
Région et Développement n° 30-2009

DE LA NATURE DES INTERACTIONS FISCALES AU SEIN DE L'UNION EUROPÉENNE

Aurélie CASSETTE* et Nelly EXBRAYAT**

Résumé - Dans cet article, nous nous intéressons à la nature des interactions fiscales au sein de l'UE27 en matière d'impôt sur les sociétés. Nous estimons un modèle empirique de choix fiscal au sein de l'UE27 sur la période 1995-2007 en utilisant la méthode des moments généralisés et en nous focalisant sur l'origine des interactions fiscales entre pays géographiquement proches. Tout d'abord, nous mettons en évidence le rôle de l'appartenance politique sur les interactions fiscales au niveau international et nous montrons plus particulièrement que ces interactions motivées par l'appartenance politique sont limitées aux pays contigus. De plus, en lien avec la littérature sur la nouvelle économie géographique, les résultats suggèrent la présence d'une rente d'agglomération imposable dans les pays les plus riches de l'UE15 et d'une moindre dépendance de ces pays aux choix fiscaux des autres pays.

Mots clés : INTERACTIONS FISCALES, CONCURRENCE FISCALE, TENDANCE POLITIQUE, IMPÔT SUR LES SOCIÉTÉS

Classification JEL : H2, H3, C3

Cette recherche a été financée par l'Agence Nationale de la Recherche (ANR) et la Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) sous les projets 'Local budget institutions and fiscal rules effectiveness : a comparative study on European countries' et 'Competition among Nation States'.

* EQUIPPE, Université de Lille 1 - Nord de France. E-mail : aurelie.cassette@univ-lille1.fr.

** Wissenschaftszentrum Berlin für Sozial Forschung (WZB, Allemagne). E-mail : exbrayat@wzb.eu.

1. INTRODUCTION

Une forte diminution des taux d'Impôt sur les Sociétés (IS) est observée depuis une vingtaine d'années dans les pays européens. Elle est d'ampleur variable selon les pays : alors que le taux moyen d'IS dans les pays de l'UE15 est tombé de 38 % en 1995 à 30% en 2005, dans le même temps, dans les Pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO)¹, le taux moyen est passé de 32 à 20%.

Cette tendance généralisée à la baisse du taux d'imposition des sociétés pourrait résulter d'interactions fiscales prenant la forme d'une course au moins-disant fiscal. Le fait que certains pays aient commencé à diminuer leur taux au début des années 1980 aurait amené les autres pays à faire de même. Il existe plusieurs explications possibles à ce phénomène, dont trois sont particulièrement plausibles à l'échelle européenne. Cet article tente d'évaluer la pertinence empirique de chacune d'entre elles.

L'Europe étant probablement la zone d'intégration économique la plus approfondie au monde, la concurrence fiscale est l'hypothèse la plus couramment avancée pour expliquer cette tendance à la baisse des taux. La mobilité du capital et sa sensibilité aux variations de taux d'imposition est au cœur de la littérature sur la concurrence fiscale, développée à la suite des articles fondateurs de Zodrow et Mieszkowski (1986), Wilson (1986) et Wildasin (1988). Selon ces travaux, les gouvernements réagissent à une baisse du taux d'IS dans les pays voisins par une baisse du taux d'imposition dans leur propre pays afin d'éviter des départs de capitaux. Néanmoins, tous les pays ne sont pas égaux face à ce risque de fuite des capitaux, et l'intensité des interactions fiscales peut donc varier selon l'attractivité intrinsèque des pays. C'est une des prédictions des articles théoriques récents utilisant le cadre de la Nouvelle Economie Géographique (NEG). En effet, en présence de rendements croissants, de coûts de transport et de marchés de taille asymétrique, le facteur mobile bénéficie d'une rente d'agglomération dans le pays disposant d'une plus grande taille de marché, ce qui autorise ce pays à fixer un taux d'imposition plus élevé et de continuer à être un importateur net de capitaux (Ottaviano et Van Ypersele, 2005). Cette forme particulière de concurrence fiscale pourrait bien prendre place au sein de l'Union Européenne étant données les fortes inégalités économiques existantes entre anciens et nouveaux pays membres.

Alors que la mobilité du capital physique est au cœur de cette première explication, la mobilité des profits, déconnectée de la localisation des activités réelles, pourrait également générer des interactions fiscales. Ce risque apparaît d'autant plus important que le nombre de multinationales a explosé et les études empiriques confirment leur recours à des stratégies d'optimisation fiscale (Hines, 1999 ; Bartelsman et Beetsma, 2003).

Enfin, une dernière alternative explique le mimétisme fiscal indépendamment de toute considération sur la mobilité des bases fiscales : cette

¹ Par PECO, nous entendons les 10 nouveaux pays entrants de 2004 et les deux nouveaux pays entrants de 2007.

explication, appelée tendance politique, repose sur la propension des gouvernements à adopter les mêmes décisions fiscales que les gouvernements voisins de même parti (Santolini, 2009).

La littérature empirique sur ces interactions fiscales a été dans un premier temps appliquée à l'échelle infra-nationale (Revelli, 2005). La prise en compte de ces interactions au niveau international est beaucoup plus récente (Besley et al., 2001 ; Devereux et al., 2008 ; Redoano, 2007, Cassette et Paty, 2008, Exbrayat, 2009). La littérature conclut à l'existence de concurrence fiscale entre pays, mais n'envisage pas d'autres formes d'interactions pourtant plausibles dans le contexte européen. Tout d'abord, comme l'indique Forslid (2005), la littérature empirique sur la concurrence fiscale échoue à prendre en compte les effets identifiés par le cadre d'analyse de la NEG. Négliger l'effet des forces d'agglomération sur les taux d'imposition n'est pas problématique tant que seuls des pays industrialisés assez homogènes économiquement composent l'échantillon mais cela le devient lorsque l'échantillon comprend à la fois des pays industrialisés et des pays moins développés. De plus, l'hypothèse de tendance politique n'a jamais été testée au niveau international.

Cet article vise à lever ces limites afin d'aller plus loin dans la compréhension des interactions fiscales européennes, notamment entre pays géographiquement proches. Pour cela, nous estimons un modèle empirique de choix fiscal pour les 27 États membres sur la période 1995-2007 à l'aide de l'estimateur des Moments Généralisés, et nous analysons trois sources possibles d'interactions fiscales : la tendance politique, la concurrence fiscale pour attirer du capital physique et celle pour attirer des profits.

Tout d'abord, nous mettons en évidence le fait que l'appartenance politique génère des interactions fiscales limitées aux pays contigus. Ensuite, nous montrons que les interactions entre pays voisins liées à la mobilité des bases fiscales ne concernent que les nouveaux pays membres. Enfin, en lien avec la littérature sur la nouvelle économie géographique, nous observons la présence d'une rente d'agglomération imposable dans certains pays de l'UE15 et d'une moindre dépendance de ces pays aux choix fiscaux des autres pays.

L'article s'articule de la manière suivante. Les différentes sources d'interactions stratégiques et leurs vérifications empiriques au niveau international sont évoquées dans la section 2. La spécification empirique et la méthode économétrique sont développées dans la section 3. Les données sont présentées dans la section 4. Enfin, les résultats des estimations de fonctions de réaction fiscale sont commentés dans la section 5.

2. PRÉDICTIONS THÉORIQUES ET VÉRIFICATIONS EMPIRIQUES EN MATIÈRE D'INTERACTIONS FISCALES

Pour chaque source d'interactions fiscales entre États membres, nous présentons les prédictions théoriques établies dans la littérature ainsi que les vérifications empiriques obtenues au niveau international. Cette littérature empirique vise à tester l'existence d'interactions stratégiques entre gouver-

nements au moyen de fonction de réaction fiscale introduisant le taux moyen pondéré des concurrents.

2.1. L'influence idéologique

L'explication la plus simple au phénomène de mimétisme fiscal est l'existence d'une tendance intellectuelle commune (Manski, 1993) : chaque agent montre une propension à se comporter de la même manière qu'un groupe de référence, sans objectif stratégique sous-jacent². Généralement, les hommes politiques appartenant à un même parti adoptent le même comportement dans leurs décisions fiscales (Geys et Vermeir 2008) parce qu'ils partagent des préférences similaires (Hazan, 2003) et des incitations (Jones et Hudson 1998). Des questions idéologiques peuvent donc conduire les actions des élus dans une même direction et produire un effet de mimétisme appelé « tendance politique » (Santolini, 2009). L'élu national déduit l'idéologie en interagissant avec les autres élus de même obédience politique. Il préfère rendre son action conforme à celle des élus voisins du même parti afin de tenir compte de l'idéologie commune. D'après Geys et Vermeir (2008), on peut vraisemblablement s'attendre à une réaction positive plus forte aux taux d'imposition appliqués par les gouvernements de même parti quand la tendance politique opère. D'un autre côté, comme les citoyens votent par idéologie et pas seulement par comparaison³, la tendance politique pourrait indirectement avoir un impact positif sur l'élection du candidat. Le caractère non stratégique de cette démarche est néanmoins à nuancer : les hommes politiques peuvent avoir intérêt à copier les politiques mises en œuvre par les autres gouvernements de même bord politique s'ils anticipent que ces politiques seront des succès en termes de croissance et d'emploi.

***Prédiction 1 :** Sous l'hypothèse de tendance politique, le mimétisme fiscal au niveau international serait plus fort entre gouvernements de même obédience politique (complémentarité stratégique globale des taux d'imposition), et plus particulièrement lorsque les pays sont proches géographiquement (complémentarité stratégique locale des taux d'imposition).*

Si l'existence de tendance politique a été mise en évidence en matière de taux d'imposition communaux en Italie par Santolini (2008) et de dépenses publiques municipales en France par Foucault et al. (2008), le rôle du parti d'appartenance dans les interactions au niveau international n'a pas été étudié. Pourtant, les élus nationaux font souvent des comparaisons sur les politiques

² Les rencontres entre ministres, lors des conseils des ministres des finances de l'UE notamment, sont à l'origine d'échanges sur les stratégies respectives mises en place et permettent de partager des opinions sur la politique fiscale.

³ Une autre source d'interaction stratégique repose sur la concurrence politique par comparaison (Besley et Case, 1995). L'interdépendance fiscale entre pays naît de la possibilité pour les électeurs de comparer les performances de leurs élus à celle des élus voisins et de les sanctionner par une non réélection. Néanmoins, en matière d'impôt sur les sociétés, la concurrence politique par comparaison n'est pas une explication pertinente à l'existence d'interdépendances fiscales (Redoano, 2007 ; Cassette et Paty, 2008) dans la mesure où le capital ne vote pas.

menées dans les États voisins pour justifier leurs choix politiques, et on peut penser que les pays auxquels ils se comparent partagent la même idéologie politique. L'appartenance à l'UE favorise ce genre de comportement, dans la mesure où les élus peuvent prétendre faire ces comparaisons dans le cadre des efforts de coopération auxquels ils se sont engagés vis-à-vis de certaines politiques.

2.2. Les externalités fiscales horizontales liées à la mobilité du capital physique

Les modèles de concurrence fiscale sont basés sur la mobilité des bases fiscales. Cette base fiscale peut correspondre au capital physique ou aux bénéfices des entreprises.

A la suite de l'article de Wildasin (1988), les pays sont supposés être suffisamment importants pour adopter des comportements stratégiques, notamment en influençant, par l'intermédiaire de leur politique fiscale, le rendement net du capital (voir la revue de littérature de Wilson, 1999). Le décideur public est supposé maximiser le bien-être de ses citoyens (considérés comme immobiles). Ces derniers consomment des biens privés et des biens publics financés par un impôt sur le capital. Le capital étant supposé parfaitement mobile entre pays, quand un gouvernement donné augmente son taux d'imposition, le rendement net du capital situé dans le pays diminue et le capital choisit de se localiser ailleurs. La productivité marginale du capital dans le pays de départ augmente tandis qu'elle diminue dans les pays d'arrivée du capital. Les flux de capitaux s'arrêtent lorsque le rendement net du capital est identique partout. A l'équilibre de Nash en taux d'imposition, la fixation du taux d'imposition par chaque gouvernement est telle que le taux de substitution entre le bien public et le bien privé est supérieur au taux de transformation marginal entre ces deux biens : le bien public est offert en quantité insuffisante à l'équilibre. Cette inefficacité provient du fait que chaque localité voit le départ de capital comme un coût et ne considère pas l'externalité fiscale positive générée pour les autres localités. Par conséquent, en présence de cette externalité, on s'attend à ce que tous les pays réduisent leurs taux d'imposition afin d'attirer une base fiscale plus grande.

Toutefois, certains pays peuvent disposer d'une plus grande marge de manœuvre dans la définition de leur politique fiscale. C'est ce que montre la littérature inspirée de la nouvelle économie géographique, partant du constat que les activités économiques tendent à se concentrer dans les pays 'centres' bénéficiant d'un avantage de taille de marché et y sont moins réactives à des variations de taxes que dans les pays 'périphériques' (Baldwin et al., 2003). L'intuition est la suivante : la coexistence de rendements croissants et de coûts d'échange incite les producteurs industriels à s'implanter majoritairement dans le pays le plus peuplé pour satisfaire une large demande, et ils retirent de cette concentration une rente d'agglomération les rendant moins sensibles à une élévation du taux d'imposition que les producteurs présents en plus petit nombre dans le pays le moins peuplé. Autrement dit, dans un tel environnement, la mobilité du capital n'est plus le seul facteur influençant l'intensité de la

concurrence fiscale, les forces d'agglomération affectent aussi les taux d'imposition d'équilibre quand les pays s'engagent dans la concurrence fiscale. Or, l'intensité de ces forces d'agglomération dépend crucialement du degré d'intégration commerciale : plus les coûts d'échanges sont faibles, plus les firmes ont intérêt à s'implanter dans le pays le plus peuplé et desservir le marché étranger par l'exportation devenue peu coûteuse. Quand les coûts d'échange demeurent suffisamment élevés pour que la concentration des activités ne soit que partielle, l'élasticité de la base fiscale aux taxes est positive dans chaque pays mais plus faible dans le pays qui accueille le plus de firmes. On peut donc s'attendre à ce que ce pays interagisse moins fortement avec l'autre pays. Toutefois, l'intégration commerciale peut devenir si forte que toutes les activités mobiles se concentrent au sein du grand pays pour donner naissance à une configuration 'centre-périphérie'. Ce cas particulier a été étudié notamment par Baldwin et Krugman (2004) en présence de mobilité des travailleurs et par Ottaviano et van Ypersele (2005) en présence de mobilité du capital physique plus adaptée à un contexte international⁴. Dans ce cadre, le gouvernement du pays 'centre' taxe la rente d'agglomération dont jouissent les firmes jusqu'au point où cette rente devient si faible que la taxer davantage amènerait des investisseurs à relocaliser leurs capitaux dans le petit pays. Les interactions fiscales sont alors faibles car l'élasticité de la base fiscale à la taxe dans le pays centre est nulle et la hausse de la taxe dans ce pays (ou la baisse de taxe dans l'autre pays) doit être conséquente pour induire une fuite de capitaux.

Prédiction 2 : *Sous l'hypothèse de concurrence fiscale pour attirer le capital physique, les taux d'imposition des pays seraient des compléments stratégiques : si un pays diminue son taux d'imposition, le pays voisin aura tendance à le diminuer aussi afin d'éviter un départ de capital.*

Prédiction 3 : *La base fiscale étant moins sensible au taux d'imposition dans les pays où l'activité économique est la plus concentrée, les interactions fiscales devraient être moins fortes pour ces pays.*

Prédiction 4 : *Plus la base fiscale est grande, plus le taux d'imposition pourra être élevé dans les pays où l'activité économique se concentre.*

Considérant différentes bases fiscales plus ou moins mobiles (travail, sociétés, foncier, ventes, accises), Besley et al. (2001) estiment l'interdépendance dans les décisions fiscales des pays de l'OCDE. Ils montrent que les impôts pesant sur les facteurs les plus mobiles sont plus interdépendants et que cette interdépendance est plus forte entre pays où la mobilité est plus élevée (comme dans l'Union européenne). Les fonctions de réaction fiscale estimées par Devereux et al. (2008) portent sur 21 pays de l'OCDE sur la période 1983-1999. En matière d'impôt sur les sociétés, les pays industrialisés se concurrenceraient davantage sur les taux nominaux et les taux effectifs moyens que sur les taux effectifs marginaux. De plus, les pays dont les taux d'imposition sont au dessus de la moyenne réagiraient plus fortement aux changements dans les

⁴ La concurrence fiscale avec mobilité des travailleurs, plus appropriée à l'échelle infra-nationale, a été également étudiée par Andersson et Forslid (2003) et Ludema et Wooton (2000).

taux des autres pays. Cassette et Paty (2008) et Redoano (2007) confirment l'existence d'interactions fiscales respectivement dans l'UE27 et dans l'UE15 et montrent que la concurrence est surtout basée sur les choix des pays les plus peuplés de la zone. Les pays de l'UE15 seraient davantage protégés de la concurrence fiscale que les pays de l'Est (Cassette et Paty, 2008). De même, Davies et Voget (2008) s'intéressent au contexte européen. Ils montrent que si les pays non membres de l'UE réagissent de la même manière aux pays membres ou non, les États membres de l'UE ne réagissent pas de la même manière et ont une réponse plus forte aux décisions des pays non membres. Enfin, Exbrayat (2009) montre que les interactions fiscales entre pays de l'OCDE sont les plus significatives entre pays ayant d'importants échanges commerciaux bilatéraux.

La majorité de ces travaux empiriques sur les interactions fiscales fait référence implicitement ou explicitement à la littérature standard sur la concurrence fiscale selon laquelle les firmes sont parfaitement concurrentielles et l'intégration commerciale est parfaite. Deux articles font figure d'exception : l'article de Davies et Voget (2008) dont la fonction de réaction fiscale est dérivée d'un modèle avec trois pays imparfaitement intégrés afin d'étudier si l'élargissement de l'Union européenne a accru la concurrence fiscale, et l'article d'Exbrayat (2009) qui s'intéresse à l'influence de l'intégration commerciale sur les interactions fiscales. Néanmoins, à notre connaissance, aucun article ne différencie l'intensité des interactions fiscales en fonction du degré d'industrialisation des pays.

2.3. Stratégies d'optimisation fiscale et mobilité des bénéficiaires

Dans le choix du taux d'imposition sur le bénéfice des sociétés, les gouvernements tiennent compte à la fois du potentiel de mobilité du capital investi mais également du transfert potentiel de bases fiscales sans déplacement d'actifs réels par des stratégies de prix de transfert ou de prêt et d'emprunt entre filiales de manière à reporter les bénéfices là où le taux d'imposition est le plus faible.

Dans un modèle à deux pays avec stratégie de prix de transfert entre filiales d'une multinationale, Devereux et al. (2008) montrent que lorsque le taux d'imposition domestique augmente, le prix de transfert déclaré par la filiale domestique augmente pour transférer les bénéfices vers la filiale étrangère et qu'à l'inverse, lorsque le taux d'imposition à l'étranger augmente, le prix de transfert déclaré diminue. La base fiscale disponible pour le gouvernement du pays domestique comprend à la fois les profits après transfert de la filiale domestique et la différence entre le prix de transfert déclaré par la filiale localisée à l'étranger pour l'achat d'un input à la filiale domestique et le vrai coût de l'input pour la filiale domestique. Par conséquent, lorsque le pays étranger baisse son taux d'imposition, la filiale domestique augmente son transfert de profit vers sa filiale à l'étranger ce qui réduit la base imposable dans le pays domestique. D'autre part, la réduction du taux à l'étranger réduit le transfert de profit de la filiale à l'étranger vers le pays domestique. Finalement, les deux composantes de la base fiscale du pays domestique diminuent ce qui

incite le pays domestique à réduire son taux d'imposition en réponse à la diminution du taux étranger.

Prédiction 5 : *En présence de stratégie d'optimisation fiscale, les taux d'imposition nominaux seraient des compléments stratégiques.*

Nous déterminerons quelles prédictions sont vérifiées dans le cadre de notre analyse empirique.

3. SPÉCIFICATION EMPIRIQUE

Nous avons recours à une même spécification empirique pour traduire les trois courants théoriques mentionnés. Différentes variables dépendantes et matrices de pondération sont utilisées afin de discriminer entre ces explications. Les interactions entre pays sont contrôlées dans un modèle à autorégression spatiale (par l'introduction dans la fonction de réaction fiscale de la moyenne pondérée des taux d'imposition des pays concurrents). Ainsi, pour tester l'existence d'interactions fiscales entre pays et pour discriminer entre les sources possibles, nous estimons la forme réduite de la fonction de réaction fiscale, qui peut s'exprimer sous la forme linéaire suivante:

$$T_{it} = \alpha + \theta T_{i,t-1} + \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} T_{jt} + \beta X_{it} + \gamma_1 K_{it} + \gamma_2 K_{it} D + n_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

avec α la constante, ρ la paramètre associé à la moyenne pondérée des taux d'imposition des pays concurrents, w_{ij} les poids de la matrice de pondération spatiale, β le paramètre associé aux caractéristiques socio-économiques du pays i , n_i l'effet fixe associé au pays i , v_t l'effet fixe associé à l'année t et enfin ε_{it} un terme aléatoire.

De nombreux facteurs socio-économiques sont susceptibles d'affecter les décisions fiscales et sont intégrés dans le modèle par le biais du vecteur X_{it} . Nous introduisons également le stock de capital du pays (K) pour approximer le degré de concentration des firmes dans chaque pays. Nous construisons une variable indicatrice D qui vaut 1 lorsque le pays i fait partie des pays les plus riches en terme de PIB par tête de l'échantillon⁵ et nous faisons interagir cette variable indicatrice D avec la variable de stock de capital. L'effet du stock de capital sur le taux d'IS est égal à $\gamma_1 + \gamma_2$ pour les pays les plus riches et à γ_1 pour les autres pays.

Dans un deuxième temps, nous compléterons l'équation de base en faisant interagir le taux moyen pondéré avec la variable indicatrice D . Nous nous attendons alors à trouver un coefficient négatif associé au paramètre ρ_2 : les interactions fiscales devraient être moins fortes pour les pays les plus riches si ces pays concentrent une grande part de l'activité économique (prédiction 3).

⁵ Pour avoir deux groupes de tailles équivalentes, les pays appartenant au groupe des pays ayant les PIB par tête les plus élevés sont l'ensemble des pays de l'UE15 à l'exception du Portugal et de la Grèce.

$$T_{it} = \alpha + \theta T_{i,t-1} + \rho_1 \sum_{j \neq i} w_{ij} T_{jt} + \rho_2 \left(\sum_{j \neq i} w_{ij} T_{jt} \right) D + \beta X_{it} + \gamma_1 K_{it} + \gamma_2 K_{it} D + n_i + v_i + \varepsilon_{it}$$

3.1. Matrices de pondération

Nous décrivons les pondérations w_{ij} (avec $j = k, l$) utilisées afin de tester chaque source d'interactions fiscales. Les poids doivent être d'autant plus forts que les interactions fiscales entre les pays i et j sont supposées intenses. Nous testerons cinq structures d'interaction, reliées aux différentes origines des interactions fiscales⁶.

D'une part, dans la lignée des travaux empiriques sur la concurrence fiscale, nous considérons que des interactions fiscales liées à la mobilité des entreprises sont vraisemblables entre pays proches géographiquement. Le choix de localisation d'une entreprise suit un processus hiérarchique : après avoir choisi le marché que l'entreprise souhaite achalandier, la fiscalité peut être à l'origine d'arbitrages entre pays proches géographiquement. Nous retenons une matrice d'interaction basée sur la distance entre pays européens : cette matrice de poids W^{Dist} suppose une décroissance du poids avec la distance (avec d_{ij} la distance euclidienne entre les capitales des pays i et j pour $j \neq i$). Après normalisation :

$$w_{ij}^{Dist} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_{ij} (1/d_{ij})} \text{ avec } i \neq j.$$

Une autre manière de tenir compte de la proximité en terme géographique repose sur une matrice de contiguïté, W^{Cont} , qui donne la valeur 1 si les pays i et j partagent une frontière commune et 0 sinon. Cette matrice de contiguïté privilégie les interactions entre pays très proches géographiquement alors que la matrice basée sur la distance donne aussi du poids aux pays plus éloignés.

D'autre part, trois matrices traduisent le rôle de l'appartenance politique. Si les pays i et j sont tous les deux gouvernés à la période t par un parti de même obédience politique (tous les deux de droite ou tous les deux de gauche), alors la variable indicatrice $Dmêmeparti$ prend la valeur 1 (et 0 s'ils ne sont pas gouvernés par le même parti). Nous construisons ainsi une première structure d'interaction où la proximité politique exerce une influence sur les choix fiscaux quelle que soit la distance entre les deux pays :

$$w_{ijt}^{Pol} = \frac{Dmêmeparti_{ijt}}{\sum_{ij} (Dmêmeparti_{ijt})}$$

⁶ Nous reportons au tableau 3 situé en annexe les paires de pays pour lesquels les poids attribués au pays j par le pays i sont les plus élevés en 1995, pour chaque matrice de pondération. Ces poids sont supérieurs au poids uniforme (i.e. $1/(n-1)=0,03$), ce qui suggère une dispersion suffisante pour écarter le risque que le taux d'imposition moyen soit colinéaire à un choc commun.

Néanmoins, l'idéologie commune peut avoir davantage d'influence entre pays proches géographiquement qu'entre pays éloignés. Nous pondérons donc cette idéologie commune par la proximité géographique. Si $Dcontiguïté$ est la variable indicatrice qui prend la valeur 1 quand le pays j est contigu au pays i , alors nous obtenons après normalisation :

$$w_{ijt}^{PolCont} = \frac{Dmêmeparti_{ijt} \times Dcontiguïté_{ij}}{\sum_{ij} (Dmêmeparti_{ijt} \times Dcontiguïté_{ij})}$$

Une autre possibilité consiste à utiliser la distance entre les pays :

$$w_{ijt}^{PolDist} = \frac{Dmêmeparti_{ijt} \times d_{ij}^{-1}}{\sum_{ij} (Dmêmeparti_{ijt} \times d_{ij}^{-1})}$$

Ainsi, nous reportons l'inverse de la distance géographique entre les pays i et j si ces deux pays sont gouvernés par le même bord politique et 0 sinon.

3.2. Méthode économétrique

Malgré les développements récents en matière de modèles de panel dynamique, un nombre restreint d'estimateurs est disponible pour traiter la dépendance spatiale et temporelle sur données de panel. En supposant que toutes les variables explicatives sont exogènes en dehors de la variable décalée spatialement et qu'il n'y a pas de variable retardée temporellement, les méthodes du maximum de vraisemblance (Elhorst, 2003) ou des doubles moindres carrés spatiaux (Anselin, 1988 et 2001) sont les plus fréquemment utilisées pour estimer des modèles à autorégression spatiale. L'approche par le maximum de vraisemblance consiste à estimer le coefficient spatial à l'aide d'une routine d'optimisation non linéaire qui maximise une forme réduite non linéaire du modèle spatial. Les doubles moindres carrés utilisent des variables exogènes et leurs moyennes pondérées spatialement comme instruments. Plus récemment, Dall'erba et Le Gallo (2007) suggèrent d'estimer un modèle spatial qui inclut plusieurs variables endogènes (mais pas de dynamique temporelle) en utilisant les doubles moindres carrés spatiaux avec les variables exogènes retardées comme instruments pour le terme spatial autorégressif.

Dans un contexte dynamique, Elhorst (2004) propose d'estimer une forme réduite du modèle en différence première en utilisant le maximum de vraisemblance. Afin de tenir compte des effets individuels et temporels inobservables, Lee et Yu (2007) proposent de transformer les données pour éliminer les effets temporels et d'estimer le modèle à l'aide de l'estimateur du quasi maximum de vraisemblance.

Néanmoins, ces estimateurs ne permettent pas d'introduire des variables explicatives potentiellement endogènes. Bien que l'estimateur GMM système n'ait pas été construit pour introduire de variables décalées spatialement, Kukučková et Monteiro (2009) ont montré qu'il était approprié d'instrumenter la variable décalée spatialement en utilisant les instruments proposés par l'estimateur GMM-système (c'est-à-dire les valeurs retardées de la variable

décalée spatialement) ainsi que les instruments à la Kelejian et Prucha (WX). L'estimateur GMM-système suggéré par Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998) présente l'avantage de corriger l'endogénéité potentielle des autres variables explicatives. Cet estimateur passe l'équation en différence première et utilise comme instruments les retards de la variable dépendante d'au moins deux périodes, les retards des variables explicatives exogènes. Nous ajoutons les moyennes pondérées spatialement des variables exogènes comme instruments. Le faible nombre de données individuelles contraint à limiter le nombre d'instruments utilisés dans l'estimation, ce qui est susceptible d'avoir des effets sur les propriétés des estimateurs. Néanmoins, Soto (2007) analyse via des simulations de Monte Carlo la performance de l'estimateur GMM-système quand le nombre d'individus est faible. Il montre qu'un faible nombre d'individus ne semble pas avoir d'importants effets sur les propriétés de l'estimateur.

Deux tests sont nécessaires pour confirmer la validité des instruments utilisés. Le test de Sargan examine l'hypothèse que les instruments ne sont pas corrélés asymptotiquement avec les résidus. Le second test, proposé par Arellano et Bond (1991) et noté AR(2), examine l'hypothèse que les résidus de l'équation en différence première ne sont pas autocorrélés au second ordre.

Enfin, nous ne pouvons pas inclure d'effets fixes temporels pour capter des chocs communs à chaque période dans la mesure où de tels effets sont déjà fortement inclus dans la variable dépendante retardée et dans le taux d'imposition moyen des pays concurrents (Devereux et al., 2008). L'équation testée devient alors :

$$T_{it} = \alpha + \theta T_{i,t-1} + \rho_1 \sum_{j \neq i} w_{ij} T_{jt} + \rho_2 \left(\sum_{j \neq i} w_{ij} T_{jt} \right) D + \beta X_{it} + \gamma_1 K_{it} + \gamma_2 K_{it} D + \varepsilon_{it}$$

4. DONNÉES

Nous utilisons des données annuelles sur les 27 États membres de l'Union européenne⁷ sur la période 1995-2007. Le tableau 4 en annexe reporte les statistiques descriptives et les sources des données utilisées dans cet article.

Nous examinons successivement les résultats à l'aide de deux mesures du fardeau fiscal. Notre première variable dépendante est le taux nominal consolidé d'imposition des sociétés (taux d'IS par la suite). Du point de vue du contribuable, le taux nominal est connaissance commune : pour les propriétaires de capitaux arbitrant entre plusieurs localisations pour leurs investissements, la comparaison entre pays est facilitée. De plus, les entreprises qui cherchent à délocaliser leurs profits vers les pays à faible imposition observent les écarts de taux nominaux. Enfin, le taux nominal constitue le vrai instrument de décision des gouvernements.

⁷ Notre échantillon contient les 15 anciens États membres (Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Espagne, Suède et Royaume-Uni) et les douze nouveaux entrants (République tchèque, Chypre, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, Slovaquie, Slovaquie, Slovaquie, Slovaquie, Slovaquie, Slovaquie, Slovaquie, Roumanie).

Notre deuxième variable dépendante est le taux effectif moyen. Cette mesure est appropriée pour analyser les incitations à entreprendre de nouveaux projets d'investissement. Lorsque les investisseurs font face à un choix entre quelques projets mutuellement exclusifs, le taux effectif moyen mesure la réduction du profit avant impôt engendrée par l'imposition d'un projet d'investissement hypothétique. L'inconvénient de cette mesure est double : les taux effectifs reposent sur de nombreuses hypothèses théoriques (sur le type d'actif, sur son financement...) ⁸ et ils n'intègrent pas les possibilités d'optimisation fiscale. Néanmoins, contrairement au taux nominal, le taux effectif permet de tenir compte de la définition de l'assiette fiscale. Dans la mesure où les décisions d'investissement devraient dépendre à la fois du taux d'imposition et du périmètre de l'assiette, on peut s'attendre à ce que les gouvernements tentent de manipuler les taux d'imposition effectifs afin d'influencer la répartition de la base fiscale entre pays. Toutefois, les changements de définition de l'assiette fiscale peuvent s'avérer coûteux pour les gouvernements, et peu visibles des investisseurs car la comparaison internationale des assiettes fiscales est rendue difficile par la coexistence de différents systèmes d'imposition.

Pour ces différentes raisons, le taux nominal nous semble l'indicateur le plus pertinent pour vérifier l'hypothèse de concurrence fiscale liée à la mobilité des profits mais également l'hypothèse de tendance politique. En revanche, le taux effectif moyen serait le critère fiscal considéré par une entreprise qui hésite entre plusieurs pays pour son implantation ⁹ : ainsi, cette mesure du fardeau fiscal serait pertinente pour expliquer la concurrence fiscale sur le capital physique. Le taux nominal d'IS peut également être considéré comme approprié en matière de concurrence fiscale sur les entreprises. Les politiques fiscales nationales reflètent également l'effet de facteurs économiques et sociodémographiques regroupés dans le vecteur X de l'équation (3). En suivant la littérature empirique existante, nous introduisons deux séries de variables de contrôle.

La première série inclut des variables économiques : le taux de chômage ($TXCHO$), le taux nominal de la tranche supérieure d'impôt sur le revenu (IR) et le périmètre de l'assiette fiscale ($Base$). Tout d'abord, un niveau élevé de chômage peut donner aux gouvernements une incitation supplémentaire à diminuer le taux d'IS pour favoriser la création d'emplois en attirant de nouvelles firmes ou pour éviter la délocalisation des firmes domestiques. Les pays ayant des taux d'impôt sur le revenu plus élevés fixent des taux plus élevés d'impôt sur les sociétés pour éviter des arbitrages des propriétaires de capitaux. Enfin, nous attendons un signe négatif associé à notre indicateur de taille de la base fiscale ¹⁰. En effet, lorsque le gouvernement augmente le périmètre de

⁸ La construction de ce taux effectif moyen est présentée en annexe.

⁹ Conditionnellement à la décision d'investir à l'étranger (plutôt que d'exporter), le taux effectif d'imposition jouerait sur le choix de localisation (Devereux et Griffith, 1998).

¹⁰ Nous approximations le périmètre de l'assiette fiscale d'impôt sur les sociétés de la manière suivante : $Base = (Recettes\ fiscales\ IS / Taux\ nominal\ IS) * (1 / Excédent\ Brut\ d'Exploitation) * 100$.

l'assiette fiscale (par la suppression de déductions fiscales par exemple), il peut réduire son taux d'imposition tout en gardant constantes ses recettes fiscales.

Le second ensemble de variables repose sur des caractéristiques sociodémographiques : la proportion de population de moins de 15 ans (PP15) et la proportion de population de plus de 65 ans (PP65). Ces variables peuvent être interprétées comme le reflet de besoins de dépenses spécifiques et donc de financement de ces dépenses par l'impôt.

5. INTERACTIONS FISCALES AU SEIN DE L'UE27

5.1. Quelles interactions entre pays voisins ?

Les résultats des estimations cherchant à discriminer entre différentes sources d'interactions fiscales sont présentés au tableau 1. Notons qu'il n'y a pas d'autocorrélation de second ordre et que le test de Sargan ne peut rejeter la validité des instruments¹¹.

Comme le montre le tableau 1, la variable décalée temporellement ($T_{i,t-1}$) est toujours très significative et prend un signe positif dans toutes les spécifications. Puisque les coefficients sur la variable décalée temporellement fournissent une estimation comprise entre 0.74 et 0.92, il faut noter le fort degré de persistance dans les taux d'imposition des pays européens. Ce résultat confirme la pertinence de la spécification autorégressive retenue et le fait que les taux d'imposition varient peu au cours du temps.

La première source possible d'interactions fiscales repose sur la tendance politique. Ce mimétisme dans les choix fiscaux est alors indépendant de toute considération sur la mobilité du capital physique ou des profits. L'influence de la tendance politique n'est observée qu'entre pays contigus¹² au niveau du taux nominal (col. 3). Ce résultat traduit l'absence de complémentarité stratégique globale motivée par l'appartenance politique et au contraire l'existence d'une complémentarité stratégique locale limitée aux pays contigus (prédiction 1). Cela signifie que, contrairement à la tendance intellectuelle commune, le groupe de référence pour l'écu n'est composé que des pays contigus dirigés par le même parti. Le taux effectif moyen, mesure du fardeau fiscal pertinente pour le choix de localisation des firmes, ne montre pas de signe de mimétisme entre pays de même obédience politique. Cela suggère que l'évolution des taux d'imposition effectifs moyens ne résulte pas d'un phénomène politique,

Cela représente la part de l'Excédent Brut d'Exploitation soumis à l'impôt sur les sociétés. Cette mesure qui synthétise les effets complexes des règles de fixation de l'assiette et des multiples déductions fiscales n'est introduite que dans les estimations portant sur le taux nominal. Les taux effectifs intègrent déjà les différences de périmètre de l'assiette.

¹¹ Dans l'ensemble des estimations, le nombre d'instruments est toujours inférieur au nombre de pays.

¹² Dans les régressions menées en prenant en compte la contiguïté (colonnes 3 et 8), nous introduisons une variable indicatrice de contrôle qui attribue une valeur égale à 1 quand le pays i n'a aucun pays voisin contigu gouverné par le même parti, et qui attribue la valeur 0 sinon.

contrairement à celle des taux nominaux. Ce résultat est un résultat original par rapport à la littérature qui considère que les interactions fiscales au niveau international proviennent exclusivement de la mobilité des bases fiscales.

Tableau 1 : Interactions fiscales au sein de l'UE27

Taux utilisé	nominal					Effectif moyen				
	WPOL	WPOLDIST	WPOLCONT	WCONT	WDIST	WPOL	WPOLDIST	WPOLCONT	WCONT	WDIST
Matrices de pondération	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$T_{i,t-1}$	0,84*** (12,12)	0,82*** (11,02)	0,74*** (8,82)	0,78*** (9,60)	0,82*** (12,50)	0,85*** (11,52)	0,89*** (15,01)	0,92*** (14,01)	0,92*** (10,98)	0,89*** (12,41)
T_{jt}	0,04 (0,79)	0,04 (0,86)	0,12** (2,19)	0,02 (0,31)	0,06 (1,12)	0,09 (1,23)	-0,002 (-0,03)	-0,09 (-1,29)	0,02 (0,26)	0,0008 (0,01)
IR_{it}	0,09*** (2,87)	0,08*** (2,73)	0,09*** (2,71)	0,13*** (3,29)	0,09*** (2,93)	0,08** (2,30)	0,22*** (3,14)	0,26*** (3,36)	0,08** (2,16)	0,10*** (2,62)
$PP15$	0,06 (0,53)	0,09 (0,76)	0,12 (1,10)	0,14 (1,12)	0,09 (0,84)	-0,09 (-0,62)	-0,06 (-0,43)	-0,03 (-0,21)	-0,03 (-0,22)	-0,03 (-0,22)
$PP65$	-0,15 (-1,09)	-0,12 (-0,91)	-0,07 (-0,59)	-0,11 (-0,71)	-0,11 (-0,92)	-0,31 (-1,57)	-0,28 (-1,51)	-0,25 (-1,44)	-0,21 (-1,13)	-0,23 (-1,32)
$TXCHO$	-0,02* (-1,71)	-0,03 (-1,40)	-0,03 (-1,21)	-0,03** (-2,21)	-0,02 (-1,44)	-0,001 (-0,10)	0,01 (1,10)	0,01 (0,82)	0,003 (0,20)	0,004 (0,34)
K_{it}	-0,01** (-2,28)	-0,01** (-2,15)	-0,01** (-2,08)	-0,02** (-1,97)	-0,009* (-1,85)	-0,005 (-0,90)	-0,02** (-2,40)	-0,02*** (-2,98)	-0,01* (-1,71)	-0,01** (-2,10)
$K_{it} \times D$	0,01*** (3,25)	0,01*** (3,20)	0,01*** (3,39)	0,01** (2,38)	0,01*** (3,26)	0,01** (2,43)	0,009** (2,12)	0,009** (2,01)	0,01** (2,37)	0,01*** (2,69)
$Base_{it}$	-0,06** (-2,46)	-0,09* (-1,92)	-0,11** (2,26)	-0,09*** (-3,88)	-0,07*** (-2,90)	/	/	/	/	/
Variable indicatrice aucun pays contigu de même parti que i	/	/	0,44** (2,31)	/	/	/	/	-0,32 (-1,22)	/	/
Constante	0,64 (1,21)	0,72 (1,23)	0,63 (1,16)	0,76 (1,13)	0,55 (1,14)	1,17 (1,38)	0,39 (0,45)	0,37 (0,60)	0,47 (0,74)	0,65 (1,03)
$\gamma_1 + \gamma_2$	-0,0008 (-0,18)	-0,0007 (-0,18)	0,0007 (0,21)	0,001 (0,46)	-0,007 (-1,05)	0,004 (1,06)	-0,009 (-1,33)	-0,01* (-1,90)	-0,001 (-0,28)	-0,002 (-0,42)
Arellano Bond (prob)	0,258	0,244	0,444	0,288	0,248	0,719	0,719	0,743	0,740	0,727
Sargan/Hansen (prob)	0,981	0,915	0,761	0,884	0,926	0,767	0,836	0,935	0,955	0,940

Nombre d'observations : 351. Ecarts types robustes. Variables en log. T de Student entre parenthèses : * significatif au seuil de 10% ; ** significatif au seuil de 5% ; *** significatif au seuil de 1%.

En observant aux colonnes 4, 5, 9 et 10 les résultats de la pente de la fonction de réaction fiscale des pays européens, on constate que la proximité géographique seule ne compte pas pour la définition des politiques fiscales. En mettant ce résultat en perspective avec les résultats de la colonne 3, cela signifie que la proximité géographique expliquerait les seules interactions basées sur des phénomènes politiques et non la mobilité des bases.

Au niveau des variables de contrôle, le taux de la tranche supérieure d'impôt sur le revenu (IR) a l'effet positif attendu conformément aux résultats précédemment obtenus par Devereux, Lockwood et Redoano (2008) sur les pays de l'OCDE. Pour éviter que les entrepreneurs déclarent leurs bénéfices en revenus personnels si le taux d'IR est plus avantageux, ces deux taux évoluent

dans la même direction. En ce qui concerne notre indicateur de périmètre de l'assiette fiscale, nous observons le signe négatif attendu : suite à un élargissement de la base fiscale (par suppression de déductions fiscales par exemple), le taux d'imposition diminue ce qui permet de conserver des recettes fiscales constantes. Enfin, les variables liées à la structure de la population (PP15 et PP65) n'ont pas d'effet significatif sur le taux d'IS (résultat déjà présent chez Devereux et al., 2008) : même si chaque catégorie de population a des besoins spécifiques en dépenses, ces besoins ne se traduisent pas par une augmentation du taux d'impôt sur les sociétés.

Nous observons enfin une relation négative et significative entre stock de capital et taux d'IS : un plus grand stock de capital est synonyme d'une plus grande concentration d'activités économiques et donc d'une plus large base imposable qui permet au pays de réduire son taux d'imposition à dépenses publiques données. Néanmoins, les pays les plus riches n'ont pas le même comportement de choix fiscaux puisqu'un coefficient positif et significatif est obtenu.

5.2. Les pays les plus riches : des interactions de plus faible intensité ?

Dans cette section, nous nous concentrons sur l'explication liée à la mobilité des bases fiscales et nous estimons l'équation (3) en autorisant le coefficient ρ_2 à être différent de zéro ce qui permet de distinguer les interactions des pays les plus riches des autres. Les résultats sont reportés au tableau 2.

Les interactions des pays les plus riches correspondent à la somme des coefficients ρ_1 et ρ_2 tandis que les interactions du point de vue des autres pays sont données par le seul coefficient ρ_1 . Alors que le coefficient ρ_1 est toujours positif et significatif (ce qui n'était pas le cas dans la section précédente), le coefficient ρ_2 est toujours négatif. Ce résultat confirme l'hypothèse qu'il y a une différence dans le processus de choix fiscal des deux groupes de pays. Le coefficient d'interaction est toujours plus faible pour les pays les plus riches puisque le coefficient propre à ce groupe de pays est toujours négatif. Autrement dit, les pays les plus riches sont moins dépendants du choix fiscal des autres pays. Ce résultat serait à rapprocher des prédictions issues de la NEG : les pays les plus riches sont supposés concentrer une grande part de l'activité économique en Europe. Par conséquent, la base fiscale située dans ces pays serait moins sensible au taux d'imposition ce qui explique que les interactions fiscales y soient moins fortes. Néanmoins, le coefficient ne devrait être significatif qu'avec les structures d'interaction qui caractérisent la concurrence fiscale sur le capital physique : l'agglomération de l'activité économique dans certains pays ne réduit pas leur vulnérabilité au transfert de profit généré par la baisse des taux d'imposition de certains pays.

En ce qui concerne la proximité géographique, nous remarquons l'existence d'interactions stratégiques à la fois dans les estimations en taux nominal et en taux effectif moyen. Néanmoins, ces interactions ne concernent que les pays ne relevant pas du groupe des pays les plus riches. Ainsi, les pays

les plus riches ne considèrent pas les choix fiscaux de leurs voisins géographiques pour définir leur taux d'imposition (le coefficient $\rho_1 + \rho_2$ n'est pas significatif) tandis que les autres pays de l'UE27 tiennent compte des choix fiscaux des voisins. Cette différence explique que les estimations précédentes qui ne séparaient pas les interactions suivant le groupe de pays ne décelaient pas d'interactions fiscales basées sur une structure géographique. Cette différence confirme également que les pays proches géographiquement se concurrencent pour attirer des activités économiques plutôt que les profits des entreprises.

**Tableau 2 : Interactions fiscales au sein de l'UE27 :
le rôle des fortes asymétries économiques au sein de la zone**

Taux utilisé Matrices de pondération	nominal		effectif moyen	
	WCONT	WDIST	WCONT	WDIST
	(1)	(2)	(3)	(4)
$T_{i,t-1}$	0,81*** (10,01)	0,81*** (9,87)	0,85*** (14,23)	0,84*** (16,46)
T_{jt}	0,10** (2,05)	0,13* (1,95)	0,10** (2,00)	0,15** (2,16)
$T_{jt} \times D$	-0,02 (-1,21)	-0,07* (-1,87)	-0,05*** (-2,98)	-0,05*** (-3,07)
IR_{it}	0,09*** (2,77)	0,11*** (2,71)	0,09** (2,56)	0,10*** (3,05)
$PP15_{it}$	0,09 (0,81)	-0,28 (-0,72)	-0,11 (-0,85)	-0,15 (-1,06)
$PP65_{it}$	-0,12 (-0,94)	-0,59 (-1,17)	-0,34** (-2,03)	-0,39** (-2,27)
$TXCHO_{it}$	-0,01 (-1,16)	-0,03** (-2,24)	-0,005 (-0,38)	-0,01 (-0,96)
K_{it}	-0,009 (-1,34)	-0,03** (-2,16)	-0,02** (-2,52)	-0,02*** (-2,65)
$K_{it} \times D$	0,02** (2,17)	0,05** (2,20)	0,04*** (3,58)	0,04*** (3,73)
$Base_{it}$	-0,05* (-1,86)	-0,04** (-2,13)	/	/
Constante	0,38 (0,80)	1,81 (1,09)	0,84 (1,47)	0,87 (1,56)
$\rho_1 + \rho_2$	0,08 (1,53)	0,06 (1,20)	0,05 (1,08)	0,09 (1,43)
$\gamma_1 + \gamma_2$	0,01* (1,73)	0,02* (1,88)	0,02** (2,78)	0,02** (2,89)
Arellano Bond (prob)	0,305	0,324	0,766	0,740
Sargan/Hansen (prob)	0,738	0,709	0,938	0,971

Nombre d'observations : 351. Écarts types robustes. Variables en log. T de Student entre parenthèses : * significatif au seuil de 10% ; ** significatif au seuil de 5% ; *** significatif au seuil de 1%.

En ce qui concerne les autres variables, nous observons à nouveau que la variable retardée temporellement ($T_{i,t-1}$) est toujours significative au seuil de 1% et prend un signe positif dans toutes les spécifications. Nous confirmons donc le fort degré de persistance des taux d'impôt sur les sociétés dans les pays européens. Enfin, les coefficients associés aux variables de contrôle restent de même signe qu'au tableau 1. La somme des coefficients $\gamma_1 + \gamma_2$ est toujours positive et significative dans l'estimation des taux nominaux ce qui pourrait traduire la présence d'une rente d'agglomération imposable dans les pays les plus riches. Ce résultat confirmerait la prédiction 4 : les pays dans lesquels l'activité économique est concentrée peuvent imposer plus fortement les entreprises sans craindre de départs trop importants de capital car les entreprises y bénéficient d'une rente liée à l'agglomération d'entreprises sur un territoire.

6. CONCLUSION

Notre objectif était d'identifier l'origine des interactions entre pays voisins au sein de l'UE27 en proposant trois explications théoriques pertinentes à l'échelle européenne et en les confrontant aux résultats empiriques obtenus.

Tout d'abord, nous mettons en évidence le rôle de l'appartenance politique sur les interactions fiscales au niveau international et nous montrons plus particulièrement que ces interactions motivées par l'appartenance politique sont limitées aux pays contigus. De plus, en lien avec la littérature sur la nouvelle économie géographique, nous observons une moindre dépendance des pays les plus riches aux choix fiscaux des autres pays. Une relation différente entre stock de capital et taux d'IS est observée pour les pays les plus riches laissant supposer l'existence d'une rente d'agglomération imposable. Néanmoins, le résultat apparaît seulement dans les estimations du taux nominal en différenciant l'intensité des interactions selon le groupe de pays.

Ces résultats suggèrent que différentes sources d'interaction peuvent coexister entre pays voisins. Néanmoins, la proximité géographique ne semble pas être l'élément explicatif de la concurrence pour attirer les profits. Tester cette hypothèse nécessiterait des données détaillées sur les multinationales. Cela fera l'objet d'un travail futur.

ANNEXES

Tableau 3 : Statistiques générales et source des données

Variable	Source	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Taux nominal	OCDE	30,28	8,43	10,00	56,75
Taux effectif moyen	Calculs (voir méthode page suivante)	31,90	9,20	10,70	60,75
IR	OCDE	42,31	10,35	16,00	65,00
PP15	AMECO	17,70	2,46	12,70	24,10
PP65	AMECO	14,82	2,02	10,78	19,90
TXCHO	AMECO	8,40	3,80	1,90	20,60
Base	Calculs à partir d'Eurostat	26,76	15,13	4,10	78,47
K	AMECO et calculs	984,10	1619,40	5,50	6873,20

Nombre d'observations : 351. Toutes les variables sont en % sauf K (en milliards d'euros).
AMECO: Annual Macro Economic Database of the European Commission.

Tableau 4 : Poids les plus forts associés à chaque matrice de pondération

	WPOL (en 1995)	WPOLDIST (en 1995)	WPOLCONT (en 1995)	WCONT	WDIST
5	Nombreux couples (0,08)	Lettonie-Lituanie (0,27)	Bulgarie-Grèce (1)	Hongrie-Roumanie (0,5)	Pays-Bas-Belgique (0,17)
4	Nombreux couples (0,08)	Slovaquie-Autriche (0,48)	Lettonie-Estonie (1)	Bulgarie-Roumanie (0,5)	Autriche-Slovaquie (0,36)
3	Nombreux couples (0,08)	Autriche-Slovaquie (0,49)	Finlande-Estonie (1)	Malte-Italie (1)	Autriche-Slovaquie (0,36)
2	Nombreux couples (0,08)	Estonie-Finlande (0,55)	Rép.tchèque-Allemagne (1)	Chypre-Grèce (1)	Estonie-Finlande (0,35)
1	Nombreux couples (0,08)	Finlande-Estonie (0,57)	Danemark-Suède (1)	Portugal-Espagne (1)	Finlande-Estonie (0,37)

CONSTRUCTION DES TAUX EFFECTIFS

Nous nous intéresserons à la méthodologie de construction du taux effectif moyen fournie par Devereux et Griffith (1998). Ce taux est défini par la différence entre la valeur actualisée présente du projet en l'absence et en présence de l'impôt :

$$EATR = \frac{R^* - R}{\rho/(1+r)}$$

avec ρ le rendement financier réel du projet, r le taux d'intérêt réel, et R^* la valeur actualisée présente en l'absence d'impôt telle que $R^* = (\rho - r)/(1+r)$.

En négligeant par simplicité l'impôt sur le revenu des personnes physiques et en supposant que le projet est financé par autofinancement, la valeur actualisée nette en présence d'IS, R , est donnée par :

$$R = \frac{(\rho + \delta)(1 - \tau) + (r - \delta) \left(1 - \frac{\tau\varphi}{1+i}\right)}{1+r}$$

avec i le taux d'intérêt nominal, δ le taux de dépréciation économique du capital, τ le taux nominal d'IS (incluant le taux local moyen lorsqu'il existe) et φ le taux de déduction fiscale selon le type de capital employé.

Nous nous concentrons sur les effets des impôts payés uniquement par les sociétés et n'incluons donc pas les effets des impôts sur les personnes physiques payés sur les dividendes, intérêts et plus-values. Les actionnaires vont exiger un taux de rentabilité réel minimum de 20 % par an après impôt des sociétés.

Calculer des taux effectifs exige des hypothèses quant aux taux d'inflation et d'amortissement des actifs. En ce qui concerne les modalités d'amortissement acceptées au niveau fiscal, il est supposé que l'entreprise adoptera le traitement le plus favorable. Les effets de l'amortissement sur le coût du capital dépendront du caractère généreux ou non des amortissements admis au plan fiscal par rapport aux amortissements économiques réels. Nous adoptons les hypothèses sur les valeurs des paramètres d'un rapport de la Commission Européenne (Devereux et al., 2008) concernant le taux de dépréciation économique δ : 3,61% pour les immeubles industriels, 12,25% pour les installations, machines et outillages. Nous supposons à la suite de Loretz (2008) que l'investissement est complètement financé par autofinancement et nous ne tenons pas compte de l'imposition de l'actionnaire. Enfin, nous pondérons de manière égale les taux effectifs des bâtiments et des machines pour obtenir le taux effectif global.

Dans de nombreuses études, les auteurs utilisent un taux d'inflation constant et identique pour l'ensemble des pays. Cette hypothèse permet de mesurer les effets isolés de l'impôt sur le coût du capital sans tenir compte des différentiels dus à l'inflation. Néanmoins, certains pays de notre échantillon ont connu des taux d'inflation très différents et ce différentiel d'inflation a été observé par les investisseurs tout autant que le différentiel de taux d'imposition. A la suite de Devereux et al. (2008), nous choisissons donc de réaliser nos estimations succes-

sivement avec le taux effectif moyen global utilisant les vraies données d'inflation et de taux d'intérêt.

Les informations fiscales rassemblées proviennent de la base de l'OCDE consacrée à la fiscalité, de Ernst&Young Worldwide corporate tax guide et KPMG corporate tax rates surveys. Pour le taux de déduction fiscale, nous utilisons le schéma d'amortissement autorisé le plus généreux.

REFERENCES

- Anderson F., Forslid R., 2003, "Tax competition and economic geography", *Journal of Public Economy Theory*, vol. 5, pp. 279-304.
- Anselin L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin L., 2001, "Spatial Econometrics", in Baltagi B.H. (ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics*, Blackwell Publishers Ltd., Massachusetts.
- Arellano M., Bond S., 1991, "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 277-297.
- Arellano M., Bover O., 1995, "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, vol. 68, pp. 29-51.
- Baldwin R., Forslid R., Martin P., Ottaviano G., Robert-Nicoud F., 2003, *Economic Geography and Public Policy*, Princeton University Press.
- Baldwin R.E., Krugman, P., 2004, "Agglomeration, integration and tax harmonisation", *European Economic Review*, vol. 48, pp. 1-23.
- Bartelsman E.J., Beetsma R., 2003, "Why pay more? Corporate tax avoidance through transfer Pricing in OECD countries", *Journal of Public Economics*, vol. 87, pp. 2225-2252.
- Besley T.J., Case A., 1995, "Incumbent behavior: vote-seeking, tax setting, and yardstick competition", *American Economic Review*, vol. 85, pp. 25-45.
- Besley T., Griffith R., Klemm A., 2001, Empirical evidence of fiscal interdependence in OECD countries, mimeo.
- Blundell R., Bond S., 1998, "Initial conditions and moment conditions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, vol. 87, pp. 115-143.
- Brueckner J.K., 2003, "Strategic interaction among governments: an overview of empirical studies", *Regional Science Review*, vol. 26, pp. 175-188.
- Cassette A., Paty S., 2008, "Tax competition among Eastern and Western European countries: With whom do countries compete?", *Economic Systems*, vol. 32, pp. 307-325.

- Dall'erba S., Le Gallo J., 2008, "Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric analysis", *Papers in Regional Science*, vol. 87, pp. 219-244.
- Davies R.B., Voget J., 2008, Tax competition in an expanding European Union, Working Paper 08/30, Oxford University Centre for Business Taxation.
- Devereux M.P., Griffith, R., 1998, "Taxes and the location of production: Evidence from a panel of US multinationals", *Journal of Public Economics*, vol. 68, pp. 335-367.
- Devereux M.P., Griffith R., Klemm A., 2002, "Corporate income tax reforms and international tax competition", *Economic Policy*, vol. 35, pp. 450-495
- Devereux M., Lockwood B., Redoano M., 2008, "Do countries compete over corporate taxes?", *Journal of Public Economics*, vol. 92, pp. 1210-1235.
- Elhorst J.P., 2003, "Specification and estimation of spatial panel data models", *International Regional Science Review*, vol. 26, pp. 244-268.
- Elhorst J.P., 2004, "Unconditional maximum likelihood estimation of linear and log-linear dynamic models for spatial panels", *Geographical Analysis*, vol. 37, pp. 85 – 106.
- Exbrayat N., 2009, The impact of trade integration and market potential on tax competition. Working paper.
- Forslid R., 2005, "Tax competition and agglomeration: Main effects and empirical implications", *Swedish Economic Policy Review*, vol. 12, pp. 113-137.
- Foucault M., Madiès T., Paty S., 2008, "Public spending interactions and local politics. Empirical evidence from French municipalities", *Public Choice*, vol. 137, pp. 57-80.
- Geys B., Vermeir J., 2008, "Party cues and yardstick voting", *European Journal of Political Economy*, vol. 24, pp. 470-477.
- Hazan, R. Y., 2003, "Does cohesion equal discipline? Towards a conceptual delineation", *Journal of Legislative Studies*, vol. 63, pp. 265–268.
- Hines J.R., 1999, "Lessons from behavioral responses to international taxation", *National Tax Journal*, vol. 52, pp. 305-322.
- Jones P.R., Hudson J., 1998, "The role of political parties: An analysis based on transaction costs", *Public Choice*, vol. 94, pp. 175-189.
- Kukenova M., Monteiro, J-A., 2009, Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation, MPRA Paper 11569, University Library of Munich, Germany.
- Lee L., Yu J., 2007, A spatial dynamic panel data model with both time and individual fixed effects, Working paper of Rochester University.

- Loretz, S., 2008, "Corporate taxation in the OECD in a wider context", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 24, pp. 639-660.
- Ludema R., Wooton I., 2000, "Economic geography and the fiscal effects of regional integration", *Journal of International Economics*, vol. 52, pp. 331-357.
- Manski C., 1993, "Identification of endogenous social effects: The reflection problem", *Review of Economic Studies*, vol. 60, pp. 531-542.
- Ottaviano G.I.P., Van Ypersele T., 2005, "Market access and tax competition", *Journal of International Economics*, vol. 67, pp. 25-46.
- Redoano M., 2007, Fiscal interactions among European countries. Does the EU matter?, CESifo working paper n°1952.
- Revelli F., 2005, "On spatial public finance empirics", *International Tax and Public Finance*, vol. 12, pp. 475-492.
- Santolini R., 2008, "A spatial cross-sectional analysis of political trends in Italian municipalities", *Papers in Regional Science*, vol. 87, pp. 431-452.
- Santolini R., 2009, "The political trend in local government tax setting", *Public Choice*, 139, 1-2, pp. 125-134.
- Soto M., 2007, System GMM estimation with a small number of individuals, Institute for Economic Analysis, Barcelona.
- Wildasin D.E., 1988, "Nash equilibria in models of fiscal competition", *Journal of Public Economics*, vol. 35, pp. 229-240.
- Wilson J.D., 1986, "A theory of interregional tax competition", *Journal of Urban Economics*, vol. 19, pp. 296-315.
- Wilson J.D., 1999, "Theories of tax competition", *National Tax Journal*, vol. 52, pp. 269-304.
- Zodrow G.R., Mieszkowski P., 1986, "Pigou, Tiebout, property taxation and the underprovision of local public goods", *Journal of Urban Economics*, vol. 19, pp. 356-370.

ABOUT THE NATURE OF TAX INTERACTIONS AMONG THE EU27

Abstract - *In this paper, we investigate the pattern of strategic interactions among the EU27 regarding corporate taxes. We thus estimate an empirical model of strategic interactions among 27 European countries over the period 1995-2007 by using GMM. We focus on the nature of tax interactions between neighbor countries. First, our results indicate the role of ideology on tax interactions at an international level and particularly we show that interactions motivated by the political trend are limited to contiguous countries. Second, in line with the New Economic Geography literature, the results suggest the existence of a taxable agglomeration rent for some countries which are also less dependent to other countries' tax rates.*