ministère de l'intérieur, notamment des recueils « Les finances des départements en 1999 », « Les finances des départements en 2000 », « Guide de la fiscalité directe locale en 1999 » et « Guide de la fiscalité directe locale en 2000 » (voir les statistiques descriptives dans le tableau 2 en annexe). Pour expliquer les disparités de taux entre départements, nous retenons les variables socio-économiques dont la sélection fait l'objet d'un relatif consensus dans la littérature² :

- Des variables de « charges » : la proportion des plus de 60 ans, le taux de chômage, le taux d'urbanisation, la population totale et la longueur de la voirie départementale. Pour les trois premières variables, le signe attendu de leur coefficient respectif est positif. Ces variables sont en effet susceptibles de capter l'influence des besoins des habitants du département en services publics et infrastructures. De plus, le département est responsable, au regard de la loi, de compétences d'aide sociale orientées, notamment, vers les personnes âgées. La population des plus de 60 ans peut aussi être vue comme un indicateur du poids électoral déterminant des personnes âgées au sein de l'électorat, donc comme pouvant influencer les choix d'imposition des départements. Nous introduisons également la population totale comme variable explicative des choix fiscaux. Il faut noter que le signe attendu de cette variable ne fait pas l'unanimité dans les analyses jusqu'à présent effectuées sur le sujet : un signe positif reflèterait les « besoins » importants de dépenses qu'impose l'aide sociale à une large population, alors qu'un signe négatif pourrait être un indice d'économie d'échelle dans la fourniture des services publics locaux. La variable de longueur de la voirie départementale (exprimées en km) a également été choisie comme variable explicatives potentielle des disparités de taux, dans la mesure où le département prend en charge les dépenses relatives aux infrastructures routières.
- Des variables de richesse. Il s'agit de la base fiscale par habitant de chaque taxe considérée. Le signe attendu du coefficient associé est négatif. De plus, la variable de revenu moyen par habitant est également introduite dans les régressions. Malgré des résultats parfois différents selon les taxes, en raison de leurs spécificités, l'hypothèse la plus souvent retenue est celle d'un signe positif, qui indiquerait que le bien public

² Seules ont été finalement retenues les variables explicatives qui sont apparues significatives pour au moins l'un

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 ».

IV - Les résultats des estimations économétriques

Plusieurs premiers résultats sont à noter. Tout d'abord, les modèles fiscaux estimés sont assez performants, ceux pour la taxe professionnelle expliquant près de 75% de la variance des taux départementaux, contre 56% et 64% pour la taxe d'habitation et la taxe foncière sur les propriétés bâties. De plus, les tests proposés par l'économétrie spatiale permettent de conclure à l'existence d'une interaction entre les taux de TP des départements, mais à l'absence d'une telle interaction fiscale sur les taux de taxe d'habitation (TH) et de taxe sur les propriétés bâties (TFB). Ce résultat contrasté confirme un résultat identique obtenu par Leprince, Paty et Reulier (2003) sur des données similaires. Il implique que les élus départementaux prennent en compte les choix de TP de leurs voisins géographiques, mais pas les choix de TH et de TFB. Autrement dit, il existe des interactions spatiales pour le principal impôt pesant sur les activités économiques, mais pas pour les principaux impôts pesant sur les ménages.

En outre, l'introduction de variables politiques dans l'équation fiscale contribue à expliquer une part de la variance auparavant non expliquée. En effet, toutes choses égales par ailleurs, plus la marge électorale en faveur du vainqueur aux élections cantonales de 1994 est élevée, moins les taux de TP des départements sont élevés. Autrement dit, même si la faiblesse de la contrainte électorale n'autorise pas les élus à ignorer la concurrence avec les départements voisins (puisque l'autorégression spatiale demeure), elle leur assure une liberté suffisante pour modérer la pression fiscale sur les entreprises localisées sur leur territoire. Cet effet n'est en revanche pas significatif pour les impôts supportés par les ménages (TH et TFB), ni pour l'année 1999, ni pour l'année 2000.

Pour la fiscalité départementale frappant les occupants d'un logement, qu'ils soient propriétaires ou locataires, c'est-à-dire pour les taux de TH, deux résultats sont à noter. D'une part, plus la marge électorale aux législatives de 1997 dans le département est élevée, plus le taux de TH départemental est élevé. D'autre part, le fait que la majorité au sein du conseil général soit de gauche diminue les taux de TH des départements.

De plus, les taux de foncier bâti sont plus élevés dans les départements où le président du conseil général est également maire d'une commune du département. Ceci indique que la capacité de l'exécutif départemental à cumuler les mandats locaux, donc à maîtriser l'essentiel de la fiscalité locale dans le département (les taux régionaux restant significativement plus faibles que les taux départementaux, et a fortiori que les taux communaux et intercommunaux cumulés) lui donne la liberté, toutes choses égales par ailleurs, de choisir des taux de TFB plus élevés que dans les autres départements.

Enfin, aucune des variables suivantes ne contribue à expliquer les choix fiscaux des départements : le fait pour le département d'être de la même tendance politique que le conseil régional ou l'assemblée nationale, le pourcentage de sièges détenu par la majorité du conseil générale.

Tableau 1 : Résultats des estimations pour les trois taxes directes départementales en 1999

Méthodes d'estimation	TP		TH	TFB
	MCO	MV	MCO	MCO
Taux voisins (pondérés par W^{cont})	-	0.183 (3.5)	-	-
Constante	12** (4.83)	10.8** (22.6)	-3.9 (-1.49)	7.27* (1.84)
Marge électorale Cantonales 94	-0.041** (-2.2)	-0.039** (5.61)	-0.028 (-1.41)	-0.024 (-0.81)
Marge électorale Législatives 97	0.035 (1.16)	0.036 (1.86)	0.092** (2.86)	0.024 (0.503)
Dummy Conseil régional et/ou assemblée nationale	-0.004 (-0.113)	0.001 (0.001)	0.023 (0.537)	-0.045 (-0.673)
Dummy majorité gauche	0.049 (0.574)	0.031 (0.172)	-0.192** (-2.13)	0.056 (0.416)
Dummy président maire	-0.002 (-0.065)	0.005 (0.039)	0.036 (1.13)	0.126** (2.57)
% sièges majorité	0.041 (0.299)	0.019 (0.025)	0.087 (0.601)	0.083 (0.378)
Base TP	-0.371** (-3.98)	-0.315** (12.9)	-0.134 (-1.36)	-0.222 (-1.5)
Base TFB	0.891** (4.39)	0.724** (13)	-0.057 (-0.268)	0.314 (0.97)
Base TH	-0.414** (-2.13)	-0.337* (3.65)	-0.623** (-3.04)	-0.599** (-1.94)
Population	-0.179** (-3.55)	-0.169** (14.2)	-0.109** (-2.04)	-0.327** (-4.07)
% plus de 60 ans	0.096 (0.662)	0.042 (0.104)	0.065 (0.426)	-0.604** (-2.59)**
Taux de chômage	-0.011 (-0.112)	0.021 (0.052)	0.451** (4.16)	0.496** (3.03)
Revenu moyen	-0.944** (-3.36)	-0.809** (9.75)	1.07** (3.6)	0.35 (0.781)
Taux d'urbanisation	0.294** (2.2)	0.239** (3.89)	0.207 (1.47)	-0.16 (-0.751)
Voirie	0.341** (4.36)	0.305** (18.1)	0.132 (1.59)	0.337** (2.71)
Superficie	-0.292** (-4.61)	-0.276** (23.7)	-0.101 (-1.52)	-0.206** (-2.04)
R^2	0.76	-	0.56	0.64
<i>Log-vraisemblance</i>	65.67	67.37	60.57	22.33
<i>Test robuste d'autorégression</i>	[0.016]	-	[0.724]	[0.210]
<i>Test robuste d'autocorrélation</i>	[0.134]	-	[0.550]	[0.797]

Nombre d'observations : 93

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

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

Les déterminants politiques des choix fiscaux des départements.

Tableau 2 : Résultats des estimations pour les trois taxes directes départementales en 2000

Méthodes d'estimation	TP		TH	TFB
	MCO	MV	MCO	MCO
Taux voisins (pondérés par W^{cont})	-	0.239** (7.2)	-	-
Constante	12.8** (5.17)	11.3** (26.5)	-3.37 (-1.29)	5.89 (1.52)
Marge électorale Cantonales 94	-0.047** (-2.44)	-0.045** (7.35)	-0.022 (-1.09)	-0.027 (-0.885)
Marge électorale Législatives 97	0.034 (1.14)	0.033 (1.61)	0.081** (2.53)	0.024 (0.515)
Dummy Conseil régional ou assemblée nationale	-0.001 (-0.019)	0.008 (0.045)	0.030 (0.659)	-0.026 (-0.383)
Dummy majorité gauche	0.077 (0.9)	0.056 (0.563)	-0.162* (-1.78)	0.057 (0.425)
Dummy président maire	0.004 (0.127)	0.014 (0.282)	0.031 (0.952)	0.129** (2.65)
% sièges majorité	0.016 (0.116)	0.003 (0.001)	0.107 (0.725)	0.092 (0.422)
Base TP	-0.292** (-3.42)	-0.253** (11.3)	-0.092 (-1.02)	-0.211 (-1.57)
Base TFB	0.585** (3.86)	0.492** (13.1)	-0.205 (-1.28)	0.119 (0.496)
Base TH	-0.164 (-1.11)	-0.167 (1.7)	-0.48** (-3.07)	-0.496** (-2.13)
Population	-0.159** (-3.16)	-0.147** (11.4)	-0.089* (-1.69)	-0.329** (-4.16)
% plus de 60 ans	0.249* (1.72)	0.154 (1.38)	0.069 (0.452)	-0.574** (-2.5)
Taux de chômage	-0.040 (-0.433)	-0.017 (0.043)	0.353** (3.57)	0.459** (3.13)
Revenu moyen	-1.1** (-4.04)	-0.916** (13.9)	0.984** (3.4)	0.53 (1.23)
Taux d'urbanisation	0.365** (2.7)	0.289** (5.75)	0.207 (1.45)	-0.112 (-0.527)
Voirie	0.306** (3.92)	0.27** (15.4)	0.137 (1.66)	0.319** (2.6)
Superficie	-0.293** (-4.59)	-0.273** (23.9)	-0.106 (-1.56)	-0.192* (-1.91)
R^2	0.75	-	0.56	0.64
Log-vraisemblance	64.50	67.90	59.10	22.24
Test robuste d'autorégression	[0.003]	-	[0.183]	[0.265]
Test robuste d'autocorrélation	[0.172]	-	[0.131]	[0.969]

Nombre d'observations : 93

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

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

CONCLUSION

L'analyse des déterminants des choix fiscaux des collectivités locales bénéficie depuis une dizaine d'années d'un regain d'intérêt dans la littérature internationale. En complément des nombreux tests économétriques de l'existence d'interactions spatiales entre collectivités (voir par exemple Leprince, Paty et Reulier (2003) pour la fiscalité départementale), la littérature s'oriente progressivement vers la recherche des variables politiques susceptibles d'expliquer les choix fiscaux. La communication s'inscrit dans ce champ de la littérature et croise des données portant sur la fiscalité des départements et des données portant sur les caractéristiques du marché politique local. Les premiers résultats indiquent que certaines variables politiques contribuent bien à expliquer une part de la variance des taux d'impôts à l'échelon départemental. En particulier, il semble que plus la marge électorale en faveur de la majorité départementale est importante, moins sont élevés les taux de taxe professionnelle votés par les départements.

BIBLIOGRAPHIE

ANSELIN, L. (1988), *Spatial econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht et al. (eds).

BESLEY T., CASE A. (1995a), "Incumbent behavior: Vote seeking, tax setting and yardstick competition", *American Economic Review*, 85, 25-45.

BESLEY T., CASE A. (1995b), "Does electoral accountability affect policy choices? Evidence from gubernatorial term limits", *Quarterly Journal of Economics*, 101, 769-798.

LEPRINCE, M., PATY S. ET E. REULIER (2003), "Choix d'imposition et interactions spatiales entre collectivités locales : un test sur les départements français", *Recherches économiques de Louvain*, à paraître.

MADIES TH, PATY S. ET Y. ROCABOY (2003), « Externalités fiscales horizontales et verticales : où en est la théorie du fédéralisme financier ? », *Revue d'économie politique*, à paraître.

OATES W.E. (1999), "An essay on fiscal federalism", *Journal of Economic Literature*, 37, 1120-1149.

SALMON P. (1987), "Decentralization as an incentive scheme", *Oxford Review of Economic Policy*, 3, 24-43.

WILDASIN, D.E. (1988), "Nash equilibria in models of fiscal competition", *Journal of Public Economics*, 35, 229-240.

ANNEXE

Les élections cantonales :

Les citoyens élisent un conseiller général par canton au suffrage universel direct, au scrutin uninominal majoritaire à deux tours, pour six 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 1992) n'ont voté qu'en 2001, pour coïncider avec les élections municipales.

Le conseil général est renouvelé par moitié tous les trois ans (sauf décalage évoqué ci-dessus). 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 1er 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 1er 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 2e position peut se maintenir. Le candidat qui obtient le plus grand nombre de suffrages est élu.

Cas particulier de Paris

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.

Dates des dernières élections cantonales :

- 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

Statut des cantonales partielles :

En dehors des dates d'élections, des élections cantonales partielles sont organisées (démission ou décès du conseiller général sortant). Elles sont peu nombreuses (26 en 2003).

Le cumul des mandats électoraux (source : ministère de l'Intérieur)

Les principales règles sur la limitation du cumul des mandats électoraux et des fonctions électives ont été posées par la loi organique n° 2000-294 du 5 avril 2000 relative aux incompatibilités entre mandats électoraux (qui traite de la situation des parlementaires nationaux) et par la loi n° 2000-295 du 5 avril 2000 relative à la limitation du cumul des mandats électoraux et des fonctions électives et à leurs conditions d'exercice (qui a trait aux incompatibilités applicables aux élus locaux, aux représentants au Parlement européen et aux incompatibilités entre fonctions exécutives locales).

Ce régime applicable aux parlementaires nationaux doit être distingué du régime applicable aux élus locaux tant dans la nature des incompatibilités que dans les mécanismes destinés à mettre fin aux situations d'incompatibilité. Depuis la loi n° 2003 - 327 du 11 avril 2003 relative à l'élection des conseillers régionaux et des représentants au Parlement européen ainsi qu'à l'aide publique aux partis politiques, le régime des incompatibilités applicables aux parlementaires européens a été aligné sur celui des parlementaires nationaux, sauf en ce qui concerne les modalités de cessation des incompatibilités.

Les incompatibilités entre mandats électoraux applicables aux députés et aux sénateurs

Outre que le cumul des mandats de député et de sénateur est interdit (article L.O. 137 du code électoral), un député ou un sénateur ne peut plus cumuler son mandat parlementaire avec celui de représentant au Parlement européen (article L. O. 137-1). Sauf cas de contentieux, ces incompatibilités sont automatiques dans la mesure où elles prennent effet dès l'élection qui place l'élu en situation de cumul de mandat, sans délai d'option.

Est également incompatible avec l'exercice d'un mandat parlementaire l'exercice de plus d'un mandat local parmi les mandats de conseiller régional, conseiller à l'assemblée de Corse, conseiller général, conseiller de Paris, conseiller municipal d'une commune d'au moins de 3 500 habitants (article L.O. 141). S'agissant des modalités de cessation des incompatibilités, le régime applicable aux députés et aux sénateurs se caractérise par la liberté de choix et, à défaut d'option, par la déchéance du mandat le plus récent. Un parlementaire qui acquiert un mandat le plaçant en situation d'incompatibilité dispose d'un délai de trente jours à compter de la date de l'élection qui l'a placé dans cette situation ou, en cas de contestation, de la date à laquelle le jugement confirmant cette élection est devenu définitif, pour démissionner du mandat de son choix. A défaut d'option, son mandat acquis le plus récemment prend fin de plein droit.

Un parlementaire national peut toujours exercer une fonction exécutive locale parmi les fonctions de président de conseil régional, président du conseil exécutif de Corse, président de conseil général, maire ou maire d'arrondissement.

Les incompatibilités applicables aux élus locaux et aux représentants au Parlement européen

Un représentant au Parlement européen, outre qu'il ne peut pas être dans le même temps titulaire d'un mandat parlementaire national, ne peut exercer plus d'un mandat électoral parmi les mandats de conseiller régional, conseiller à l'Assemblée de Corse, conseiller général, conseiller de Paris ou conseiller municipal d'une commune d'au moins 3 500 habitants. Un élu local ne peut, quant à lui, être titulaire de plus de deux mandats électoraux parmi les mandats de conseiller régional, de conseiller à l'Assemblée de Corse, de conseiller général, de conseiller de Paris, de conseiller municipal (quelle que soit la taille de la commune), et de conseiller d'arrondissement.

Le régime applicable aux détenteurs de mandats locaux et aux représentants au Parlement européen se caractérise par l'obligation d'abandon des mandats les plus anciens.

Un élu local ou un représentant au Parlement européen acquérant un mandat le plaçant en situation d'incompatibilité dispose d'un délai de trente jours à compter de la date de l'élection qui l'a placé dans cette situation (ou, en cas de contestation de cette élection, à compter de la

date à laquelle la décision juridictionnelle confirmant l'élection qui est à l'origine de la situation de cumul prohibé devient définitive) pour démissionner de l'un des mandats qu'il détenait antérieurement. A défaut d'option, c'est son mandat le plus ancien qui prend fin de plein droit. En cas de démission du dernier mandat acquis, le mandat le plus ancien prendra également fin de plein droit. L'élu perdrait alors deux mandats.

Par dérogation, lorsqu'un élu local acquiert un troisième mandat local du fait de l'acquisition d'un mandat de conseiller régional, de conseiller à l'Assemblée de Corse, de conseiller de Paris, de conseiller municipal ou de conseiller d'arrondissement, par le mécanisme du suivant de liste, et se trouve ainsi placé en situation de cumul prohibé, il dispose d'un délai de 30 jours, à compter de la date de la vacance du siège dans lequel il a été nommé, pour faire cesser cette incompatibilité en démissionnant du mandat de son choix. A défaut d'option dans le délai imparti, le remplacement sera assuré par le candidat suivant dans l'ordre de la liste (articles L. 270, L. 272-6 et L. 360 du code électoral dans leur nouvelle rédaction issue de la loi n° 2002 - 276 du 27 février 2002 relative à la démocratie de proximité).

Depuis la loi du 11 avril 2003 précitée, le cumul entre mandats de représentant au Parlement européen et fonction exécutive locale n'est plus prohibé. Un parlementaire européen peut ainsi à nouveau exercer, comme un député ou un sénateur, une des fonctions suivantes : président de conseil régional, président du conseil général (ou président du conseil exécutif de Corse), ou maire (quelle que soit la taille de la commune).

Les incompatibilités entre fonctions exécutives locales

Les fonctions de président de conseil régional, président du conseil exécutif de Corse, président de conseil général, maire (quelle que soit la taille de la commune), maire d'arrondissement sont strictement incompatibles entre elles. L'incompatibilité entre fonctions de chef d'exécutif local est automatique puisqu'elle prend effet dès l'élection qui place l'élu en situation de cumul, sans délai d'option. Toutefois, en cas de décision juridictionnelle, cette incompatibilité prend effet à compter de la date à laquelle la décision juridictionnelle confirmant l'élection est devenue définitive.