

FACULTÉS UNIVERSITAIRES CATHOLIQUES DE MONS
et
ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES

**CONCURRENCE ET CONVERGENCE
FISCALES**

Fernando M. M. RUIZ

Thèse soumise en vue de l'obtention du titre de Docteur en
Sciences Économiques et de Gestion

Directeurs de thèse :

Marcel GÉRARD

Professeur aux Facultés Universitaires Catholiques de Mons

Alain TRANNOY

Professeur à l'École des Hautes Études en Sciences Sociales

Rapporteurs :

Agnès BÉNASSY-QUÉRÉ

Professeur à l'Université Paris X - Nanterre

Thierry MADIÈS

Professeur à l'Université de Fribourg

Lecteurs :

Natacha GILSON

Professeur aux Facultés Universitaires Catholiques de Mons

Bruno HEYNDELS

Professeur à la Vrije Universiteit Brussel

Président du jury :

Rudy DE WINNE

Professeur aux Facultés Universitaires Catholiques de Mons

Table des matières

Préface	iv
1 Introduction	1
1.1 Thème et objectifs de la thèse	1
1.2 Motivation	2
1.3 Structure et résumé	8
1.3.1 Summary, Description, and Extensions of the Capital Income Effective Tax Rate Literature	8
1.3.2 Open-loop and feed-back equilibrium of a tax compe- tition model	13
1.3.3 Is there evidence of strategic corporate tax interaction among EU countries?	15
1.3.4 Convergence de l'impôt sur les sociétés dans l'Union Européenne	16
1.4 Contributions	18
2 Summary, description and extensions of the capital income effective tax rate literature.	23
2.1 Introduction	24
2.2 Forward-looking ETRs	25
2.2.1 The cost of capital	25
2.2.2 Marginal ETR	28
2.2.3 A simple extension to the marginal effective tax	32
2.2.4 Average ETR	34
2.2.5 An extension to the AETR with uncertainty and the entrance of rival firms	37
2.3 Backward-looking ETRs	41
2.3.1 Average ETR	42

2.3.2	Marginal ETR	44
2.4	The cost of production approach	45
2.4.1	Marginal ETRC	45
2.4.2	Average ETRC	48
2.5	Pros and cons of using various ETRs	49
2.6	Appendix A	55
2.7	Appendix B	56
3	Open-loop and feed-back equilibrium of a tax competition model.	58
3.1	The classical static model	60
3.1.1	Basic structure	61
3.1.2	Closed economy	62
3.1.3	Open economy	62
3.1.4	Reaction functions and Nash equilibrium	63
3.1.5	Particular case, open economy	65
3.1.6	Particular case, closed economy	65
3.2	Open-loop Nash equilibrium	66
3.2.1	Basic structure	66
3.2.2	Particular form	68
3.3	Feed-back Nash equilibrium	70
3.4	Conclusions	71
3.5	Appendix A. Proof. Proposition 1.	75
3.6	Appendix B. Proof. Proposition 2.	75
3.7	Appendix C.	79
3.8	Appendix D.	81
4	Is there evidence of strategic corporate tax interaction among EU countries ?	83
4.1	Tax reaction functions	87
4.2	Data	89
4.3	Weighting schemes	91
4.4	Panel estimation	92
4.4.1	Pooled cross-section estimation without considering international pressures	92
4.4.2	Testing spatial dependencies	94
4.4.3	Pooled cross-section estimation considering international pressures	98

TABLE DES MATIÈRES

iii

4.5	From a static to a dynamic model	102
4.5.1	A classical static model of tax competition	102
4.5.2	A dynamic model of tax competition	104
4.6	Setup of the empirical dynamic analysis	107
4.6.1	Panel unit root results	108
4.6.2	Problems with panel unit root tests	108
4.7	Conclusions	109
4.8	Appendix A. Estimation problems	117
4.9	Appendix B	119
4.9.1	Martinez-Mongay series	119
4.9.2	BACH series	120
4.9.3	Devereux, Griffith and Klemm series	120
4.9.4	Corporate Tax Revenue / GDP series	121
4.10	Appendix C. Panel unit root tests	121
4.11	Appendix D	123
5	Convergence de l'impôt sur les sociétés dans l'Union Euro- péenne.	128
5.1	Différentes approches pour mesurer le taux de l'imposition sur les sociétés	132
5.1.1	L'approche macroéconomique ex post	132
5.1.2	L'approche microéconomique ex post	133
5.1.3	L'approche microéconomique ex ante	133
5.2	Les taux d'impôt sur les sociétés convergent-ils dans l'UE? . .	134
5.2.1	Indicateurs de corrélation croisée	134
5.2.2	β -Convergence et σ -Convergence	135
5.3	Les taux d'impôt sur les sociétés ont-ils déjà convergé dans l'UE?	136
5.3.1	Tests de racine unitaire en panels	136
5.3.2	Problèmes avec les tests de racine unitaire	137
5.4	Conclusion	138
5.5	Annexe A	141
5.6	Annexe B	146
6	Conclusion	148
6.1	Des questions pour l'avenir	150
6.2	Pour conclure	151

Préface

Cette thèse traite d'un sujet largement étudié par maints auteurs. Sans doute, la concurrence fiscale est-elle une question qui, depuis des décennies, a fait l'objet d'intenses recherches.

Au début de cette étude, en 2002, un professeur m'a demandé quel serait le sujet de ma thèse. Après avoir entendu ma réponse, il a réagi : « Concurrence fiscale ? Il n'y a rien de plus à écrire sur le sujet ! ». Malgré cette sombre réplique, de nombreux chercheurs ont continué à travailler et à publier des études innovatrices sur ce thème. J'espère que ce travail ajoute aussi un petit plus novateur à cette large littérature.

Le déroulement du travail suit la structure décrite ci-dessous. Le chapitre 1 présente la motivation de la recherche et un long résumé de chacun des articles qui constituent le cœur de la thèse. Les chapitres 2 à 5 contiennent quatre travaux réalisés au cours de ma démarche doctorale. Ils sont liés les uns aux autres par une logique de présentation expliquée postérieurement. Enfin, le chapitre 6 propose une brève conclusion.

Un point peut surprendre le lecteur non averti. Si l'introduction, la conclusion et le chapitre 5 sont rédigés en français, les autres chapitres sont présentés en anglais. Cette forme peu orthodoxe a été adoptée afin de garder chaque article dans sa langue de rédaction originale.

Je voudrais par ailleurs adresser, ici, des remerciements à tous ceux qui, d'une façon ou d'une autre, ont contribué à ce travail. Tout d'abord, je remercie tout spécialement le Prof. Marcel Gérard. C'est lui qui, à tout moment, a cru en moi et m'a apporté son soutien. Il m'a permis de travailler à ses côtés pendant plus de cinq années de ma vie en Belgique. Tous les acquis professionnels et humains que j'ai accumulés durant cette période ne peuvent être énumérés en quelques lignes et demanderaient à eux seuls plus d'un chapitre !

Je tiens aussi à remercier le Prof. Alain Trannoy pour avoir permis que soit possible la réalisation de cette thèse en cotutelle avec l'EHESS et pour son accueil à Marseille. Aux professeurs Agnès Bénassy-Quéré, Natacha Gilson, Bruno Heyndels et Thierry Madiès j'adresse mes remerciements pour avoir accepté d'être membres de mon jury de thèse, pour leur lecture et pour leurs commentaires.

À mon arrivée en Belgique, mon niveau de français était déplorable. Peu à peu plusieurs personnes m'ont permis d'avancer dans la compréhension de la langue française, bien qu'à ce jour, il me reste encore beaucoup de lacunes. Parmi ces personnes, je remercie particulièrement Mme. Huguette

Helman qui a consacré beaucoup de son temps à d'innombrables corrections de textes en français et à une relecture détaillée de ce travail. Sans elle, je n'aurais jamais pu écrire quoi que ce soit en français. Cependant, selon la formule consacrée, toute erreur demeure mienne. M'ont également permis d'améliorer mon français et je les en remercie : Mme. Jacqueline Schiffer, François Fasseaux, Karine Foltzer, Christophe Majois, Céline Rans, Sandrine Delhay et tous ceux qui, à un moment ou un autre, j'ai dérangés avec une question. Je remercie Sabine Limbourg pour ses explications en math. À toute la communauté des FUCaM, je dis aussi un tout grand merci pour son accueil.

Enfin je voudrais remercier ma famille en Argentine, particulièrement ma mère Rosa Tusnelda Heiland à qui je dédie ce travail, pour son soutien quotidien et ses encouragements. Je remercie également ma compagne Patrizia pour sa patience et ses innombrables trajets entre la Suisse et la Belgique.

La réalisation de cette thèse a été possible grâce au financement comme assistant au cadre des FUCaM et à un mandat de chercheur au sein du programme PAI 5-26 (Programme Pôles d'attraction interuniversitaires - Etat belge - Politique scientifique fédéral) "Universités et firmes : une analyse comparative de l'interaction entre processus de marché, stratégies organisationnelles et gouvernance" et PAI 6-09 (Programme Pôles d'attraction interuniversitaires - Etat belge - Politique scientifique fédéral) "Higher Education and Research : Organization, Market Interaction and Overall Impact in the Knowledge-Based Era".

Chapitre 1

Introduction

1.1 Thème et objectifs de la thèse

Le thème général exploré dans cette recherche doctorale est "la Concurrence et la Convergence Fiscales".

Examiner les concepts de concurrence et convergence fiscales d'une manière intégrée constitue un objectif important en soi. Cela permet, jusqu'à un certain point, d'apporter une vision innovatrice au problème étudié. Jusqu'ici, la littérature sur la concurrence fiscale ne suggère pas que les taux d'imposition convergent dans l'une ou l'autre direction.

Pour Baldwin et Krugman (2004), les résultats principaux d'un modèle de concurrence fiscale classique avec des pays symétriques sont que,

- 1- la mobilité du capital induit un taux d'imposition trop bas par rapport à l'optimum social ;
- 2- il existe une corrélation négative entre la mobilité du capital et le taux d'imposition sur le capital ;
- 3- une harmonisation vers le haut des taux d'imposition des capitaux peut produire une amélioration au sens de Pareto.

Bien que ces trois points représentent une vision simplificatrice et réductrice d'une longue et riche littérature, ils sont globalement corrects. Le lecteur peut retrouver, entre autres, dans les travaux de Wilson (1999), Wilson et Wildasin (2004), Krogstrup (2002), Oates (2001), Fuest, Huber et Mintz (2003), Alves (2005), Vodra (2006), des aperçus complets, étendus et détaillés de la littérature sur la concurrence fiscale.

Un deuxième objectif du travail est de confronter la théorie à la réalité empirique. Toutes les théories scientifiques doivent être capables de surmonter le filtre de l'observation afin d'être corroborées (ou plus simplement, avoir l'opportunité d'être falsifiables). Une question importante qui m'apparut au début de la thèse était de savoir si l'observation doit précéder la théorie ou la théorie précéder l'observation. Ce dilemme n'est pas neuf du tout ; il marque la différence entre la méthode inductive de Bacon et la méthode déductive de Popper. Dans ma démarche, j'ai commencé par un travail d'observation, bien que la théorie soit déjà présente dans mon esprit. Cependant, dans la présentation de ce travail, comme vous le verrez dans les chapitres suivants, j'ai préféré un chemin inverse : des hypothèses à l'observation.

1.2 Motivation

Quand on retrace les origines d'une démarche doctorale en *Sciences Sociales* on aboutit habituellement à des concepts de base qui ont été inculqués au chercheur tout au début de son parcours universitaire. La première leçon d'un cours d'introduction à la *Science Economique* définit généralement notre discipline comme l'étude des décisions en matière d'allocation de ressources rares et des raisons de ces décisions. La rareté est le concept central qui soutient la *Science Economique*. Il impose une tension constante entre des ressources limitées et des besoins et nécessités illimités. Toutefois, ces décisions sont tributaires du nombre d'acteurs, ou d'agents économiques intervenant dans ce processus. Un agent économique social doit faire face à une tension avec les autres agents sous forme d'une rivalité pour accéder aux mêmes objets rares. C'est ce que nous appelons la concurrence au sens économique du terme.

Le terme concurrence n'est pas un concept exclusif à la *Science Economique*. L'histoire des êtres humains est marquée par un grand nombre d'exemples de situations concurrentielles. Des rivalités sont apparues à cause des religions, des systèmes de gouvernement, des cultures, etc. Simultanément, on a appris à cadrer cette rivalité. Les guerres feront place au dialogue, les dogmes et idéologies sont défiés par la science, les théories sont réfutées par les résultats. On pourrait imaginer qu'on suit un processus d'évolution. Un acte primaire est remplacé ou évité par une pensée, qui peut être raffinée dans une théorie scientifique, durant le temps nécessaire pour que surviennent des éléments pour la réfuter.

En matière de systèmes de gouvernement, Sinn (2003) observe une nouvelle rivalité entre systèmes. La chute du rideau de fer, due au manque de bien-être dans les pays communistes, a non seulement sérieusement endommagé une idéologie, mais elle a aussi forcé à rejeter ou modifier les théories formulées dans ce contexte. Dès lors, de nos jours, presque tout le monde partage une même vision de la construction des relations économiques. Cette situation a produit un grand processus de "mondialisation" qui a pour conséquence que les agents économiques prennent des décisions en observant le monde comme un milieu plus homogène, où les distances ont été réduites par la technologie, et les frontières adoucies par les décisions gouvernementales. Dans cette logique, les États indépendants jouent un nouveau rôle. Ils ont compris que dans un monde global, en mettant en œuvre leur propre politique, ils créent des effets de débordement sur les autres, et en même temps, ils sont eux-mêmes affectés par les décisions des autres. De nombreux travaux étudient actuellement ce problème, essayant de comprendre si ce processus augmente le bien-être de toute la planète, ou d'un ou de plusieurs pays en particulier, ou se fait au détriment de tous les individus. Néanmoins, l'histoire, la culture, les goûts des pays diffèrent toujours et contraignent la façon dont les gouvernements font face aux divers problèmes, en imposant une restriction à la pensée globale.

Sinn fait un pas important en liant la notion des systèmes de gouvernement à la concurrence dans un sens économique, et il appelle « Systems Economics » (« la science économique de systèmes ») la branche de la Science Economique étudiant les interactions entre des gouvernements qui cherchent leur propre bénéfice de manière indépendante et rationnelle. Cette interaction inclut des problèmes divers discutés dans la littérature, notamment la concurrence fiscale, la concurrence écologique, la concurrence en matière de normes de produit, etc. En ce domaine, on renverra volontiers à Wilson (1999), Hoel (1997) et Sinn (1997). Inscrite dans la mouvance de ces sujets, cette thèse doctorale se focalise sur la concurrence fiscale et quelques thèmes qui lui sont reliés.

Le message central de la littérature sur la concurrence fiscale nous enseigne que « independent governments engage in wasteful competition for scarce capital through reductions in tax rates and public expenditure level » (Wilson, 1999). Cette phrase définit implicitement aussi l'objet d'étude de cette sous-branche particulière de la théorie économique comme l'analyse de la manière dont les gouvernements interagissent dans la détermination d'un taux d'imposition et de dépenses publiques afin de maximiser leur bien-être.

Une caractéristique commune de la plupart des travaux est la description de la tension entre un facteur rare (en général le capital ou le bénéfice imposable) et la détermination d'un impôt par un gouvernement, étant donné que sa décision est contrainte par le choix d'autres gouvernements, qui, par leurs actions ont déjà affecté la taille de la base d'imposition. C'est probablement dans ce domaine qu'ont été écrites la plupart des études relevant de la science économique des systèmes évoquée plus haut. Ceci reflète, certainement, l'actualité du problème et l'importance qui lui a été accordée au cours de ces dernières années.

Néanmoins, si on se déplace en arrière dans le temps, les indications de comment taxer le capital et les notions de concurrence fiscale sont bien présentes depuis la naissance de la *Science Economique*. Le livre fondateur de l'économie d'Adam Smith "An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations", nous apprend déjà que :

"... land is a subject which cannot be removed, whereas (capital) stock easily may. The proprietor of land is necessarily a citizen of the particular country in which his estate lies. The proprietor of stock is properly a citizen of the world, and is not necessarily attached to any particular country. He could be apt to abandon the country in which he was exposed to a vexatious inquisition, in order to be assessed to a burdensome tax, and would remove his stock to some other country where he could either carry on his business, or enjoy his fortune more at his ease. By removing his stock he would put an end to all the industry which it had maintained in the country which he left. Stock cultivates land ; stock employs labour. A tax which tended to drive away stock from any particular country, would so far tend to dry up every source of revenue, both to the sovereign and to the society. Not only the profits of stock, but the rent of land and the wages of labour, would necessarily be more or less diminished by its removal.

The nations, accordingly, who have attempted to tax the revenue arising from stock, instead of any severe inquisition of this kind, have been obliged to content themselves with some very loose, and, therefore, more or less arbitrary estimation. The extreme inequality and uncertainty of a tax assessed in this manner, can be compensated only by its extreme moderation, in consequence of which every man finds himself rated so very much below

his real revenue, that he gives himself little disturbance though his neighbour should be rated somewhat lower."

Adam Smith (1776).

(Bk. V, Ch. II, Pt II, Art II)

Ce passage relate le cas du propriétaire d'un capital, citoyen du monde, qui peut déplacer ses activités dans une autre juridiction ; une possible perte de revenu fiscal dérive de cette action et l'impossibilité, par contrainte de concurrence, de taxer de manière optimale le capital. Ces concepts, on les retrouve de façon récurrente dans la littérature sur la concurrence fiscale et le lecteur les retrouvera dans les divers essais de cette thèse.

Divers pays ont cherché, et cherchent toujours, à profiter de cette mobilité du capital. Sans doute, depuis leur origine, les États contemporains ont-ils donné des encouragements aux entreprises, de manière claire et directe. Par exemple, nous pouvons citer le cas de l'expansion des chemins de fer en Argentine pendant les années 1880¹. À ce moment-là, le gouvernement argentin a accordé aux investisseurs britanniques la bande de terre nécessaire pour installer les chemins de fer, 5,2 km de terre des deux côtés des lignes, mais aussi des exonérations fiscales, comme l'exonération des droits de douane sur le matériel importé et un rendement annuel garanti de 7% sur l'investissement initial. Ces encouragements expliquent probablement en partie la rapidité de l'expansion. Cependant, à l'époque, les plaintes contre ces avantages ne venaient pas, principalement, de pays étrangers qui auraient allégué de pratiques de concurrence nuisibles pour les investissements britanniques potentiels en Nouvelle Zélande ou en Australie, mais bien de l'intérieur du pays. Cela a donné naissance à la loi Mitre (1907) qui a aboli certains privilèges comme les 7% de rendement garanti (mais l'exonération fiscale et l'absence de droits de douane sur le matériel importé ont été maintenues).

Les temps ont-ils changé ? Certainement. Aujourd'hui, les pressions afin de mitiger une concurrence fiscale nuisible sont développées par des institutions supranationales qui par leur poids peuvent imposer une meilleure coordination des politiques. Parmi ces institutions, on remarque principalement l'OCDE et l'Union Européenne. Ces organisations n'examinent pas seulement les possibles subventions directes octroyées aux entreprises par les États, mais aussi l'abondante et sophistiquée variété d'exemptions et de déductions fiscales que les pays peuvent introduire dans leurs systèmes d'im-

¹L'expansion des chemins de fer a porté le réseau de 2.516 km en 1881, à 9.432 km en 1890, 22.126 km en 1907 et 32.494 km en 1913.

position. Néanmoins, l'attractivité d'un pays pour les investissements dépend aussi d'autres facteurs, qui jouent dans certaines circonstances un rôle plus important, tels que la stabilité légale, l'infrastructure publique, le niveau d'éducation des travailleurs, la croissance dans des secteurs spécifiques de l'économie, etc.²

La forme la plus connue et la plus ancienne de concurrence fiscale à laquelle les États actuels doivent faire face depuis des années, est celle du développement de centres «off shore» ou de paradis fiscaux. Leur histoire remonte aux années 1930 quand quelques pays ont introduit leurs premières lois pour protéger des investisseurs et des fonds étrangers, bien que ce soit dans les années 1960 que certains des paradis fiscaux les plus renommés des Antilles aient commencé à fonctionner (voir Ruiz, 2001).

Dans un autre endroit du monde, un processus différent s'est produit dans les années 50. Motivés par des raisons politiques, bases de la réconciliation franco-allemande après la deuxième guerre mondiale, les fondements de l'Union européenne (UE) ont pris forme. Rapidement, quelques membres de l'Union Européenne ont embrassé l'idée d'un capital mobile, mais ils ont aussi compris les risques et les avantages d'une concurrence fiscale. À cette époque, quelques comités d'experts ont développé des propositions pour harmoniser les systèmes d'impôt sur les sociétés dans la Communauté Européenne, essayant d'éviter, de cette façon, les guerres fiscales (par exemple, le Comité Neumark, 1962)³. Ces propositions sont contemporaines de contributions théoriques telles que celle de MacDougall (1960) qui affirme qu'une petite économie ouverte ne peut pas taxer à la source le capital mobile car celui-ci peut toujours altérer sa charge fiscale.

Depuis ces premières tentatives, peu de choses ont évolué sur le plan législatif : parmi les États membres de l'Union Européenne (UE), les systèmes d'imposition des sociétés demeurent, de nos jours encore, nettement différenciés. Un aspect de ces propositions était la mise en place d'une harmonisation douce, qui devait permettre une concurrence « libre et juste » entre les États membres ; on citera la proposition de la Commission de 1975, qui suggérait d'adopter des taux d'impôt des sociétés situés dans une fourchette allant de 45 à 55 pour cent, et, plus tard le Rapport Ruding (1992) qui recommandait des taux d'imposition statutaires dans une fourchette de 30 à 40 pour cent.

²Ces facteurs expliquent notamment mieux l'expansion des chemins de fer en Argentine que ceux présentés plus haut.

³Voir "Company taxation in the internal market", European Commission (2001)[4].

À la fin de 1992, toutes les barrières au commerce, à la circulation du capital et à la mobilité des personnes, ont été formellement éliminées au sein de l'UE. Ce processus a réduit le coût du capital et a rendu évidentes les différences dans les systèmes de taxation. À ce sujet, le Rapport Ruding (1992) a conclu que « tax differences can affect the location of investment and cause distortion of competition, (...) and that some convergence had happened in the past, but the main distortions could not be reduced solely through market forces or through independent action of Member States ».⁴

Depuis, le développement de la technologie a continué à augmenter les possibilités pour les entreprises d'exploiter des échappatoires, en déménageant des profits ou leur siège même vers des endroits plus favorables. De plus, le processus de mondialisation a augmenté les possibilités d'utilisation de systèmes d'imposition allégés pour attirer les capitaux. Dans ce contexte, l'UE est confrontée aujourd'hui non seulement à une concurrence fiscale parmi ses membres (anciens et nouveaux), mais aussi à la concurrence de pays plus éloignés.

En 1997, la concurrence fiscale entre les États membres de l'UE a été cadrée grâce à une résolution adoptée par le Conseil des ministres de l'économie et des finances (ECOFIN). Cette résolution a reçu le nom de "Code de conduite". Par celle-ci, les États membres se sont engagés particulièrement à : "éliminer les mesures fiscales existantes qui engendrent une concurrence fiscale dommageable et à s'abstenir d'introduire toute nouvelle mesure ayant cet effet". Si la résolution n'est pas un instrument juridiquement contraignant, elle a cependant un poids politique fort, et est régie par un groupe chargé de "suivre le gel et la mise en œuvre du démantèlement, et à en faire régulièrement un rapport au Conseil".

Dans un contexte plus large, l'OCDE a lutté depuis quelques années contre les régimes de taxation préférentielle pratiqués par des pays membres, et contre les paradis fiscaux. Cette organisation a approuvé en avril 1998 un rapport sur les pratiques fiscales dommageables ; et créé, à partir de ce rapport, un forum sur ces pratiques. Ce forum est responsable, entre autres choses, d'entreprendre une évaluation des régimes fiscaux existants et des propositions de régimes préférentiels. L'OCDE a identifié plusieurs de ces régimes préférentiels dans les pays membres et réclamé leur démantèlement. En ce qui concerne les pays non-membres et les paradis fiscaux, l'organisation poursuit des initiatives similaires.

⁴Commission Européenne, 2001, p. 59.

Cette introduction a tenté de montrer que la concurrence fiscale est un phénomène ancien et bien réel, qui a retenu l'attention des gouvernements et des organisations internationales, et a engendré de nombreuses recherches théoriques et empiriques. Sur ces bases, cette thèse a trouvé son inspiration.

1.3 Structure et résumé

Cette thèse est composée de "chapitres". Les chapitres 2 à 5 sont constitués, chacun d'un article dans son intégralité. Ceci signifie que le lecteur va retrouver dans chaque chapitre un papier avec introduction, développement et conclusions, et en cas de publication de l'article, une copie de celui-ci dans son format de présentation original. Le chapitre 6 contient les conclusions finales.

Bien que chacune des parties constitue un composant isolé, l'enchaînement garde un développement logique. Le chapitre 2 définit l'impôt sur lequel on souhaite travailler et présente la littérature sur les taux d'imposition effective avec quelques extensions. Une fois défini l'impôt sur le capital comme l'instrument sur lequel on centre notre attention, le chapitre 3 développe un modèle de concurrence fiscale. Le chapitre 4 observe la concurrence fiscale entre pays et fait un lien avec les mesures de convergence présentées dans le chapitre suivant. D'une manière similaire, le chapitre 5 tente d'observer la convergence fiscale entre pays d'une façon empirique.

Ci-dessous, vous trouverez un résumé de chacun de ces articles.

1.3.1 Summary, Description, and Extensions of the Capital Income Effective Tax Rate Literature

Le chapitre 2 de cette thèse a été publié comme chapitre 2 du livre "International Taxation Handbook", édité par G. Gregoriou et C. Read, Elsevier, 2007. C'est un travail conjoint avec Marcel Gérard ; il constitue une extension de Gérard et Ruiz, 2005, chapitre 3 du livre "Taxation, Economic Policy and the Economy", édité par V. Kannianen et S. Kari, University of Tampere.

Avant d'entreprendre une étude sur la concurrence et la convergence fiscales, il faut au préalable définir sur quel impôt on va travailler. À cet égard, je dois préciser que ma discussion sera centrée sur le capital, en particulier, le « capital industriel ». Donc, « l'impôt sur le capital », dont il sera question dans les différents chapitres, doit être compris comme un impôt dont les

débiteurs légaux sont les sociétés.

Néanmoins, quel impôt analyse-t-on exactement ? A priori, nous pourrions travailler avec les taux d'imposition statutaires. Cependant, les multiples exemptions et déductions inhérentes aux systèmes fiscaux font que les taux statutaires ne constituent pas une bonne approximation de la charge d'imposition à laquelle les entreprises sont réellement soumises ; ils conduisent en général à une surestimation de la charge fiscale. Surtout, dans le cas du revenu du capital, les dispositions légales créent des divergences entre le revenu imposable et le vrai revenu économique ; parmi ces divergences, les plus connues sont notamment : le traitement des gains en capital à la réalisation plutôt qu'à leur apparition (accumulation) produit un délai qui abaisse la charge fiscale effective ; et la dépréciation fiscale qui diffère de la dépréciation économique. Pour surmonter cette complexité et obtenir une mesure résumée qui puisse être comparable et utilisable dans une analyse économétrique, les économistes ont développé, il y a une vingtaine d'années, le concept de taux d'imposition effective, et ils l'ont largement mesuré depuis. Ces mesures sont particulièrement importantes pour les débats politiques car elles permettent de comparer la situation d'entreprises locales et celle de concurrents étrangers.

Nous pouvons définir ces taux d'imposition effective (effective tax rate ou ETR) comme des mesures destinées à estimer la vraie charge fiscale imposée à une activité économique. Les différentes mesures envisagées peuvent être classées en fonction de ce qu'elles évaluent et du type d'information qu'elles utilisent. Le premier de ces critères fournit la distinction classique entre taux marginal d'imposition effective et taux moyen d'imposition effective (marginal ETR vs. average ETR), alors que le deuxième conduit à la distinction entre mesure ex-post et mesure ex-ante (backward-looking ETR vs. forward-looking ETR). Cette classification peut être illustrée par le diagramme suivant, bien que quelques-unes des approches puissent être incluses dans plus d'une branche⁵.

Une mesure de taxation effective ex-ante résume les diverses dispositions du code fiscal dans un indicateur unique, destiné à calculer la charge fiscale sur un projet hypothétique. Etant donné la complexité des codes fiscaux, une question centrale se pose : est-il possible d'obtenir un indicateur précis ?

Le développement d'un taux d'imposition marginal effective ex-ante (METR)

⁵Quelques auteurs considèrent la mesure ex-ante comme une taxe effective et la mesure ex-post comme une taxe implicite.

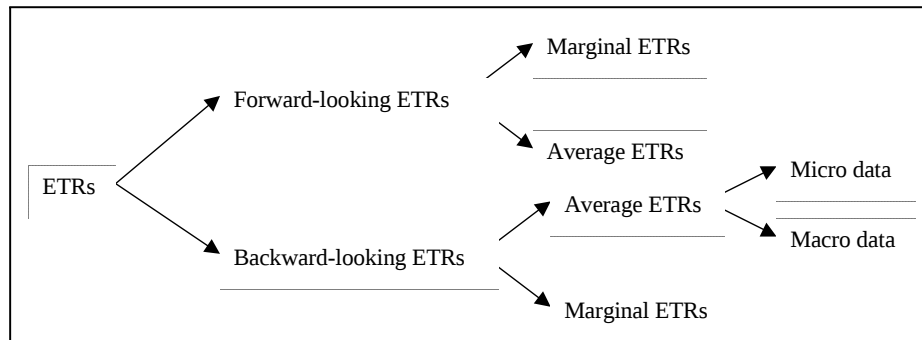


FIG. 1.1 – Effective Tax Rates.

suit le concept du "coût du capital". Le coût du capital définit le taux de return qu'une firme doit gagner sur un projet afin de pouvoir couvrir ses coûts (voir Jorgenson, 1963). Cette expression est développée dans l'article.

L'idée du taux d'imposition marginal effective ex-ante est apparue dans le livre publié par King et Fullerton (1984). L'adjectif marginal désigne une mesure destinée à évaluer l'impôt supporté par un flux d'argent dérivé d'une augmentation marginale dans le stock du capital de la firme. De cette manière, le METR évalue les incitants offerts par le système fiscal pour un investissement supplémentaire.

Le METR est simplement calculé comme la brèche entre le taux de return sur l'investissement additionnel avant l'impôt et le taux de return pour l'investisseur après l'impôt, divisé par le premier. C'est un indicateur adéquat pour simuler comment les changements de mesures fiscales spécifiques affectent les taux effectifs et pour observer un indicateur de pression fiscale non influencé par d'autres facteurs économiques. Cependant, les METRs que l'on obtient avec cette approche ne sont pas valables pour tous les investissements de l'économie, pour toute une industrie, et non plus quand les sources de financement changent au cours du temps. L'indicateur dépend du type d'actif, de la composante industrielle de l'investissement, de la façon dont le projet est financé et de la provenance des fonds. Pour obtenir une mesure acceptable pour tout un pays, une moyenne pondérée de toutes les combinaisons possibles doit être générée.

Une simple extension présentée dans l'article, est d'introduire le progrès technologique afin de prendre en compte un facteur important qui influence les flux d'investissement vers une localisation particulière. La croissance tech-

nologique est, jusqu'à un certain point, un facteur propre à un pays et peut jouer dans le sens d'une diminution du coût du capital. Il est clair que cette variable ne reste pas fixe au cours du temps et à travers les pays. L'incorporation de ce facteur peut contribuer à la comparaison des METRs entre pays.

Avec le taux moyen de taxation effective ex-ante (AETR), popularisé par Devereux et Griffith (1998), la firme a des bénéfices supérieurs au coût du capital. En général, un AETR est interprété comme déterminant la localisation de l'investissement, tandis qu'un METR détermine la taille optimale de l'investissement.

La taxe détermine maintenant une brèche entre la valeur présente du projet avant et après l'impôt. Cette brèche est à la base de l'AETR. Dans le texte, le lecteur retrouvera diverses relations entre l'AETR et la METR proposées par Devereux (1998) et Sorensen (2004).

Une autre extension dans l'article est l'introduction d'incertitude dans l'AETR et l'entrée au cours du temps de firmes rivales. Dans la plupart des cas, l'AETR ex-ante ne tient pas compte du fait que le taux de return avant impôt d'un projet est incertain et sujet à diminution à cause de l'entrée des autres firmes attirées par les returns extraordinaires de l'industrie. Cette vision nous conduit à générer une valeur présente nette attendue plutôt que certaine et, de ce fait, un AETR attendu. Des relations entre AETR attendu et certain figurent dans la proposition 7 du texte.

La deuxième grande branche dans la Figure 1.1 nous conduit vers les taux de taxation effective ex-post. Ils sont construits sur la base des impôts payés sur le revenu des investissements déjà réalisés, mais ne sont pas nécessairement liés aux paiements d'impôts de futurs investissements.

Un AETR ex-post est simplement l'impôt payé sur le revenu du capital divisé par une mesure du revenu du capital avant impôt. Une distinction peut être faite selon que les données proviennent des comptes financiers des entreprises (micro data) ou des agrégats du revenu fiscal et des comptes nationaux des gouvernements (macro data). L'avantage de travailler avec des données micro est qu'on peut calculer vraiment la charge fiscale imposée sur une entreprise, et qu'on peut déterminer celle-ci pour différents secteurs de l'économie et tailles d'entreprises. Mais cette méthode ne permet pas de capturer de possibles chocs sectoriels, ni d'examiner les caractéristiques du système fiscal de manière isolée. Par contre, en travaillant avec des données macro, on retrouve une très grande facilité dans le calcul, une large disponibilité de données et on considère implicitement tous les éléments de la taxa-

tion. Cependant, les données macro sont très fortement affectées par le cycle économique, induisant une très grande variabilité dans les indicateurs et par conséquent une grande difficulté à lier la taxation effective à des changements dans la politique fiscale.

Il existe aussi une dernière alternative pour calculer un METR basée sur des données ex-post (voir Gordon et al., 2003). Leur idée consiste à utiliser la brèche qui sépare le revenu collecté selon le système d'imposition effectif et le revenu collecté par une hypothétique cash flow tax (étant donné qu'une cash flow tax détermine un impôt égal à zéro pour l'investissement marginal).

Un dernier point de cette vaste littérature est le coût de production introduit par McKenzie et al. (1997). Ils argumentent que d'autres taxes que les impôts sur le capital, influencent la production et les décisions de localisation. Leur taux marginal de taxation effective sur le coût de production (METRC) est défini comme la brèche entre les coûts marginaux brut et net d'impôt, divisée dans notre version, par le premier.

Basé sur ce dernier point, on propose dans l'article un taux moyen de taxation effective sur le coût de production (AETRC), où les facteurs de production reçoivent un return différent de leur produit marginal. Des relations entre le METRC et l'AETRC sont établies dans le texte.

Les conclusions générales auxquelles on arrive dans cet article sont les suivantes.

Une approche ex-ante peut ajouter un nombre de complications assez élevé, si un effort considérable est déployé afin de considérer les diverses indications du code fiscal et toutes les réponses possibles des firmes et des individus. Au contraire, une mesure ex-post peut considérer implicitement toutes les complications parce qu'elle travaille avec des données de revenu collecté. Cependant les décisions d'investir ou non sont dominées par les règles d'imposition actuelles et futures. Ceci implique qu'un indicateur ex-ante est la mesure appropriée pour évaluer les incitants pour investir. À ce stade, on est confronté avec la réalité qui nous donne le choix entre travailler avec un indicateur ex-ante toujours incomplet ou un indicateur ex-post parfois erroné et biaisé. La décision de choisir l'un ou l'autre indicateur n'est ni simple ni évidente. Les deux peuvent être justifiés ou réfutés. Pourtant, aucun des deux ne peut être tenu pour plus précis que l'autre. Ils indiquent seulement des tendances générales. La décision finale dépend du phénomène que le chercheur souhaite étudier, mais dans l'observation des tendances générales aucun des deux ne peut être éliminé.

Le choix entre un indicateur marginal et un indicateur moyen peut pa-

raître plus simple. Devereux et Griffith créent le taux moyen pour évaluer des décisions d'investissement alternatives et laissent la place au taux marginal pour déterminer le niveau d'investissement optimal. Cependant, dans un marché compétitif, des bénéfices extraordinaires ne sont pas supposés se maintenir, et dès lors, un taux marginal ou un taux moyen pourrait être utilisé de manière indifférente dans le long terme.

1.3.2 Open-loop and feed-back equilibrium of a tax competition model

Le chapitre précédent nous a montré divers indicateurs pouvant être utilisés dans une comparaison entre pays. Une autre question est de savoir comment les gouvernements pourraient interagir avec leurs impôts et à quel équilibre cette possible concurrence entre États pourrait nous amener.

Le chapitre 3 adopte la forme d'un jeu dynamique différentiel afin d'analyser un modèle de concurrence fiscale. Nos résultats suggèrent que l'équilibre d'un impôt sur le capital se localise à un niveau plus élevé avec une stratégie de feed-back (boucle-fermée) qu'avec une stratégie d'open-loop (boucle-ouverte).

Ceci s'explique de la façon suivante. Quand les gouvernements observent à chaque instant l'évolution de la taxe sur le capital dans le pays et à l'extérieur, et quand ils peuvent utiliser la fourniture du bien public pour contrôler le mouvement de la taxe à travers la contrainte budgétaire (stratégie de feed-back), les pays vont noter que si l'un d'entre eux augmente la fourniture du bien public, la taxe dans le pays doit aussi augmenter et le capital va se déplacer vers une localisation alternative afin d'égaliser les rendements nets. Cependant, si cet emplacement alternatif a le temps de réagir (stratégie de feed-back), il va augmenter la fourniture du bien public (et la taxe) afin d'égaliser le bénéfice social marginal au coût social marginal. Ceci va produire une sortie de capital vers le premier pays et la réaction peut recommencer.

Par ailleurs, quand il existe un « préaccord » entre les pays afin de ne pas réagir aux politiques des pays concurrents pendant le jeu, ou quand les gouvernements ne peuvent pas observer l'évolution de la taxe dans les localisations alternatives (les gouvernements peuvent observer seulement le niveau initial de la taxe avec une stratégie d'open-loop), l'équilibre se trouve à un niveau inférieur au cas précédent. Les pays observent la taxe initiale dans le pays concurrent et tous décident leur réaction optimale étant donné

cette taxe. Il n'y a pas d'interaction postérieure (et pas de possibilité de déviation) pendant la durée du jeu.

L'équilibre des jeux dynamiques différentiels dépend du type de stratégie choisie.

Dans un environnement d'open-loop, les joueurs ne coopèrent pas pour atteindre leurs buts. La situation exige de formuler leurs actions aussitôt que le système commence à évoluer et ces actions ne peuvent pas être changées une fois le système mis en marche. Au contraire, dans un environnement de feed-back, les joueurs ne coopèrent pas non plus, mais ils connaissent l'état exact du système à tout instant et utilisent leurs instruments de contrôle pour atteindre leurs buts.

Seuls quelques jeux dynamiques différentiels ont une structure explicite. Pour des raisons pratiques, nous plaçons notre solution de feed-back dans un jeu différentiel linéaire-quadratique. Cette structure tire son nom du fait que les équations de mouvement sont linéaires dans les variables d'état et de contrôle et les fonctions objectif sont quadratiques dans les variables d'état et de contrôle.

Les jeux dynamiques différentiels ont été utilisés dans des situations très diverses, en science économique, en écologie, en sciences militaires, etc. Néanmoins, dans les modèles de concurrence fiscale, ils n'ont été utilisés que dans quelques cas. Coates (1993) traite le problème de concurrence sur l'impôt foncier et analyse l'équilibre en open-loop. Ruiz (2007) analyse l'équilibre d'open-loop d'un modèle de concurrence fiscale avec une mobilité de capital imparfaite et une technologie publique fixe. Makris (2005) applique aussi une stratégie d'open-loop montrant que la taxe sur le capital mobile ne peut pas être trop basse dans un environnement entièrement dynamique.

À ma connaissance, cet article est le premier à comparer l'équilibre de Nash d'un modèle de concurrence fiscale avec une stratégie d'open-loop et une stratégie de feed-back.

En règle générale, la concurrence fiscale et ses conséquences ont été largement analysées dans la littérature. J'en réfère à Wilson (1999) pour un résumé complet de cette littérature. Plus proche de notre article, il existe une littérature naissante sur la concurrence fiscale en jeux répétés (voir références dans le texte).

La structure du chapitre est la suivante. La section 1 introduit un modèle de concurrence fiscale statique et particulièrement les sections 1.5 et 1.6 présentent l'équilibre de Nash dans des économies ouverte et fermée. La section 2 traite la stratégie d'open-loop. La section 3 présente les résultats d'une

stratégie de feed-back sous un modèle linéaire-quadratique. Finalement, la section 4 conclut. L'annexe A donne la preuve de l'équilibre d'open-loop et l'annexe B montre la résolution en feed-back.

1.3.3 Is there evidence of strategic corporate tax interaction among EU countries ?

Des versions du chapitre 4 ont été présentées au Fifth Spatial Econometric and Statistics Workshop (2006) et aux 5èmes Journées d'économie publique Louis-André Gérard-Varet (2006).

Cet article commence par examiner la concurrence fiscale entre pays de la même manière que Devereux, Lockwood et Redoano (2002), et que d'autres auteurs. La question de son originalité est dès lors posée, bien que parfois l'article n'arrive pas aux mêmes résultats. Cependant, l'article montre un lien clair entre les estimations de concurrence et de convergence fiscales.

L'article donne, dans sa première partie, un aperçu de la brève littérature sur les interactions stratégiques entre pays, quoiqu'il existe une longue littérature qui traite de l'estimation de fonctions de réactions fiscales entre régions ou municipalités d'un pays.

Les bases du modèle de concurrence fiscale présentées dans le chapitre 3 sont réintroduites afin de faire un lien explicite avec une estimation de la convergence fiscale.

La fonction de réaction entre États est estimée avec des techniques appartenant à l'économétrie spatiale. Cette estimation consiste à évaluer comment l'impôt sur le capital d'un pays dépend des impôts fixés par les pays voisins. Dans le texte, on donne une brève explication des problèmes auxquels nous sommes confrontés dans l'estimation de cette équation.

Les données des taux d'imposition effectifs utilisées sont essentiellement les mêmes que dans le chapitre 5 avec l'addition des séries de taux statutaires. On considère également un ensemble de variables de contrôle pour capturer d'autres facteurs qui peuvent affecter le taux d'imposition de l'entreprise. Les pressions exercées par les pays voisins en matière d'impôts, sont prises en compte par l'intermédiaire des matrices de poids. On considère plusieurs matrices de poids qui peuvent être interprétées comme des relations de voisinage dans l'espace géographique, économique ou entre pays avec des systèmes fiscaux similaires.

L'estimation en panel indique de possibles changements des effets des

variables explicatives sur les différents taux effectifs. Divers tests sont réalisés afin de choisir entre un modèle "retard" (lag) ou un modèle d'erreur, et aussi afin d'évaluer la nécessité d'introduire des effets fixes.

Nos résultats montrent qu'il existe une probable stratégie d'imitation entre les taux statutaires et les réformes des codes fiscaux en considérant comme voisins les pays proches dans un plan géographique. Cependant, d'autres mesures d'impôts effectifs ne permettent pas de conclure en faveur d'interactions stratégiques. De plus, tous les impôts effectifs subissent des chocs extérieurs communs, comme l'indique la présence d'effets fixes de temps. En d'autres termes, les résultats peuvent soutenir une UE-15 qui se comporte comme un bloc, qui réagit aux chocs communs, et où des voisins proches interagissent de manière limitée.

Finalement, on argumente que l'estimation des interactions stratégiques dans un monde statique équivaut à observer si les séries ont convergé dans un contexte dynamique. Le chapitre se poursuit par une estimation de convergences similaire à celle du chapitre 5.

1.3.4 Convergence de l'impôt sur les sociétés dans l'Union Européenne

Le contenu de ce chapitre 5 a été publié dans l'édition "Croissance, convergences et intégration européenne" de la revue "Economie et Prévision", 173, 2006/2, recueil de papier présentés aux Journées de l'Association Française de Science Economique de 2003.

La situation décrite ci-dessus nous conduit à étudier la convergence, entre pays, de l'impôt sur le revenu des sociétés. Cette recherche examine s'il y a une réduction des divergences de cet impôt, avec une tendance à l'égénéralisation de ses valeurs, entre les pays de l'Union Européenne. D'autres études ont mis en évidence une convergence dans les recettes fiscales totales (De Bandt et Mongelli, 2000) et dans l'impôt des sociétés en travaillant avec les structures des impôts (Ashworth et Heyndels, 2002). Par ailleurs, en 2006, un article qui explore les mêmes questions que ma recherche, avec une méthodologie très similaire, a été publié dans la revue *Economic Policy* (Stewart et Webb, 2006).

L'intérêt de cet article réside dans l'utilisation et la comparaison, dans la recherche de la convergence, de différentes estimations du taux de taxation effective des sociétés. Ces mesures sont destinées à estimer la vraie charge fis-

cale imposée à une activité économique. Comme on l'a déjà vu dans l'article consacré aux taux de taxation effective, ces différentes mesures sont sujettes à critiques et elles suivent des évolutions à travers le temps assez différentes. Cependant, nous espérons, qu'ensemble, elles pourront servir à renforcer nos conclusions, en nous évitant des interprétations partielles basées sur l'utilisation d'un seul type de séries ou d'une approche isolée.

L'article examine l'évolution de la synchronisation des séries, puis la question centrale de leur convergence. Ici, nous nous posons deux questions légèrement différentes. D'une part nous observons si les taux d'imposition sur les sociétés convergent dans l'UE, c'est-à-dire si l'écart entre eux a diminué dans le temps. Nous empruntons dans cette partie des tests de convergence développés dans la littérature sur la croissance (β -Convergence et σ -Convergence). En plus, nous présentons deux mesures, l'écart type et le coefficient de variation, conçues pour capturer la dispersion entre les variables. D'autre part nous examinons si les taux d'imposition sur les sociétés ont déjà convergé dans l'UE. Pour concrétiser cette question, nous définissons que les séries ont convergé quand elles parviennent à afficher une relation stable dans le temps. Trouver cette tendance de long terme dans les données peut indiquer que les impôts se déplacent autour d'un état stationnaire, bien qu'on considère une hétérogénéité des états stationnaires entre les pays, ce qui permet de refléter d'autres facteurs qui n'ont pas été inclus dans les taux de taxation effective. (On examine la stationnarité à travers des tests de racine unitaire en panels).

Le résultat principal de cet article est que, au sein de l'Union Européenne, et sur base des tests de β - et σ -Convergence, les taux de taxation effective sur les sociétés convergent. De plus, une synchronisation dans l'imposition sur les sociétés est apparue, bien que nous interprétons ce fait principalement comme un sous-produit des conclusions d'Artis et Zhang (1999) qui trouvent une plus grande synchronisation des cycles économiques. Finalement, la présence d'une relation stable entre les séries, impliquant que les taux d'imposition sur les sociétés ont déjà convergé, a été testée. À cet égard, des éléments contradictoires apparaissent, en fonction de la manière dont les séries ont été construites (principalement quand nous contrôlons la présence de corrélation croisée). On trouve que les taux de taxation effective calculés sur les séries macroéconomiques ont convergé de manière plus probable que ceux calculés sur les séries microéconomiques. Ceci peut s'expliquer par le fait que les pays ont conservé un niveau similaire d'imposition des sociétés au niveau agrégé mais que l'agencement des secteurs qui soutiennent ce niveau agrégé diffère entre pays. D'un autre côté, ces différences montrent l'importance des

approches comparatives pour produire des conclusions acceptables.

Nos conclusions suggèrent qu’une harmonisation de l’imposition sur les sociétés a déjà commencé, et cela sans accord préalable des gouvernements.

1.4 Contributions

À ce jour, les études menées ne considèrent pas la concurrence et la convergence fiscales de façon intégrée. Ce point de mon travail représente dès lors une avancée qui peut se discuter sur la base d’études empiriques.

De cette manière, cette recherche essaie de rencontrer ce que Bunge (1959) appelle les caractéristiques principales d’une science factuelle : décrire des faits, expliquer, analyser un problème circonscrit dans le but de découvrir le mécanisme interne produisant le phénomène observé, arriver à des résultats clairs, vérifier, connecter logiquement des idées, placer des faits singuliers dans un cadre plus large, prédire, ouvrir la connaissance afin d’être réfutable, et être utile parce qu’elle cherche la vérité.

Bibliographie

- [1] R. Alves. The standard neo-classical view on tax competition. A diagrammatic survey and some deductions for small open economies. *Texto par Discussão. Universidade da Beira Interior*, 01, 2005.
- [2] M. Bunge. *La Ciencia. Su Método Y Su Filosofía*. Metascientific Queries. Springfield, Ill. Charles C. Thomas., 1959.
- [3] European Commission. Proposal for a directive of the council concerning the harmonisation of systems of company taxation and of with holding taxes on dividends. 392, 1975.
- [4] European Commission. Company taxation in the internal market. Technical Report 582, European Commission, 2001.
- [5] M. Devereux and R. Griffith. The taxation of discrete investment choices. *Working Paper 98/16 IFS*, 1998.
- [6] C. Fuest, B. Huber, and J. Mintz. Capital mobility and tax competition : A survey. *CESifo Working Paper*, 956, 2003.
- [7] M. Gérard and F. Ruiz. Marginal, average and related effective tax rate concepts. In V. Kannianen and S. Kari, editors, *Taxation, Economic Policy and the Economy*, pages 17–39. University of Tampere, Finland, 2005.
- [8] R. Gordon, L. Kalambokidis, and J. Slemrod. A new summary measure of the effective tax rate on investment. *NBER Working Paper*, 9535, 2003.
- [9] M. Hoel. Coordination of environmental policy for transboundary environmental problems? *Journal of Public Economics*, 66 :199–224, 1997.
- [10] D. Jorgenson. Capital theory and investment behavior. *American Economic Review*, pages 247–259, 1963.

- [11] M. King and D. Fullerton. *The Taxation of Income from Capital : A Comparative Study of the U.S., U.K., Sweden and West Germany*. Chicago University Press, 1984.
- [12] S. Krogstrup. What do theories of tax competition predict for capital taxes in EU countries ? A review of the tax competition literature. *HEI Working Paper*, 05, 2002.
- [13] K. Lannoo and M. Levin. An EU company without an EU tax ? *CEPS Research Report*, 2002.
- [14] G. MacDougall. The benefits and costs of private investments from abroad : A theoretical approach. *Economic Record*, 36 :13–35, 1960.
- [15] K. McKenzie, J. Mintz, and K. Scharf. Measuring effective tax rates in the presence of multiple inputs : A production based approach. *International Tax and Public Finance*, 4 :337–359, 1997.
- [16] W. Oates. Fiscal competition or harmonization ? Some reflections. *National Tax Journal*, 54 (3) :507–512, 2001.
- [17] OCDE. Concurrence fiscale dommageable. Un problème mondial. *OCDE*, 1998.
- [18] F. Ruiz. Offshore centres and tax competition. *Master's Thesis, Université de Lausanne*, 130, 2001.
- [19] F. Ruiz and M. Gérard. Summary, description, extensions of the capital income effective tax rate literature. In *International Taxation Handbook*, chapter 2, pages 11–42. Elsevier, 2007.
- [20] H-W Sinn. The selection principle and market failure in systems of competition. *Journal of Public Economics*, 66 :247–274, 1997.
- [21] H-W. Sinn. *The New Systems Competition*. Blackwell, 2003.
- [22] A. Smith. *An Inquiry Into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Edited by Edwin Cannan, M.A. LL. D. Methuen and Co. Ltd., 1776 (Reprint 1961).
- [23] P. Sorensen. *Measuring the Tax Burden on Capital and Labor*. CESifo Seminar Series, 2004.
- [24] K. Vondra. Between tax competition and harmonisation : A survey on tax competition. *Discussion Paper Wirtschafts Universität Wien*, 18, 2006.
- [25] J. Wilson. Theories of tax competition. *National Tax Journal*, 52 :269–304, 1999.

- [26] J. Wilson and D. Wildasin. Capital tax competition : Bane or boon.
Journal of Public Economics, 88 :1065–1091, 2004.

Chapter 2

Summary, description and extensions of the capital income effective tax rate literature.

Fernando M. M. Ruiz¹² and Marcel Gérard

Abstract

In this paper we summarize the capital income effective tax rate literature. An effective tax rate (ETR) can be defined as a measure intended to estimate the real tax burden on an economic activity. Departing from the cost of capital formulation, we describe the development of forward- and backward-looking marginal and average tax rates. We shed some light on the pros and cons of each approach, and we propose some simple extensions: a marginal effective tax with technological progress, an average effective tax with uncertainty and the entrance of rival firms, and an average effective tax rate on the cost of production.

¹Address: Chaussée de Binche 151, B-7000 – Mons (Belgium). Tel.: +32-65-323448; fax: +32-65-323365; e-mail: fernando.ruiz@fucam.ac.be

²Fernando Ruiz is indebted to IAP 5/26 for financial support. This chapter is reproduced from Ruiz and Gérard, 2007, chapter 2, "International Taxation Handbook", G. Gregoriou and C. Read editors, Elsevier.

2.1 Introduction

The main challenge for any empirical researcher studying taxation across countries is the selection of an appropriate measure for the tax. A priori, he could work with the statutory tax rates, but given the multiple provisions of the tax codes affecting the tax base, they do not represent a good approximation of the tax burden, resulting in a usual overestimation of the amount of the effective tax weight. In particular, in the case of income from capital, the taxable income differs from the true economic income on various respects. Among them, the most common are: the treatment of capital gains on realization rather than on an accrual basis generates a deferral which lowers the effective tax burden; the tax depreciation differs from the economic depreciation; imputed rental incomes are usually not taxed; etc.

To overcome that complexity and to obtain a summary measure that can be comparable and usable in an econometric analysis, economists have been working on the development of so-called effective tax rates for more than 20 years. Furthermore, those measures are important for the political debate in comparing the situation of local enterprises with respect to foreign competitors.

An effective tax rate (ETR) can be defined as a measure intended to estimate the real tax burden on an economic activity. Several estimates have been constructed in an attempt to find the ‘true’ effective tax rate. This chapter, as an extension of Gérard and Ruiz (2005)[20], aims to summarize all different approaches estimating effective tax rates, and to shed some light on their pros and cons.

The different measures can be grouped in various forms, depending on what they assess or what kind of information they use. The answer to those questions gives, respectively, the classical separation between marginal ETR vs. average ETR and backward-looking ETR vs. forward-looking ETR. This classification can be sketched as in Figure 2.1, although some approaches might be included in more than one branch.³

³Some authors call the forward-looking tax the effective tax and the backward-looking tax the implicit tax.

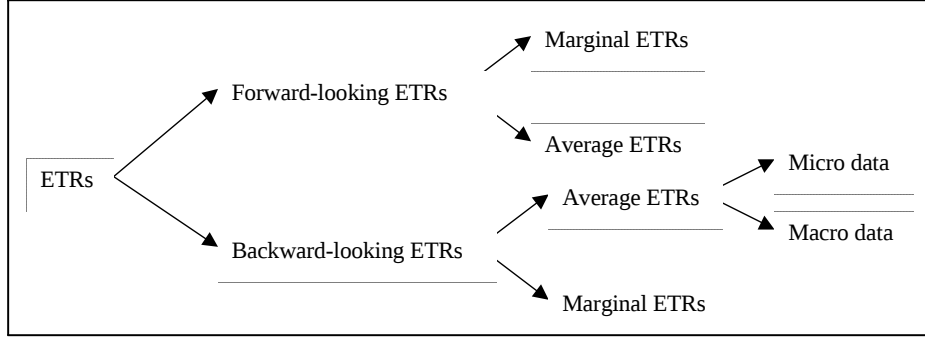


Figure 2.1: ETRs classification

2.2 Forward-looking ETRs

The forward-looking indicators intend to summarize the various provisions of the tax codes in a single measure, which assesses the real tax burden on a hypothetical project. Given the complexity of tax systems, a central question is whether we can obtain an accurate estimate. Before attempting an answer, let us show how they are constructed.

2.2.1 The cost of capital

The main concept surrounding the marginal ETR is a summary statistic, known as the ‘cost of capital’, which tries to capture all the features of the tax system. The cost of capital defines the rate of return that a firm must earn on an investment project before taxes just to break even.

Following Auerbach (1983)[3] and Alworth (1988)[2], we present an expression for the cost of capital from the neoclassical Jorgenson (1963)[26] model. Though the cost of capital can be derived from a discrete time model, we will use the more common continuous time formulation. Let us assume a firm producing output using a single capital input ($F(K)$ and $F' > 0, F'' < 0$). The capital goods decay exponentially at a constant rate δ . Thus, the capital stock at time t is:

$$K_t = \int_{-\infty}^t e^{-\delta(t-s)} I_s ds, \quad (2.1)$$

where I_s is investment at date $s \leq t$. By differentiation of the above equation

with respect to t , we obtain the net investment transition equation:

$$\dot{K}_t = I_t - \delta K_t. \quad (2.2)$$

The firm's optimization problem consists of choosing the investment plan at each time that maximizes the wealth of its owners. However, since the determination of an optimal investment path is contingent upon the determination of an optimal capital path, a more useful expression is obtained by determining the optimal size of the latter. Concisely, without personal taxes, owners' wealth is maximized with respect to K_t :

$$W = \int_0^\infty e^{-\rho t} (b_t F(K_t) - \tau Y_t - q_t I_t) dt \quad \text{s.t. (2.2),} \quad (2.3)$$

where ρ is the financial cost or the firm's discount rate, which will be clarified below. Additionally, b_t is the price of output, q_t the price of capital goods, τ the statutory tax rate ($0 \leq \tau \leq 1$) and Y_t is taxable income.

Taxable income is defined as output less depreciation allowances, immediate expensing or free depreciation and tax credits permitted by the tax authorities (A_t). Therefore,

$$Y_t = b_t F(K_t) - A_t q_t I_t. \quad (2.4)$$

Substituting the above equation in the firm's optimization problem (2.3) and denoting $A = \tau A_t$, the Euler condition, which must hold at the optimum yields:

$$C_t \equiv F'(K_t) = \frac{q_t}{b_t} \left(\delta + \rho - \frac{\dot{q}}{q_t} \right) \frac{1 - A}{1 - \tau}.$$

The term C_t is the cost of capital, expressing the shadow price of capital at time t . Hence, the firm will carry investment until the rate of return of the marginal investment is equal to the cost of the investment (the right-hand side of the equation). If inflation is neutral in the sense that $\frac{\dot{q}}{q_t} = \frac{\dot{b}}{b_t} = \pi$ and $q_t = b_t = 1$, the expression above reduces to:

$$C_t \equiv F'(K_t) = (\delta + \rho - \pi) \frac{1 - A}{1 - \tau}. \quad (2.5)$$

When the rate of allowances (A) or inflation (π) increases, the cost of capital declines. And when the depreciation rate (δ) or the discount rate

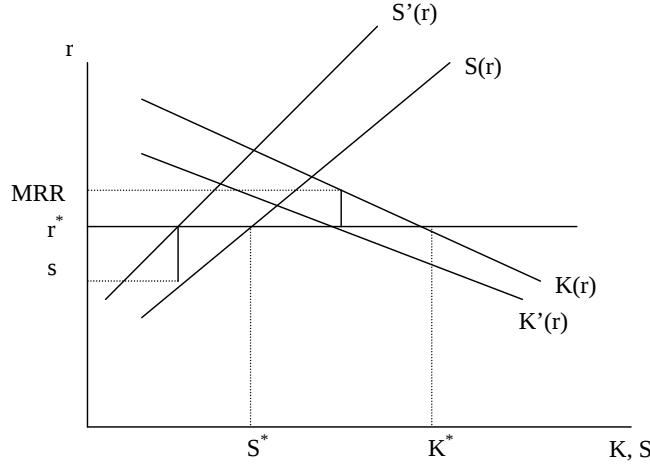


Figure 2.2: Capital demand and supply functions

(ρ) increases, the cost of capital follows the same direction. Additionally, an increase in the tax rate will raise the cost of capital, although it also raises A .

In the absence of taxes, equation (2.5) implicitly defines the demand for capital as a function of real interest rate ($K(r)$).⁴ The firm will invest until the net return to one unit of capital equals the rate of return to savings:

$$F'(K_t) - \delta = r.$$

Similarly, let us define capital supply as a function of real interest rate ($S(r)$),⁵ and assume that the economy is small and open, implying that the real interest rate is determined internationally.

In figure 2.2 we illustrate the situation of a capital importing country,⁶ where domestic capital demand is K^* , funding given by residents is S^* , and the difference is supplied by foreigners.

If the return to capital is taxed, the real rate of return will differ from r^* and the capital demand curve will usually shift leftwards, reflecting the

⁴For the moment we abstract from the form the investment is financed, and we assume that the firm's discount rate is equal to the nominal interest rate ($\rho = i = r + \pi$).

⁵This function will take a particular form in expression (2.8).

⁶Similar conclusions follow for a capital exporting country.

distortion in domestic investments. This tax distortion on the marginal investment can be observed by rearranging equation (2.5) to obtain:

$$F'(K_t) - \delta = r + \frac{(\tau - A)(\delta + r)}{(1 - \tau)},$$

where the second term measures the difference between the net return to capital and the real rate of return, indicating the extra earnings the company must achieve to pay the investor a return r . Nevertheless, this wedge is not necessarily positive, since a tax system may provide allowances and investment incentives causing a negative tax liability.

Like the capital demand, the capital supply curve will move left after the imposition of a personal tax on interest income, and savers will receive a post-tax real rate of return s . The presence of taxes imposes a wedge between the gross marginal rate of return (MRR) and the after-tax real rate of return, which could be disaggregated between the wedge generated by the corporate tax ($w_c = MRR - r^*$) and the wedge generated by personal tax on savings ($w_p = r^* - s$).

Sinn (1988)[39] correctly points out that the distortion introduced by a tax on capital and savings does not have obvious implications for international capital movements. This is due to the fact that capital import is a rising function of taxes on domestic savings and a decreasing function of taxes on capital demand. Therefore, tax wedges should not be added together if we want to analyze the effect of taxes on international capital flows, although the variation in the demand for capital investment in the short run is probably more important than the variation in savings supply.

2.2.2 Marginal ETR

The main early study on marginal ETR (METR) levied on capital income is the work of King and Furllerton (1984)[28], which is based on the papers of Jorgenson (1963), Hall and Jorgenson (1967)[24] and King (1974)[27], as a natural extension of the cost of capital approach. The study of King and Furllerton⁷ is the first to compare METR for different countries (the USA, the UK, Sweden and West Germany) following a uniform methodology.

The name marginal comes to indicate that the estimate measures the tax levied on a cash flow derived from a marginal increase of capital stock in a

⁷The book is usually referred to by the name of the editors (King and Furllerton), although it was written by a larger team of economists.

firm. In this way, the METR measures the actual incentives offered by the tax systems for an additional investment. The central assumption is that the marginal benefit of the investment will equal the marginal cost, implying that the project does not generate rents over the interest rate.

The basic idea in King and Fullerton is founded on the wedge discussed in the previous section between the pre-tax real rate of return on a marginal investment (p) and the post-tax real rate of return to the saver who finances the investment (s). In summary, the METR is then the tax wedge expressed as a percentage of the pre-tax rate of return:⁸

$$METR = \frac{p - s}{p} \quad (2.6)$$

As we mentioned before, the cost of capital measures the minimum rate of return the project must yield before taxes in order to provide the saver with the same net of tax return he or she would receive from lending at the market interest rate. In King and Fullerton, the pre-tax real rate of return is computed in a straightforward way. Abstracting from risk, wealth taxes on corporations, and tax treatment of inventories, one marginal euro of corporate investment in a real asset must yield a gross return equal to that in equation (2.5). Therefore, the pre-tax rate of return on the project is equal to the cost of capital less economic depreciation, $p = C - \delta$:

$$p = \frac{(1 - A)}{1 - \tau}(\rho + \delta - \pi) - \delta. \quad (2.7)$$

Considering now the post-tax real rate of return for the investor, this is equal to:

$$s = (1 - m)(r + \pi) - \pi - w_p, \quad (2.8)$$

where m is the marginal personal tax rate on interest income, r is the real rate of interest, π is the rate of inflation and w_p is the marginal personal tax rate on wealth.

The standard depreciation allowances, immediate expensing or free depreciation and tax credits (A), first stated in equation (2.4), can be expressed as:

$$A = f_1 A_d + f_2 \tau + f_3 g, \quad (2.9)$$

⁸Another measure presented in King and Fullerton is the tax wedge expressed as a percentage of the return to the saver.

where f_1 is the proportion of the cost of an asset subject to the standard depreciation allowances (A_d), f_2 is the proportion of the cost qualifying for immediate expensing at corporate tax rate τ , and f_3 denotes the proportion qualifying for grants at the rate of grant g . The exact form of this expression depends on the provisions of the tax code. Considering only that the present value of standard allowances depends upon the pattern of tax depreciation, several formulas are allowed in the tax systems (declining balance, straight line, sum-of-the-years digits, etc.).⁹ For instance, if depreciation is granted at a rate a on a declining balance basis on historical cost:

$$A_d = \int_0^\infty \tau a e^{-(a+\rho-\pi)t} dt = \frac{\tau a}{a + \rho - \pi}. \quad (2.10)$$

From expression (2.9) we can derive the following well-known proposition.

Proposition 1 *In the absence of personal taxes and with equity finance, if the tax code allows for full immediate expensing of investment, the METR is equal to zero.*

Proof. Under immediate expensing $A = \tau$, and replacing in (2.7), it follows immediately that $METR = 0$. ■

Finally, King and Furllerton link the firm's discount rate (ρ) with the market interest rate (i), depending upon the source of finance: Debt, new shares issues, and retained earnings. When choosing one of these sources, the firm will try to minimize its financial cost (see Alworth, 1988, Chapter 5).

If the project is financed by debt, the discount rate is net of tax interest rate, given that nominal interest income is taxed and nominal interest payments are tax deductible:

$$\rho = i(1 - \tau) \quad (2.11)$$

The discount rate for the other two sources of finance will depend on the personal tax system and the corporate tax system. King (1974) already defined the corporate tax system in terms of two variables, the corporate tax rate (τ - tax paid if no profits are distributed) and a variable θ , which measures the degree of discrimination between retentions and distributions.

⁹Some of these formulas are in Hall and Jorgenson (1967).

"More formally, θ is defined as the opportunity cost of retained earnings in terms of net dividends foregone, that is the amount which shareholders could receive if one unit of retained earnings were distributed" (King, 1974, p. 23). Consequently, if one unit of dividend is distributed, θ goes to the shareholder and the remaining $1 - \theta$ goes in tax. In this way, the tax revenue on company profits is:

$$T = \tau Y + \frac{1 - \theta}{\theta} D,$$

where τ is the corporate tax, Y is the total taxable profit, $\frac{1 - \theta}{\theta}$ is the additional liability per unit of dividends received by the shareholder before personal tax and D is the gross dividend. The second term in the tax bill represents the element of double taxation in dividends.

In the classical system of corporate tax,¹⁰ $\theta = 1$ because no additional tax is collected or refunded. In an imputation system $\theta > 1$ because a tax credit is attached to dividends paid out. In the latter case, if we call n the rate of imputation, the total tax liability is $T = \tau Y - nD$ and $\theta = \frac{1}{1 - n}$.

When the firm finances the investment with new equity, the investor requires a rate of return $i(1 - m)$ (the opportunity cost rate of return). If the project yields a return ρ , the net of tax dividend is equal to $(1 - m)\theta\rho$. Equating the latter with the opportunity cost, the firm's discount rate is:

$$\rho = \frac{i}{\theta}. \quad (2.12)$$

When the firm uses its retained earnings, the investor would require a yield $\rho(1 - z) = i(1 - m)$, where z is the effective personal tax rate on accrued capital gains, and the discount rate is given by:

$$\rho = i \left(\frac{1 - m}{1 - z} \right). \quad (2.13)$$

It follows from equations (2.7) and (2.8), and (2.11), (2.12) or (2.13), that in the absence of taxes, $p = s = r$.

The general formulas for the different sources of finance are not free of criticism. Scott (1987)[38] reformulates the expression for debt and equity finance considering that the company wishes to maximize the present value of all net payments made to its shareholders and, therefore, they receive the

¹⁰See Appendix A for a discussion of different forms of corporate tax system. Lindhe (2002)[29] analyzes how the various systems affect the cost of capital.

same net of tax rate of return independently of the way they finance the firm. In the case of debt finance, he attacks the flaw that the firm's discount rate is independent of the shareholders. For equity finance, the expressions of King and Fullerton seem to ignore real returns in new shares and the problem of realization on accrued capital taxes.

King and Fullerton consider a domestic investment financed by domestic saving. However, the methodology can be extended to the complex taxation of international investments and multinational companies, as was done by Alworth (1988), OECD (1991)[35], Gérard (1993)[18], Devereux and Griffith (1998)[11], and Devereux (2003)[10], including in this framework the different methods of double taxation relief,¹¹ withholding taxes, transfer prices, etc.

Overall, a forward-looking METR constitutes a useful tool to simulate how changes in specific tax provisions affect the effective tax rates and to observe estimates isolated from other economic factors. However, the METRs that we obtain with this approach are not valid for all the investment projects of the economy, neither for an industry as a whole nor for changes in the sources of finance over time. It depends on the type of asset and industry composition of the investment, the way the project is financed, and the saver who provides the funds. To obtain a summary measure for the whole country, it is necessary to generate a weighted average of all possible combinations, having as weight a variable such as the proportion of capital stock for each particular choice. An alternative approach is to average the parameters before the effective tax is computed, as in Boadway et al. (1984)[4] or McKenzie et al. (1997)[32], who consider an average over sources of finance.

2.2.3 A simple extension to the marginal effective tax

A point completely ignored so far in the determination of the marginal effective tax is the non-static nature of the production function. In other words, we have neglected the existence and variation of technological progress that can have an important influence on the incentives to invest in a particular location and on the construction of an effective tax series comparable across countries.

For the sake of concreteness, let us assume that the technological progress is purely capital augmenting, i.e. $F(G_t K)$, where G represents the state of

¹¹Tax relief methods intend to avoid the double imposition derived from taxing the same object in different jurisdictions. The main systems are presented in Appendix B.

the art. Defining the efficiency capital $k = G_t K$, we take this as the relevant input variable. The transition equation for this new state variable can be found from equation (2.2):¹²

$$\dot{k} = i - k(\delta - g), \quad (2.14)$$

where g is the rate of technological growth.

Replacing the new production function in equations (2.3) and (2.4), and maximizing subject to (2.14), we obtain the Euler condition:

$$C_t \equiv F'(k_t) = (\delta + \rho - \pi - g) \frac{1 - A}{1 - \tau},$$

where, as expected, the rate of technological growth reduces the cost of capital.

This new variable is a country specific as much as inflation or the tax codes. Ignoring it can lead to some misleading interpretations of a capital income tax. For instance, two or more countries with equal inflation, tax rates and tax base can be considered to have the same *METR*s in the traditional analysis. Nevertheless, if one of the countries is subject to a rapid technology change, it is normal, in some way, to put aside the statutory tax rate and to really consider a smaller effective tax.

Devereux, et al. (2002)[12] have constructed *METR* series for a number of countries. Following the analysis above, we can question the comparability across countries and through time of those values. From Figure 2.3 we can ask whether the high *METR*s at the beginning of the 1980 for Greece and Portugal have any meaning given that they joined the EU in 1981 and 1986 respectively. Therefore a higher rate of technological growth is expected for them at that time than for the rest of the countries.

¹²The derivation of equation (2.14) is as follows. Taking equation (2.2) and multiplying by G we have $G\dot{K} = GI - \delta k$. We can express $\dot{K}$ as

$$\begin{aligned} \dot{K} &= \frac{d}{dt} \left(\frac{k}{G} \right) = \frac{G \frac{dk}{dt} - k \frac{dG}{dt}}{G^2} \\ &= \frac{1}{G} \dot{k} - \frac{k}{G} g \quad \text{making } \left[g = \frac{dG}{dt} \right] \end{aligned}$$

Replacing the above, we obtain expression (2.14).

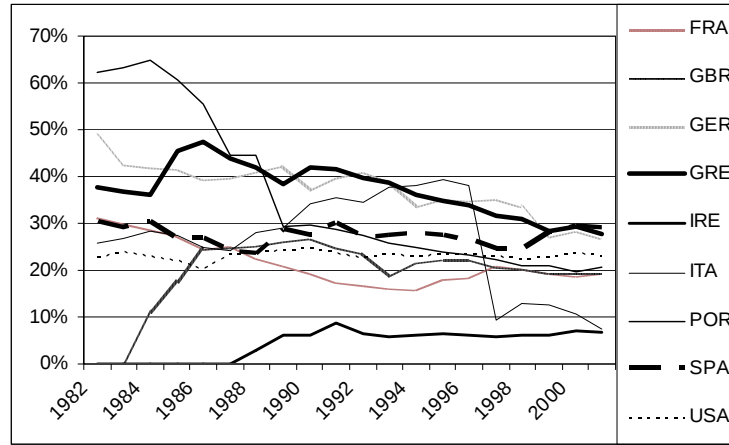


Figure 2.3: METRs

The backward-looking *ETRs*, presented below, are usually accused of containing too much fluctuation produced by the business cycle and the general economic conditions, which affect the profits of the firm. Along the same lines, we can argue that the forward-looking *ETRs* have too little fluctuation when ignoring technology change. While some economic parameters can be supposed to remain stable over time and across countries, the rate of technological growth is certainly not one of them.

On the other hand, the proposed approach has a clear limit in requiring a value for the variable g , although particular values for each industry might be constructed.

Another important problem of introducing technology growth is how to deal with the Balassa-Samuelson effect. This effect suggests that productivity growth in the traded good sector leads to higher relative non-traded goods' prices. When working with both total inflation and productivity growth, we may enter the same effect twice via the increase in prices of non-traded goods. For that reason, the appropriate procedure would be only to consider prices of tradable goods and services and technology growth in those sectors.

2.2.4 Average ETR

In the average ETR (AETR) popularized by Devereux and Griffith (1998), the firm has an investment project generating economic rents (i.e. the firm

earns more than the capital costs). Here, instead of choosing the optimal size of capital stock, the firm faces mutually exclusive choices, such as setting a plant in one country or another, selecting the firm's technology, choosing the product type or quality, etc. Therefore, a firm would select project A over project B if the net present value of A were higher than that of B ($NPV_A > NPV_B$). Heavily drawing from Sorensen (2004)[41], and keeping abstracting from debt finance, let us examine the similarities and differences between the marginal and average tax.

The AETR can be interpreted as influencing the investment location decision and the METR as determining the optimal level of investment conditional on one of the projects already chosen. In this way, now the tax will drive a wedge between the net present value before tax (NPV^*) and the net present value after tax (NPV):

$$NPV^* - NPVT = NPV,$$

where $NPVT$ is the net present value of taxes. Rearranging terms we can express the $AETR$ as the proportion of the value of the project paid in tax:

$$AETR = 1 - \frac{NPV}{NPV^*} = \frac{NPVT}{NPV^*}.$$

The $NPVT$ is equal to the present value of tax paid less allowances:

$$NPVT = \int_0^\infty \tau(p + \delta)e^{-(\rho + \delta - \pi)t} dt - A = \frac{\tau(p + \delta)}{\rho + \delta - \pi} - A$$

and

$$NPV^* = \int_0^\infty pe^{-(\rho + \delta - \pi)t} dt = \frac{p}{\rho + \delta - \pi}$$

It follows that the

$$AETR = \frac{(\tau - A)(\rho + \delta - \pi) + \tau(p - \rho + \pi)}{p}. \quad (2.15)$$

As pointed out by Devereux (1998) and Sorensen (2004), this measure has some interesting properties, which are also valid, with minor changes, for the effective tax given in Section 4.

Proposition 2 *In the absence of personal taxes, when taxable income is smaller (larger) than true economic income, the AETR and the METR are smaller (larger) than the statutory tax rate, and when taxable income is equal to true economic income, the AETR is equal to the METR and to the statutory tax rate.*

Proof. For $AETR$ or $METR < \tau$ we need that $\frac{A}{\delta}(\delta + r) > \tau$. From equation (2.4) we know that taxable income is smaller than economic income when depreciation allowances are higher than economic depreciation ($a > \delta$). Using equation (2.10) and replacing above, we have $\frac{(\delta+r)}{\delta} > \frac{(a+r)}{a}$ or $\delta < a$.

The second part follows immediately from equation (2.10), making $a = \delta$ and replacing in equations (2.7) and (2.15). ■

Proposition 3 *The AETR for a marginal investment is equal to the METR in the absence of personal taxes.*

Proof. For a marginal investment the economic rent is equal to zero. Hence, the net of tax value must equal the initial investment minus the net present value of economic depreciations:

$$\begin{aligned} NPV^* - NPVT &= 1 - \int_0^\infty \delta e^{-(\rho+\delta-\pi)t} dt \\ \implies \tilde{p} &= \frac{(1-A)(\rho+\delta-\pi)}{(1-\tau)} - \delta \end{aligned} \quad (2.16)$$

which is equal to the pre-tax rate of return, equation (2.7). Replacing equation (2.16) in (2.15) and setting $\tilde{p} = p$, we obtain:

$$AETR = \frac{(\tau - A)(r + \delta)}{(1 - \tau)\tilde{p}} = METR.$$

■

Proposition 4 *In the absence of personal taxes, the AETR approaches the statutory tax rate for high rates of return.*

Proof. As $p \rightarrow \infty$, it follows immediately from equation (2.15) that $AETR \rightarrow \tau$. ■

The last two propositions reflect the lower and upper bounds for the $AETR$. They can be summarized observing that the $AETR$ can be written as a weighted average of the $METR$ and the statutory rate. Using equations (2.16) and (2.15), we can write the $AETR$ as:

$$AETR = \left(\frac{\tilde{p}}{p}\right) METR + \left(1 - \frac{\tilde{p}}{p}\right) \tau, \quad (2.17)$$

where for the marginal investment $\tilde{p} = p$ and $AETR = METR$, and for high rates of return ($p \rightarrow \infty$), $AETR \rightarrow \tau$.

Proposition 5 *In the absence of personal taxes, the AETR increases with profitability if and only if the statutory tax rate is higher than the METR.*

Proof. It follows from differentiating equation (2.17) with respect to p . ■

Proposition 6 *Under full immediate expensing the AETR approaches the statutory tax rate for high rates of return, in the absence of personal taxes.*

Proof. It follows from Propositions 1 and 4. ■

The method of Devereux and Griffith is not the only one to calculate an ex-ante *AETR*. The Centre for European Economic Research and the University of Mannheim have developed the so-called European Tax Analyzer, which allows for the inclusion of more complex and realistic conditions. They have constructed a model-firm approach based on an industry-specific mix of assets and liabilities, including a large number of accounting items. Although the model derives the pre-tax and post-tax values of the firm in a more sophisticated way, making assumptions about the activities of the firm during a 10-year period, the notion of the *AETR* remains the same (see Jacobs and Spengel, 1999[25]).

2.2.5 An extension to the AETR with uncertainty and the entrance of rival firms

Despite its great simplicity, the ex-ante *AETR* neglects the fact that the pre-tax rate of return on the project (p) is uncertain and subject to decline due to the appearance of future competitors attracted by extraordinary rents in the industry. Let us consider that assumption, and to model the pre-tax rate of return as a geometric Brownian motion with drift:

$$dp = -\alpha p dt + \sigma p dz \quad (2.18)$$

where dz is the increment of a Wiener process, $\alpha < 1$ is the drift parameter, and σ the variance parameter. Given that the project is expected to generate economic rents in the beginning, new similar projects will come and reduce the economic rent, a fact that is modeled with a negative trend.

As an example of a geometric Brownian motion with negative drift, we present in Figure 2.4 a sample path of equation (2.18) with a drift rate of

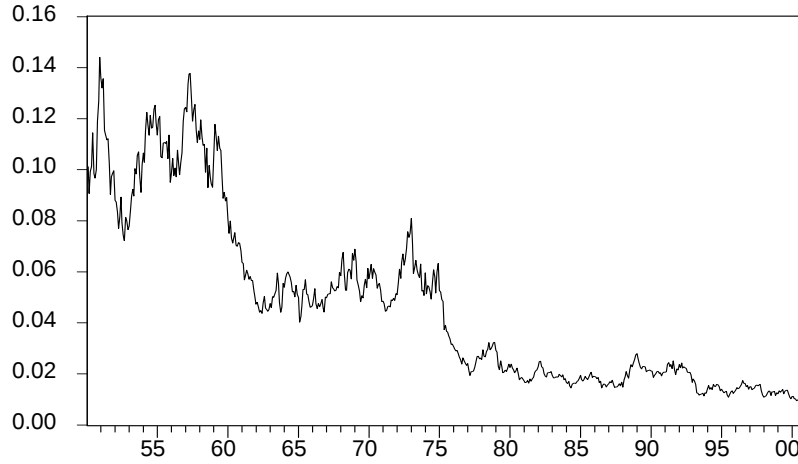


Figure 2.4: Geometric Brownian motion with negative drift

5% per year and a standard deviation of 25% per year. The graphic is built with monthly time intervals.

Now the expected NPV of the project is (see Dixit and Pindyck, 1994[15]):

$$E[NPV^*] = E \left[\int_0^\infty p_t e^{-(\rho+\delta-\pi)t} dt \right] = \frac{p_0}{\rho + \delta - \pi + \alpha}$$

and the expected $NPVT$:

$$E[NPVT] = E \left[\int_0^\infty \tau(p_t + \delta) e^{-(\rho+\delta-\pi)t} dt - A \right] = \frac{\tau\delta}{\rho + \delta - \pi} - A + \frac{\tau p_0}{\rho + \delta - \pi + \alpha}.$$

Therefore, the expected $AETR$ is now:

$$E[AETR] = \frac{(\tau - A)(\rho + \delta - \pi) + \tau(p - \rho + \pi)}{p_0} + \frac{\delta\tau - A(\rho + \delta - \pi)}{p_0(\rho + \delta - \pi)}\alpha.$$

The parameter α reflects the expected rate of decline in the economic rent of the project. Whether the expected average tax is higher or smaller than expression (2.15) depends on country or industry specific values. Nevertheless, we can state the following proposition.

Proposition 7 *In the absence of personal taxes, when taxable income is smaller (larger) than true economic income, the $E[AETR]$ is smaller (larger) than the $AETR$, and when taxable income is equal to true economic income, the $E[AETR]$ is equal to the $AETR$, to the $METR$ and to the statutory tax rate.*

Proof. For $E[AETR] < AETR$, we need that $\delta\tau < A(r + \delta)$ and the proof follows as in Proposition 2. ■

As we can see in Figure 2.4, we are assuming a continuous decline in the rate of return to zero. Nonetheless, this fall in returns has a natural floor imposed by the rational expectation of the entrant firm as to the pre-tax rate of return for the marginal investment ($\tilde{p}$ in equation (2.16)). This lowest value will function as a reflecting barrier, because once it is touched the entry of competitive firms will stop. The expected NPV in this case will be:

$$E[NPV] = \frac{p_0}{\rho + \delta - \pi + \alpha} + Cp_0^{-\gamma}, \quad (2.19)$$

where $-\gamma < 0$ is the negative root of the fundamental quadratic $r + \delta + \alpha\xi - \frac{1}{2}\sigma^2\xi(\xi - 1) \equiv \phi(\xi)$. The first term in (2.19) is the expected NPV when returns continue towards zero and the second term is the increase in value because new entries will stop before zero. Using the Smooth Pasting Condition (for a discussion of the calculation of expected present values, see Dixit (1993)[14]), we can calculate the value of the constant C :

$$\begin{aligned} F'(\tilde{p}) &= 0 \\ -\gamma C\tilde{p}^{-\gamma-1} + \frac{1}{\rho + \delta - \pi + \alpha} &= 0 \\ C &= \frac{\tilde{p}^{1+\gamma}}{\gamma} \frac{1}{\rho + \delta - \pi + \alpha} > 0. \end{aligned}$$

We can see that the second term in equation (2.19) is positive, showing that the floor increases the present value of returns by cutting off the downside potential. Then:

$$E[NPV] = \frac{p_0}{\rho + \delta - \pi + \alpha} + \frac{\tilde{p}^{1+\gamma}}{\gamma} \frac{p_0^{-\gamma}}{\rho + \delta - \pi + \alpha}.$$

For the marginal investment, the return must just cover its cost, implying that $\alpha = 0$ and $p_0 = \tilde{p}$. It follows that:

$$E[NPV] = \frac{1 + \gamma}{\gamma} \frac{\tilde{p}}{\rho + \delta - \pi}$$

where the expected NPV is higher than the normal NPV because the presence of risk increases the cost of the irreversible investment. To be profitable, the investment must pay, in this case, the cost of capital incremented by the risk of the environment. In Pindyck (1991)[36], this overcharge is associated with the value of an investment option. Delaying the investment is costly because it retards the realization of profits, but it is beneficial since it allows the company to watch the evolution of returns in the industry. Observe that the standard deviation of the returns affects the negative roots of the fundamental quadratic. Differentiating totally expression $\phi(\xi)$,

$$\frac{\partial \phi}{\partial \xi} \frac{\partial \xi}{\partial \sigma} + \frac{\partial \phi}{\partial \sigma} = 0$$

and evaluating it at $-\gamma$, $\frac{\partial \phi}{\partial \xi} > 0$, $\frac{\partial \phi}{\partial \sigma} > 0$, and therefore $\frac{\partial \xi}{\partial \sigma} < 0$ as σ increases, γ decreases and $\frac{1+\gamma}{\gamma}$ increases. The greater the amount of uncertainty over future values of p , the larger the excess return the firm will demand before it is willing to make the irreversible investment. Note also that when $\sigma \rightarrow 0$, $\frac{1+\gamma}{\gamma} \rightarrow 1$ and $E[NPV] \rightarrow NPV$, and all other results will tend towards the deterministic case presented earlier. Defining $\frac{1+\gamma}{\gamma} = \Gamma$, the expected $METR$ is now:

$$E[METR] = \frac{\Gamma \tilde{p} - r}{\Gamma \tilde{p}},$$

which is higher than the $METR$ and increases with the level of risk. The intuition behind this is that when the uncertainty on the return of the investment goes up, the value of the waiting option also increases because it is likely that returns will be smaller in the future, and the firm will only invest in a more profitable expected project. If a competitive firm enters when the return are normal ($\tilde{p}$), it would just break even at the instant when entry takes place, and it would obtain lower returns thereafter. The entrance at that point cannot be justified and the entry threshold must exceed $\tilde{p}$ to compensate periods of supernormal returns and periods of subnormal returns.

The level $\Gamma\tilde{p}$ will ensure a normal return on average.¹³

The advantages of the formula above are the facility of computation, given that they require only one additional variable, the variance of the returns (which can be considered as a joint variance of prices, demand, and costs), and the readiness of calculation due to the possibility of using existing series. On the other hand, McKenzie (1994)[31] has also developed an expression for an METR under risk and irreversibility of investments. Nevertheless, his derivation is more demanding in information because it ideally needs data on the demand and price of capital variances (although he uses an index of total unsystematic risk). Other kinds of risks, such as market risk, can be added to the cost of capital, equation (2.7), determining a risk premium as the covariance between the industry and market returns as a whole. Devereux (2003) follows that approach and derives an expression for the expected pre-tax rate of return.

2.3 Backward-looking ETRs

Backward-looking effective taxes use data from tax paid on income generated by previous investments, and hence they are not necessarily linked to future tax payments on new investments.

¹³Note that the firm will invest when:

$$\frac{1+\gamma}{\gamma}\tilde{p} > \tilde{p}.$$

In the absence of taxes and economic depreciations, we can write $\tilde{p} = r$ and the fundamental quadratic $\phi(\xi)$ satisfied by $-\gamma$ as:

$$\tilde{p} - (\tilde{p} + \alpha - \tilde{p})\gamma - \frac{1}{2}\sigma^2\gamma(1+\gamma) = 0,$$

where after some rearranging we have:

$$\frac{1+\gamma}{\gamma}\tilde{p} = \tilde{p} + \frac{1}{2}\sigma^2\gamma(1+\gamma),$$

which states that when returns are uncertain, the return must exceed the cost of capital (this result is equivalent to the one developed by Dixit and Pindyck, 1994, p. 145).

2.3.1 Average ETR

This methodology employs data on capital income tax paid (T) divided by a measure of the pre-tax income from capital. This ratio can be interpreted as an *AETR*. Moreover, Sorensen (2004) has shown that, under some assumptions, this tax is equal to the forward-looking *AETR*.

We define the pre-tax total income from capital as $p_t K_t$, where p_t is the average pre-tax rate of return and K_t is capital stock. The backward-looking *AETR* can be summarized as:

$$AETR^B = \frac{T_t}{p_t K_t}. \quad (2.20)$$

The total tax paid is equal to taxable income, given in equation (2.4), multiplied by the statutory tax rate. Under constant return to scale (using equation (2.7)), we can write:

$$T_t = \tau_t(p_t + \delta)K_t - A_t I_t. \quad (2.21)$$

Assuming that the economy has followed a "golden rule" path where capital stock has grown at a constant rate equal to the real interest rate, so that $rK_t = I_t - \delta K_t$, we can substitute this expression in equation (2.21) to obtain:

$$T_t = [(\tau - A)(r + \delta) + \tau(p - r)] K_t. \quad (2.22)$$

Finally, replacing this in equation (2.20), we find the relation between the backward-looking and forward-looking rates:

$$AETR^B = \frac{(\tau - A)(r + \delta) + \tau(p - r)}{p} = AETR^F.$$

It is important to highlight that this equation holds while the tax rules have remained constant over time ($a_t = a_{t-1} = \dots$) and the economy has followed a "golden rule" path. It is straightforward to show that, under constant return to scale, this is also equal to the *METR* if $p = \tilde{p}$. Notwithstanding, when capital stock grows at a constant rate equal to the real interest rate considering technological growth,¹⁴ $AETR^B < AETR^F$ given that the rate of return remains constant and the amount of allowances increases ex-post, while ex-ante we need to consider a higher net present value of taxes because of the lower discount rate.

¹⁴The "real" interest rate in the case of technological growth is $r - g$, resulting in:

$AETR^B = \frac{(\tau - A)(r + \delta) + \tau(p - r)}{p}$,
while $AETR^F = \frac{(\tau - A)(r + \delta - g) + \tau(p - r + g)}{p}$.

Micro data

In the backward *AETR* framework one can distinguish two approaches depending on the source of data used for the tax paid and the pre-tax income from capital. One approach uses micro or accounting firm-specific data and the other approach macro or aggregated economic data.

Generating an effective tax from micro data consists of taking the tax liabilities and profits from the financial statements of companies. The advantages of this method are that it can show the actual tax burden borne by companies and it can estimate an effective ex-post tax rate for different economic sectors and company sizes. Nevertheless, it has the shortcomings of being influenced by economic fluctuations and sectoral shocks, and it does not allow us to isolate features of tax systems. Additionally, the taxation of shareholders is completely omitted and the tax liability may contain tax payments or foreign source income from other locations where the company operates, producing a mismatch between numerator and denominator.

A number of studies have worked with micro *AETR*. Among them are Feldstein and Summers (1979)[17], Feldstein et al. (1983)[16], and Grubert and Mutti (2000)[22]. In the EU we can mention the recent studies of Buijink et al. (2000)[5] and Nicodème (2001)[34].

Macro data

The macro approach employs aggregate macroeconomic data of tax revenue and national accounts to compute the effective tax. The first of these methods is the use of corporate tax revenue expressed as percentage of GDP. Among the studies that utilize this method are Slemrod (2004)[40] and Quinn (1997)[37], or articles such as *The Economist* (2004)[1]. In spite of its simplicity and the availability of information to generate time series, this method is not really effective as regards corporate tax, given that by definition the GDP is the sum of all factor incomes. Mendoza et al. (1994)[33] proposed the use of the corporate tax revenue plus an estimation of the capital income tax on individuals as a measure of the effective capital tax paid over the total operating surplus of the economy as a measure of the tax base. The main problem of this method is the assumption that households pay the same effective tax rates on capital and labor incomes, when in reality countries apply different statutory tax rates to income from different sources (see Haan and Volkerink, 2000[23]). Martinez-Mongay (2000)[30] adapted the

method to use data available at the European Commission and the OECD, but he still considers that household income pays the same average tax rate regardless of the source of such income, whether labor or capital. Carey and Tchilinguirian (2000)[6] observed that and other problems, such as the assumption that all self-employed income is assigned to capital and the lack of harmonization among the national accounts of the countries. They refined the estimates of Mendoza et al., obtaining a somewhat higher effective tax rate on capital, although in general, this change in level does not affect the evolution of the series over time or the cross-country comparison. Another work that applies an equivalent methodology is *Structures of the Taxation Systems in the European Union* (European Commission, 2003[8]).

Overall, the main advantage of these methods is the facility of computation and the data availability. They also take into account implicitly all the elements of taxation. On the other hand, the measure of the effective tax is affected by business cycles, producing high variability in the estimates, having as a direct consequence the difficulty of linking the effective tax to changes in tax policies. Nevertheless, Mendoza et al. argued that this problem is attenuated by the fact that tax revenues and tax bases tend to move together, although this observation does not account for the possibility of carrying forward and carrying back losses, which causes a desynchronization with the cycle.

2.3.2 Marginal ETR

Recently, Gordon et al. (2003)[21] proposed a marginal effective tax rate which may be estimated with ex-post data on tax revenue and income. Their idea is that there is a difference between the actual revenue raised under current tax system and an estimated revenue, which would be collected under a hypothetical cash flow tax¹⁵ (the so-called R-base tax, where R stands for real) that excludes financial income and replaces depreciation allowances by expensing for new investment. Given that a cash flow tax imposes a zero tax on the marginal investment (due to the absence of distinction between items of current expenditure and capital), the tax of Gordon et al. (2003) can be

¹⁵A cash flow tax estimates the tax burden on cash-in/cash-out basis. If a company buys a machine using equity in year 0 for \$10 and it generates a cash inflow of \$15 in year 1, the taxable income would be -\$10 in year 0 and \$15 in year 1. This is equivalent to full immediate expensing. In other words, a cash flow tax is $CFT = \tau(F(K) - I)$, which under similar assumptions as equation (2.22), simplifies to $CFT = \tau(p - r)K$, equal to E .

written as:

$$METR^B = \frac{(T - E)/K}{(T - E)/K + r(1 - \tau)}, \quad (2.23)$$

where E is the tax that would be collected under a cash flow tax, and the other variables are as defined previously.

Sorensen showed that this backward-looking $METR$ is equal to the forward-looking $METR$ under the same assumptions used in deriving equation (2.22). From that expression we know that, under full expensing:

$$E = \tau(p - r)K.$$

Therefore, the numerator of equation (2.23) is:

$$\frac{T - E}{K} = (\tau - A)(r + \delta).$$

Additionally, we can write equation (2.16) as:

$$\tilde{p} - r = \frac{(\tau - A)(r + \delta)}{1 - \tau}$$

and by substitution into equation (2.23), it follows that:

$$METR^B = \frac{(\tau - A)(r + \delta)}{(1 - \tau)\tilde{p}} = \frac{\tilde{p} - r}{\tilde{p}} = METR^F.$$

2.4 The cost of production approach

2.4.1 Marginal ETRC

An extension to the cost of capital discussed above is the cost of production introduced by McKenzie et al. (1997). They argue that other noncapital taxes also affect production and location decisions. Their model introduces (as in Jorgenson, 1963) a second production factor (labor) in computing the tax wedge between the marginal cost of production with and without taxes. Including a second input enables one to consider the substitution between them. Hence, the firm's maximization problem is now:

$$\max_{q, L, I} \int_0^\infty e^{-\rho t} [b_t F(K, L) - \tau Y - wL(1 + \tau_L) - q_t I_t] dt \quad \text{s.t. (2.2) and } F = F(K, L),$$

where labor price is assumed to be fixed and therefore taxes are fully borne by the firm. If payroll taxes (τ_L) are deducted from the corporate income tax, we have that taxable income is equal to:

$$Y = b_t F(K, L) - A_t q_t I_t - w(1 + \tau_L)L.$$

Solving first the firm's present value cost minimization problem for a constant level of output:

$$\min_{L, I} \int_0^\infty e^{-\rho t} (wL(1 + \tau_L)(1 - \tau) + (1 - A)q_t I) dt \quad \text{s.t. (2.2) and } F = F(K, L)$$

We define the current-value Hamiltonian as:

$$H = wL(1 + \tau_L)(1 - \tau) + (1 - A)q_t I - \lambda(I - \delta K) - v(F(K, L) - F)$$

The FOCs are:

$$\begin{aligned} w(1 + \tau_L)(1 - \tau) - vF_L &= 0 \\ (1 - A)q_t - \lambda &= 0 \\ \dot{\lambda} - \rho\lambda &= \lambda\delta - vF_K. \end{aligned}$$

In the steady state we have:

$$\frac{F_K}{F_L} = \frac{q_t(1 - A)(\rho + \delta)}{w(1 + \tau_L)(1 - \tau)},$$

and using equation (2.5), we find that the usual marginal rate of technical substitution equals the ratio of input costs:

$$\frac{F_K}{F_L} = \frac{(p + \delta)}{w(1 + \tau_L)}.$$

This condition, jointly with the production function, gives the conditional factor demand functions for $L(F, \varphi)$ and $K(F, \varphi)$, where φ is a vector of prices, and the instantaneous cost function net of depreciations is:

$$\widehat{C}(F, \varphi) = w(1 + \tau_L)L(F, \varphi) + pK(F, \varphi).$$

Thus, the firm's present value maximization problem becomes:

$$\max_q \int_0^\infty e^{-\rho t} (b_t F(K, L) - \widehat{C}(F, \varphi)) dt,$$

where the first-order condition is simply:

$$b_t = \widehat{C'_F}(F, \varphi) \equiv MC(F, \varphi).$$

McKenzie et al. define the marginal effective tax rate on the cost of production (*METRC*) as the wedge between the gross of tax marginal cost and the net of tax marginal cost, $MC(F, \varphi) - MC(F, \varphi^0)$,¹⁶ divided by the net of tax marginal cost. To keep symmetry with the previous analysis, let us express the tax as a percentage of the gross of tax marginal cost. Under a Cobb-Douglas constant return-to-scale production function, this is equal to the difference between geometric weighted averages of input costs over gross of tax average costs:

$$METRC = \frac{[w(1 + \tau_L)]^c p^d - w^c r^d}{[w(1 + \tau_L)]^c p^d}, \quad (2.24)$$

where c and d are the shares of labor and capital respectively. The similarity between expressions (2.24) with expression (2.6) is obvious under the assumption of no personal taxes.

Considering a Leontief production function,¹⁷ where inputs are used in a fixed proportion:

$$METRC = \frac{w(1 + \tau_L) + p - w - r}{w(1 + \tau_L) + p} \quad (2.25)$$

Here the effective tax is simply the arithmetic weighted average of the marginal effective tax rates on the inputs, which is higher than the geometric weighted average, reflecting the impossibility for the firm to change the input mix.

In order to estimate the *METRC* it is necessary first to calculate the pre-tax rate of return on the various inputs.

¹⁶ φ^0 is the vector of user prices for inputs that existed prior to the imposition of taxes, i.e. w and $q_t r$.

¹⁷ The general form for the effective tax in a CES production function is:

$$METRC = \frac{\left[[w(1 + \tau_L)]^{-\rho\varepsilon} c^\varepsilon + p^{-\rho\varepsilon} d^\varepsilon \right]^{\frac{-1}{\rho\varepsilon}} - [w^{-\rho\varepsilon} c^\varepsilon + r^{-\rho\varepsilon} d^\varepsilon]^{\frac{-1}{\rho\varepsilon}}}{\left[[w(1 + \tau_L)]^{-\rho\varepsilon} c^\varepsilon + p^{-\rho\varepsilon} d^\varepsilon \right]^{\frac{-1}{\rho\varepsilon}}}$$

where $\varepsilon = 1/(1 - \rho)$ is the elasticity of substitution.

This latter case is equivalent to the marginal tax developed by Gérard et al. (1997)[19],¹⁸ who consider labor incremented by a marginal investment, implying that input factors are used in a particular proportion. A similar formula was also used by Daly and Jung (1987)[9].

2.4.2 Average ETRC

As a natural extension to the model, following the same reasoning as in Gérard (1993) and Devereux and Griffith (1998), we propose an average effective tax rate on the cost of production (*AETRC*), where factors receive a return other than their marginal product.

Ex-ante, a firm has a production project with a net present value before taxes:

$$NPV^* = \int_0^\infty (p + w')e^{-(\rho+\delta-\pi)t} dt = \frac{p + w'}{\rho + \delta - \pi},$$

where w' is the gross of tax return to labor (i.e. $w' = w(1 + \tau_L)$). Similarly as in Section 2.4, the net present value of taxes is:

$$\begin{aligned} NPVT &= \int_0^\infty \tau(p + \delta)e^{-(\rho+\delta-\pi)t} dt - A + \int_0^\infty \tau_L w e^{-(\rho+\delta-\pi)t} dt \\ &= \frac{\tau(p + \delta)}{\rho + \delta - \pi} - A + \frac{\tau_L w}{\rho + \delta - \pi}. \end{aligned}$$

Defining the average effective tax rate as the ratio of the two former expressions, we obtain:

$$AETRC = \frac{(\tau - A)(\rho + \delta - \pi) + \tau(p - \rho + \pi) + \tau_L w}{p + w'}.$$

We can show that if a marginal product requires a fixed proportion of capital and labor the *AETRC* is equal to the *METRC*. Given that for a marginal product we need it to pay the cost of capital plus the incremental labor costs per euro of capital:

$$NPV^* - NPVT = 1 - \int_0^\infty \delta e^{-(\rho+\delta-\pi)t} dt + \int_0^\infty w e^{-(\rho+\delta-\pi)t} dt.$$

¹⁸Without personal taxes expression (27) in Gérard et al. (1997) reduces to $p'^* = p + w(1 + \tau_L)$.

From there we obtain expression (2.16), which is the pre-tax rate of return used in equation (2.25).

Similar propositions as before may be derived knowing that the *AETRC* can be rewritten as:¹⁹

$$AETRC = \left(\frac{\tilde{p} + w'}{p + w'} \right) METRC + \left(1 - \frac{\tilde{p} + w'}{p + w'} \right) \tau,$$

which shows that for very profitable projects the average tax tends to τ . The intuition is that when labor price remains fixed, payroll taxes and allowances become irrelevant for the determination of tax liability.

The general characteristic of the backward-looking *AETRs* is that they consider different kinds of taxes from various sources. In other words, they tend to aggregate taxes on different inputs, such as corporate income taxes, property taxes on real estate, payroll taxes, etc. That somewhat arbitrary classification and sharing leads us to include part of other inputs' income. For example, Mendoza et al. (1994) consider in the numerator taxes on income, profits and capital gains of corporations, taxes on immovable property, taxes on financial and capital transactions, and, indirectly, taxes on income of individuals. If the diverse inputs can be expressed in a one-to-one relationship, the ex-post tax will reduce to the *AETRC*. Therefore, it is more precise to speak of the backward-looking *AETRs* as an approximation to the *AETRC* rather than to the *AETR*.

2.5 Pros and cons of using various ETRs

The forward-looking approach of King and Fullerton and Devereux and Griffith can add a number of endless complications as long as careful effort is made to incorporate all provisions of the tax codes and all ways that firms and individuals can respond to them. In this chapter, we have presented and developed some of those extensions and we have given the reference of many others. On the other hand, the backward-looking measures may take all complications implicitly into account, since they work with ex-post collected

¹⁹Or more generally for the case of n inputs:

$$AETRC = \left(\frac{\tilde{p} + \sum_{i=1}^n w'_i}{p + \sum_{i=1}^n w'_i} \right) METRC + \left(1 - \frac{\tilde{p} + \sum_{i=1}^n w'_i}{p + \sum_{i=1}^n w'_i} \right) \tau,$$

where $w'_i = w_i(1 + t_i)$.

revenue data. Nevertheless, the real decisions whether to invest or not may be dominated by the current and expected tax rules. This suggests that a forward-looking indicator is the appropriate measure to assess incentives to invest. At this stage one is confronted with reality, which gives us the choice between working with an incomplete, always perfectible forward-looking measure, and a sometimes misleading and biased backward-looking effective tax rate. The decision is not easy and the trade-off between completeness and bias is not clear. Both approaches can be justified or dismissed on different grounds. Therefore, we can state that none of the estimates can claim to be accurate. They can only indicate general trends. The final choice of the variable will depend on the particular phenomenon the researcher wants to study, although in the observation of general trends none of the methods should be disregarded.

The selection of a marginal vs. an average tax may have a more clear-cut outcome. Devereux and Griffith conceive the average tax as influencing mutually exclusive investment decisions and leave the place of determining the optimal level of investment for the marginal tax. Furthermore, the properties of these taxes permit the construction of different models, such as that of Devereux et al. (2002)[13]. However, in a competitive market, economic rents are not expected to last and marginal or average taxes could be used interchangeably.

Bibliography

- [1] A taxing battle. *The Economist*, January 29 2004.
- [2] J. Alworth. *The Finance, Investment and Taxation Decisions of Multinationals*. Basil Blackwell Ltd, 1988.
- [3] A. Auerbach. Taxation, corporate financial policy and the cost of capital. *Journal of Economic Literature*, 21:905–940, 1983.
- [4] R. Boadway, N. Bruce, and J. Mintz. Taxation, inflation and the effective marginal tax rate on capital in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 17:62–79, 1984.
- [5] W. Buijink, B. Janssen, and Y. Schols. Evidence of the effect of domicile on corporate average effective tax rates in the European Union. *MARC Working Paper 3/2000-11*, 2000.
- [6] D. Carey and H. Tchilinguirian. Average effective tax rates on capital, labour and consumption. *OECD*, 2000.
- [7] European Commission. Company taxation in the internal market. Technical Report 582, European Commission, 2001.
- [8] European Commission. Structures of the taxation systems in the European Union. Technical report, European Commission, 2003.
- [9] M. Daly and J. Jung. The taxation of corporate investment income in Canada: An analysis of marginal effective tax rates. *Canadian Journal of Economics*, 20:555–587, 1987.
- [10] M. Devereux. Measuring taxes on income from capital. *Working Paper 03/04 - IFS*, 2003.

- [11] M. Devereux and R. Griffith. The taxation of discrete investment choices. *Working Paper 98/16 IFS*, 1998.
- [12] M. Devereux, R. Griffith, and A. Klemm. Corporate income tax reforms and international tax competition. *Economic Policy*, 35:450–495, 2002.
- [13] M. Devereux, B. Lockwood, and M. Redoano. Do countries compete over corporate tax rates? *Discussion Paper 3400 - CEPR*, 2002.
- [14] A. Dixit. *The Art of Smooth Pasting*. Fundamentals of Pure and Applied Economics, 55. Harwood Academic Publishers, 1993.
- [15] A. Dixit and R. Pindyck. *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press, 1994.
- [16] M. Feldstein, L. Dicks-Mireaux, and J. Poterba. The effective tax rate and the pretax rate of return. *Journal of Public Economics*, 21:129–158, 1983.
- [17] M. Feldstein and L. Summers. Inflation, tax rules and the long term rate of interest. *National Tax Journal*, 32:445–470, 1979.
- [18] M. Gérard. *Cost of Capital, Investment Location and Marginal Effective Tax Rate: Methodology and Application*. Empirical Approaches to Fiscal Policy Modelling. A. Heimler and D. Meulders. Chapman and Hall, 1993.
- [19] M. Gérard, L. Beauchot, S. Jamaels, and C. Valenduc. *MESC (Marginal Effective Statutory Charge), An Extension of King-Fullerton Methodology*. II - Nr. 353. Universität Konstanz, 1997.
- [20] M. Gérard and F. Ruiz. Marginal, average and related effective tax rate concepts. In V. Kanninen and S. Kari, editors, *Taxation, Economic Policy and the Economy*, pages 17–39. University of Tampere, Finland, 2005.
- [21] R. Gordon, L. Kalambokidis, and J. Slemrod. A new summary measure of the effective tax rate on investment. *NBER Working Paper*, 9535, 2003.
- [22] H. Grubert and J. Mutti. Do taxes influence where U.S. corporations invest? *National Tax Journal*, 53:825–840, 2000.

- [23] J. Haan and B. Volkerink. Effective tax rates in macroeconomics: A note. *Mimeograph*, 2000.
- [24] R. Hall and D. Jorgenson. Tax policy and investment behavior. *The American Economic Review*, pages 391–414, 1967.
- [25] O. Jacobs and C. Spengel. The effective average tax burden in the European Union and the USA. *Mimeograph ZEW*, 1999.
- [26] D. Jorgenson. Capital theory and investment behavior. *American Economic Review*, pages 247–259, 1963.
- [27] M. King. Taxation and the cost of capital. *Review of Economic Studies*, pages 21–35, 1974.
- [28] M. King and D. Fullerton. *The Taxation of Income from Capital: A Comparative Study of the U.S., U.K., Sweden and West Germany*. Chicago University Press, 1984.
- [29] T. Lindhe. Methods of mitigating double taxation. *Mimeograph*, 2002.
- [30] C. Martinez-Mongay. ECFIN’s effective tax rates. properties and comparisons with other tax indicators. *ECFIN/593/00*, 2000.
- [31] K. McKenzie. The implications of risk and irreversibility for the measurement of marginal effective tax rates on capital. *Canadian Journal of Economics*, 27:604–619, 1994.
- [32] K. McKenzie, J. Mintz, and K. Scharf. Measuring effective tax rates in the presence of multiple inputs: A production based approach. *International Tax and Public Finance*, 4:337–359, 1997.
- [33] E. Mendoza, A. Razin, and L. Tesar. Effective tax rates in macroeconomics cross-country estimates of tax rates on factor incomes and consumption. *Journal of Monetary Economics*, 34:297–323, 1994.
- [34] G. Nicodème. Computing effective corporate tax rates: Comparisons and results. *ECFIN E2/358/01*, 2001.
- [35] OECD. Taxing profits in a global economy: Domestic and international issues. *OECD*, 1991.

- [36] R. Pindyck. Irreversibility, uncertainty, and investment. *Journal of Economic Literature*, 29:1110–1148, 1991.
- [37] D. Quinn. The correlates of change in international financial regulation. *American Political Science Review*, 91:531–551, 1997.
- [38] M. Scott. A note on King and Fullerton’s formulae to estimate the taxation of income from capital. *Journal of Public Economics*, 34:253–264, 1987.
- [39] H. Sinn. The 1986 tax reform and the world capital market. *European Economic Review*, 32:325–333, 1988.
- [40] J. Slemrod. Are corporate tax rates, or countries, converging? *Journal of Public Economics*, 88:1169–1186, 2004.
- [41] P. Sorensen. *Measuring the Tax Burden on Capital and Labor*. CESifo Seminar Series, 2004.

2.6 Appendix A

There are several types of corporate tax system. The most important are:

- *Classical or separate entity system.* Under this system, the company and the shareholder are considered two separate legal entities, each having to calculate its tax liability in an independent way. For example, if a company has a taxable income of 100 euros and the corporate rate in the country is 35%, the after tax income is 65 euros. If all this income is distributed to a shareholder, the 65 euros will be taxed at the shareholder tax rate. Therefore, the total tax liability on company income before tax is $T = \tau Y$.
- *Full integration system.* In contrast with the previous system, full integration refers to the case where net income of the company (distributed or not) is included in the assessable income of the shareholders, implying that eventually no tax is paid at the company level.
- *Dividend exemption system.* As in the latter case, the corporate tax is integrated. But rather than integrating taxes at the shareholder level, dividends paid to shareholders are exempted from tax at the personal level.
- *Dividend deduction system.* Between the full integration and the dividend exemption systems, we have systems that attempt to reduce the tax rate on dividends. Under the dividend deduction system the company is considered as a taxpayer, but it is allowed to deduct $x\%$ of gross dividends distributed from the company's taxable income. Shareholders pay ordinary taxes on the dividends they receive.
- *Split-rate or two-rate system.* This is another method to reduce the tax rate on dividends by applying a lower rate on distributed profits than on undistributed profits.
- *Dividend imputation system.* The basic idea is that companies are taxed in their own right, and when they distribute income via dividends, a fraction of the tax paid by the company is imputed on the tax liability of the shareholder. In other words the tax liability for a shareholder is the difference between his personal income tax on dividends received and the credit based on the rate of imputation.

2.7 Appendix B

To avoid taxation of the same income in two different jurisdictions, the countries have adopted different methods of double taxation relief:

- *Exemption system.* Under this system, the income of the affiliate is taxed in one state and exempted in the other. Generally, the exemption system tends to assure the capital import neutrality, i.e. the multinational companies of one country will bear an effective tax burden in foreign markets equal to multinational companies of other countries.
- *Credit system.* Taxes paid in the host country are used as a credit against the tax liability in the home country. If the company is consolidated in its worldwide income and receives full credit against tax liabilities for all taxes paid abroad, the regime tends to ensure the capital export neutrality. This means that the tax system will provide no incentives to invest at home rather than abroad, since the investors will face the same effective tax burden.
- *Deduction system.* Taxes paid in one state are allowable as deduction in determining the tax base in the second state.

Chapter 3

Open-loop and feed-back equilibrium of a tax competition model.

Fernando M. M. Ruiz¹

Abstract

This paper compares the Nash equilibrium of a capital tax competition model under a feed-back and an open-loop strategy. We show that when governments, of open economies, have time to react to the public good provision of a competing country, the tax equilibrium is found at a higher level in a feed-back model than in an open-loop or a static model.

Keywords: *Tax competition, Open-loop and feed-back equilibrium.*

JEL: *H00; H87; F2.*

This paper adopts a dynamic differential game analyzing a tax competition model. Our findings suggest that the capital tax equilibrium is located at a higher level under a feed-back strategy than under an open-loop strategy or a static model.

¹Address: Chaussée de Binche 151, B-7000 – Mons (Belgium). Tel.: +32-65-323448; fax: +32-65-323365; e-mail: fernando.ruiz@fucam.ac.be

The reason behind those results is the following. When governments observe at every point in time the evolution of the capital tax at home and abroad, and can use the public good provision to control its motion through the budget constraint (feed-back strategy), they will note that if one country increases the public good, the capital tax must go up in the country and capital will move to an alternative location to equalize net returns. However, if that alternative location has time to react (feed-back strategy), it will increase public good provision (and therefore the tax rate) to align the marginal social benefit with the social marginal cost. This induces a capital outflow to the first country and the reaction may begin again.

On the other hand, when there is a "precommitment" of the countries not to react to the policies of the competing country during the game, or the governments cannot observe the evolution of taxes in the alternative location (they just can observe the initial tax level with an open-loop strategy), the equilibrium is found at a lower level. Both countries observe the initial tax level of the competing country and decide their optimal reaction given that tax. There are no further interactions (and no possibility of deviation) during the time of the game.

Dynamic differential games assume that the game is played continuously over time. This technique combines elements of control theory and game theory. It was first introduced by Isaacs (1951)[11], who wrote the first paper on games of pursuit. That type of games was initially designed to find the best strategy that a missile should follow when it is attempting to shoot down an enemy missile, which in turn is trying to evade. For a historical perspective of differential games see Engwerda (2005)[8] and references therein.

However, the equilibrium of dynamic differential games depends on the type of strategy chosen, as can be appreciated in the paragraphs above.

In an open-loop environment, players do not cooperate to achieve their goals. The situation demands to formulate their actions as soon as the system starts to evolve and those actions cannot be changed once the system is running. On the contrary, in a feed-back environment, players do not cooperate either, but they know the exact state of the system at every point in time and use their control instruments to achieve their goals.

Only a few dynamic differential games have a tractable structure. For practical considerations, we base our feed-back solution in a so-called linear-quadratic differential game. This structure receives its name from the fact that the equations of motion are linear in the state and control variables and the objective functions are quadratic in the state and control variables.

Dynamic differential games have been broadly used in many situations in economics, ecology, military and elsewhere. Nevertheless, in tax competition models they have only been used in a few cases. Coates (1993)[5] deals with the issue of property tax competition and analyzes the open-loop equilibrium of a dynamic game. Ruiz (2007)[20] analyzes the open-loop equilibrium of a tax competition model with imperfect capital mobility and sticky public technology. Makris (2005)[16] also applies an open-loop strategy showing that taxes on mobile capital may not be too low in a fully dynamic environment.

In my knowledge this is the first paper comparing the Nash equilibrium of a tax competition model under an open-loop and a feed-back strategy.

Broadly speaking, tax competition and its consequences have been extensively analyzed in the literature. I refer to Wilson (1999)[24] for a complete survey on the area. Closer to our paper there is a small but growing literature using repeated games in tax competition: Carderelli, Taugourdeau and Vidal (2002)[3] have shown that under some conditions policy coordination can result from repeated interactions between governments; Itaya, Okamura and Yanaguchi (2006)[12] argue that increasing asymmetry in capital endowments makes regions more cooperative towards achieving tax coordination. Other papers address the dynamic of tax competition when there is a once and for all permanent change in the tax rate and capital gradually adjust over time: Wildasin (2003)[23], Becker (2005)[1].

The structure of the chapter is the following. Section 1 introduces the static tax competition model and particularly Section 1.5 and 1.6 present the Nash equilibrium in an open and closed economy. Section 2 deals with the open-loop strategy. Section 3 presents the results of a feed-back strategy under a linear-quadratic model. Finally, Section 4 concludes. Appendix A gives the proof of the open-loop equilibrium and Appendix B shows the feed-back resolution.

3.1 The classical static model

We will begin with the classical structure of a tax competition model, where we show the normal inefficiencies derived from the under-provision of public goods when capital is mobile. However, our aim is to compare the open-loop and feed-back Nash equilibrium obtained from the model in the second section.

3.1.1 Basic structure

Let us start presenting a static (or atemporal) model of tax competition based on Wildasin (1988)[22]. It will serve to introduce notation and the results of next subsections will function as a benchmark to compare with the dynamic model.

Wildasin's model can be interpreted as a two stage game. In the first stage, the countries simultaneously choose their tax rates. In the second stage, the capital owners decide where to invest given taxes.

To simplify things, we consider a world with two identical countries ($i = 1, 2$) with benevolent governments. In each country is produced a homogeneous good, having as production factor capital k_i which is internationally mobile and, without loss of generality, it can represent capital per worker in jurisdiction i . Additionally, there exist a second production factor: the ratio of the public good to capital ($g_i = G_i/k_i$) which is considered as a fix factor by a small enterprise j . In the second stage of the game, in the absence of a tax, firm j will invest up to the point where the marginal product of capital is equal to the world market net return r ($f'_k = r$). As usual, $f(k_{ij}, \bar{g}_i)$ is assumed to be increasing and concave in capital ($f''_k < 0 < f'_k$).² If the government sets a tax (t) per unit of capital at source, the company will invest in the country until the net marginal product after taxes is equal to the world market net return.

$$f'_{k_{ij}} - t_i = r \quad i = 1, 2 \quad (3.1)$$

Governments provide a public good G_i and choose a tax rate t_i in the first period. The budget constraint in each jurisdiction is:

$$G_i = t_i k_i \quad (3.2)$$

Additionally, we take the capital stock as fixed for the whole world economy. Therefore, the following condition must hold:

$$k_1 + k_2 = \bar{k} \quad (3.3)$$

Equations (3.1), (3.2) and (3.3) define a system of equations that can be used to solve implicitly for the equilibrium amount of capital in each

²Additionally, we assume the following Inada conditions $f'(0) = \infty$, $f'(\infty) = 0$, $f(0) = 0$ and $f''(k)$ is finite for finite and non-zero values of k .

jurisdiction and the net return to capital as a function of taxes ($k_i(t_1, t_2)$ and $r(t_1, t_2)$).

Solving from the system of equations (3.1) and (3.3), we have $\frac{\partial k_1}{\partial t_1} = \frac{1}{f'_{k_1} + f'_{k_2}} < 0$, $\frac{\partial k_1}{\partial t_2} = -\frac{\partial k_1}{\partial t_1}$ and $\frac{\partial r}{\partial t_1} = -f''_{k_2} \frac{\partial k_1}{\partial t_1} < 0$, provided of course we assume $f''_{k_i} < 0$ (decreasing marginal product). These classical results display the engine of the tax competition discussion. An increase in the tax rate promotes a decline in the tax base, due to the effect of attraction that alternative low tax locations produce on the mobile capital.

3.1.2 Closed economy

In a closed economy the capital in a country is fixed and it must equal the households' wealth endowment, i.e. equation (3.1) has to be replaced by:

$$\bar{k}_i = \theta_i \bar{k} \quad (3.4)$$

On the other hand, total production in a country must equal the sum of the private consumption and the public good:

$$f\left(\bar{k}_i, \frac{G_i}{\bar{k}_i}\right) = y_i + G_i \quad (3.5)$$

In the first (and only) period of this closed economy, a government will maximize welfare of its residents choosing the public good provision at an efficient level determined by the Samuelson condition (i.e. a level where the marginal rate of substitution is equal to the marginal rate of transformation). In this economy, the efficient provision of public goods is reached at a level where the marginal rate of substitution between the public and private goods is equal to 1 minus the marginal productivity of the public good per unit of capital:³

$$MRS_{G/y} = 1 - \frac{f'_{g_i}}{\bar{k}_i}$$

3.1.3 Open economy

In an open economy the conditions presented in Section 1.1 will hold. The private good consumption of a representative household will equal total output

³It follows from: $\max_G U(y_i, G_i)$ s.t. (3.4) and (3.5)

less the remuneration to capital and the household also receives the remuneration of its own share of capital ($\theta_i \bar{k}$). Using (3.1), private consumption can be written as:

$$y_i = f(k_i, \frac{G_i}{k_i}) - k_i(r + t_i) + \theta_i \bar{k}r \quad (3.6)$$

In the first period, each country chooses its tax rate maximizing the welfare of their residents over private and public consumption:

$$\max_{t_i} U_i(y_i, G_i) \quad \text{s.t. (3.2) and (3.6)} \quad (3.7)$$

In equilibrium, the solution of the optimization programme of the government is:

$$MRS_{G/y} = \left(1 - \frac{f'_{g_i}}{k_i}\right) \frac{1}{1 + \varepsilon_{k/t}}$$

where compared with the closed economy case, capital mobility leads to an under-provision of the public good (an elasticity of capital greater than -1 assures to be on the upwards portion of Laffer's curve, $0 > \varepsilon_{k/t} > -1$, see for instance Krogstrup (2002)[14]).

3.1.4 Reaction functions and Nash equilibrium

In order to obtain explicit reaction functions, let us consider a government maximizing total consumption per capita (or equivalently taking function (3.7) in an additive form). The most direct macro measure of welfare in a country is GNP per capita, i.e. the sum of private and public consumption. As in Laussel and Le Breton (1998)[15] or Peralta and Van Ypersele (2002)[17],⁴ we could also assume each government uses an additional tax on labor to finance the public good. In this way, we would eliminate the under-provision problem and concentrate on the competition side of capital taxation.

Rearranging and simplifying terms, the objective function of the government becomes:

$$W_i = f\left(k_i, \frac{G_i}{k_i}\right) + (\theta_i \bar{k} - k_i)r \quad (3.8)$$

⁴Sinn (1997)[21] maximizes the rent of domestic residents, i.e. private consumption. In that case the public technology does not have any effect on private welfare. Also Brueckner and Saavedra (2001)[2] assume linear preferences in the determination of tax reaction functions.

Observe that the government maximizes the value of the domestic product plus the net contribution from abroad (i.e. per capita GNP from the production side).

Taking taxes in other countries as given, the necessary first order condition yields:

$$t_i = \frac{-f'_{g_i} - \frac{\partial r}{\partial t_i}(\theta_i \bar{k} - k_i)}{\frac{\partial k_i}{\partial t_i}} \quad (3.9)$$

which follows from using (3.1) and (3.2).⁵

An equilibrium of the non-cooperative game is determined by the solution of the system of the two best-reply functions as in (3.9). Given the assumption of identical countries, $t_1 = t_2$ must hold in the Nash equilibrium, implying that capital is evenly distributed $\theta_1 \bar{k} = \theta_2 \bar{k} = k_1 = k_2 = k^*$. Hence, the tax equilibrium of expression (3.9) reduces to:

$$t^* = \frac{-f'_{g_i}}{\frac{\partial k_i}{\partial t_i}} \quad (3.10)$$

The expression above is positive, showing that a positive equilibrium requires a positive marginal productivity of the public good and that an increase in the tax rate fosters capital to flee the country.⁶

Moreover, we can directly show that any coordinated tax $t > t^*$ is a Pareto improvement, implying that the Nash equilibrium (3.10) is sub-optimal. From (3.8) we have:

$$W(t) = f(k, t) > W(t^*) = f(k, t^*) \quad (3.11)$$

this highlights the welfare loss of fiscal competition. Tax competition implies a capital tax that is too low from a social point of view. If all jurisdictions agreed to raise their tax rates, they would increase the level of the public good. Simultaneously, given the assumption of identical jurisdictions and a fixed world capital stock, such a tax increase would not have detrimental effects on the level and allocation of capital among countries. Therefore, countries cooperating in the tax setting would maximize welfare choosing the maximum possible tax rate.

⁵Laussel and Le Breton (1998)[15] provide sufficient conditions for the existence of the Nash equilibrium in Wildasin's (1988) model.

⁶A review of the empirical literature analyzing whether company taxation has an impact on the allocation of foreign direct investment is given by de Mooij and Ederveen (2003)[6].

3.1.5 Particular case, open economy

The model presented above provides the base for the derivation of reaction functions for specific production functions. Let us work with a structure simple enough to obtain analytic results. Those results will be useful when comparing with the feed-back equilibrium in Section 3.

We assume the quadratic production function⁷ $f(k_i, g_i) = \beta k_i - \gamma k_i^2 + z g_i - g_i^2$ with $\beta, \gamma, z > 0$. Thus, defining $\frac{\bar{k}}{2} = k^*$, from (3.1) in the second period of the game⁸ we can derive the amount of capital in country i . This is equal to:

$$k_1 = k^* + \frac{t_2 - t_1}{4\gamma} \quad (3.12)$$

Easily we can see that $\frac{\partial k_1}{\partial t_1} = -\frac{1}{4\gamma} < 0$, $\frac{\partial k_1}{\partial t_2} = -\frac{\partial k_1}{\partial t_1} > 0$ and $\frac{\partial r}{\partial t_i} = -\frac{1}{2} < 0$. The latter expressions show that the tax base declines when the tax rate in the country increases, due to the fact that capital leaves the country to equalize net returns.

Replacing and maximizing (3.8) we obtain country 1's reaction function (similarly for country 2):

$$t_1 = \frac{8z\gamma + t_2}{3 + 16\gamma} \quad (3.13)$$

The Nash equilibrium is located at the intersection of both reaction functions as illustrated in Figure 3.1, where taxes are strategic complements ($\frac{\partial t_1}{\partial t_2} > 0$). The equilibrium of taxes is found at a level:

$$t^* = \frac{4z\gamma}{1 + 8\gamma}$$

3.1.6 Particular case, closed economy

Using (3.4), it is straightforward to see that in a closed economy, welfare of the residents is maximized at the level of taxation:

$$t_i = \frac{z}{2} \quad (3.14)$$

which is higher than under the assumption of capital mobility for $z > 0$.

⁷A similar production function was used by Bucovetsky (1991), Grazzini and van Ypersele (1997) and Peralta and van Ypersele (2002). It fits in the assumptions imposed except for $f'(0) = \infty$ and $f'(\infty) = 0$. These conditions have to be replaced by $\bar{k} < \frac{\beta}{2\gamma}$ in order to ensure positive marginal productivity. Additionally, $g_i \leq \frac{z}{2}$.

⁸In the second period of the game a small firm considers G_i/k_i as a fix factor.

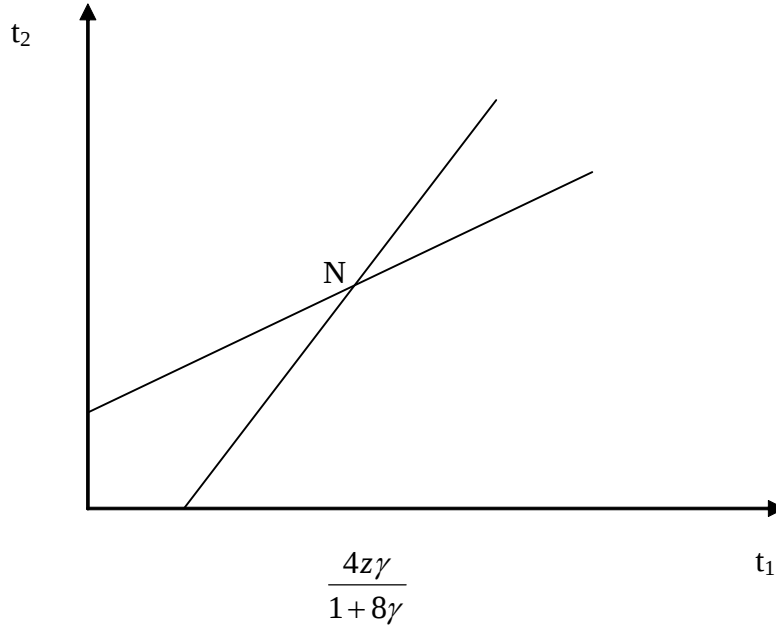


Figure 3.1: Reaction functions.

3.2 Open-loop Nash equilibrium

In this section we adopt an open-loop information structure, which is purely based on the initial state of the system and time.

The open-loop strategy relies on a "precommitment" among countries to pick a tax without any regard to the one chosen in the competing country during the game. The countries formulate their tax paths at the moment the system starts to evolve and those taxes cannot be changed once the system is running.

3.2.1 Basic structure

Let us modify the static model presented in Section 1 in the following way.

Over an infinity planning horizon the government's objective function can be written as:

$$\max W_i = \int_0^\infty [f(k_i, g_i) + (\theta_i \bar{k} - k_i) r] e^{-\rho \iota} d\iota \quad (3.15)$$

where ρ is the discount rate of the decision making and ι (iota) depicts time.⁹

The second change in the model is the government budget constraint. In a dynamic setting, changes in tax revenue must be associated to budget deficits or surpluses of the government. In other words, when the government is spending more than its tax revenue, resources should increase to finance the budget gap (similarly in the opposite direction). Therefore, the budget constraint can be written:

$$\dot{(t_i k_i)} = G_i - t_i k_i \quad (3.16)$$

Deriving the LHS of (3.16) with respect to time and rearranging terms, we can express an equation of motion for the tax rate:

$$\dot{t_i} = \underbrace{\left(\frac{1}{1 + \varepsilon} \right)}_{\psi} \left(\frac{G_i}{k_i} - t_i \right) \quad (3.17)$$

where $\psi = 1/(1 + \varepsilon)$,¹⁰ and ε is the elasticity of capital with respect to the tax rate (an elasticity of capital greater than -1 assures to be on the upwards portion of Laffer's curve, $0 > \varepsilon > -1$).¹¹

⁹We restrict to a case of infinite-planning horizon with free terminal state variable and $t > 0$.

¹⁰ $\psi \in (0, \infty)$ is a usually encountered adjustment speed parameter.

¹¹Expression (3.17) is derived as following:

$$\dot{(t_i(\iota) k_i(t(\iota)))} = (G_i - k_i t_i)$$

where total tax revenues should evolve according to total deficits or surpluses. The LHS is equal to:

$$\begin{aligned} \dot{t} \left(\frac{\partial k_i}{\partial t_i} t_i + k_i \right) &= (G_i - k_i t_i) \\ \dot{t} &= \frac{1}{k_i(1 + \varepsilon)} (G_i - k_i t_i) \\ \dot{t} &= \frac{1}{(1 + \varepsilon)} (g_i - t_i) \end{aligned}$$

For the sake of simplicity (and tractability of the feed-back solution in next section), we consider the ratio of public good provision to capital ($g_i = G_i/k_i$) as the instrument governments control in the optimization process.

Under those assumptions, we present the following well-known result:

Proposition 1 *The open-loop equilibrium equals the static Nash equilibrium when the elasticity of capital with respect to the tax rate is -1 or the discount rate equals zero (Ramsey's planner).¹²*

Proof. See Appendix A. ■

When capital instantaneously adapts in equal proportion to a change in the tax rate, the government is unable to collect further tax revenue. Therefore, the budget constraint must be in equilibrium. Taking the tax rate of the competing country as given at its initial level (open-loop information structure), the game adopts a form similar to the static version of Section 1. Indeed, the Nash equilibrium must coincide with the equilibrium level (3.10) of Section 1.4.

On the other hand, with a Ramsey's planner a government is indifferent between current and future generations, not seeking to favor the current society. The objective function is just the sum of GNP per capita in each period without any discount rate. Therefore, the government will set the tax rate at the same level as in the static case for each period.

3.2.2 Particular form

As in Section 1.5, we make use of a particular production function in order to work with a linear-quadratic structure.

Replacing the specific functional form in the objective function over an infinite planning horizon and using (3.12), the open-loop Nash equilibrium can be determined defining the current-value Hamiltonian for country 1 (similarly for country 2):

$$H(t_1, g_1, \lambda_1, \iota) = -16\gamma g_1^2 - 3t_1^2 + 2t_1 t_2 + t_2^2 + 16\gamma z g_1 + \lambda_1 \psi(g_1 - t_1)$$

¹²Ramsey argues that it is ethically indefensible for the current-generation planner to discount the utility of future generations: "we do not discount later enjoyments in comparison with earlier ones, a practice which is ethically indefensible and arises merely from the weakness of the imagination" (Ramsey (1928)[18], p. 543).

Necessary conditions for equilibrium are (3.17) and:

$$\frac{\partial H}{\partial g_1} = -32\gamma g_1 + \psi\lambda + 16\gamma z = 0 \quad (3.18)$$

$$\dot{\lambda}_1 = \rho\lambda - \frac{\partial H}{\partial t_1} = \lambda(\psi + \rho) + 6t_1 - 2t_2 \quad (3.19)$$

Differentiating with respect to time (3.18) and using (3.18) and (3.19) yields:

$$\dot{g}_1 = \frac{\psi}{32\gamma} \left[\frac{16\gamma}{\psi} (2g_1 - z)(\psi + \rho) + 6t_1 - 2t_2 \right]$$

In view of the symmetric structure of the game we look for a symmetric equilibrium where $g_1 = g_2$ and $t_1 = t_2$.¹³ At the steady state we must have $\dot{t}_1 = \dot{g}_1 = 0$, and therefore the open-loop Nash equilibrium is:

$$t^{ol} = \frac{4\gamma z(\psi + \rho)}{\psi + 8\gamma(\psi + \rho)} \quad (3.20)$$

Letting $\varepsilon \rightarrow -1$ ($\psi \rightarrow \infty$) (or $\rho \rightarrow 0$) we obtain the static Nash equilibrium:

$$t^{ol} = \frac{4\gamma z}{1 + 8\gamma} = t$$

On the other hand, letting $\varepsilon \rightarrow 0$ ($\psi \rightarrow 0$) (or $\rho \rightarrow \infty$) we find the tax level of a closed economy $t = \frac{z}{2}$.

However, the elasticity of capital with respect to the tax rate can be precisely calculated at the equilibrium in this particular case. Using (3.20), we find that:

$$\varepsilon = -\frac{k^*(1 + 8\gamma + 8\gamma\rho) + \rho z - \sqrt{[k^*(1 + 8\gamma + 8\gamma\rho) + \rho z]^2 - 32k^*\gamma\rho z(1 + \rho)}}{16k^*\gamma\rho}$$

It is clear that the elasticity depends on the parameters of the model, particularly those of the production function. For example, the elasticity is equal to -1 whenever $k^* = \frac{z}{1+8\gamma}$ and $\varepsilon > -1$ if $k^* > \frac{z}{1+8\gamma}$.

¹³Engwerda (2007)[9] provides necessary and sufficient conditions under which a linear quadratic differential game with an infinite planning horizon has a unique open-loop Nash equilibrium. The present structure can be shown to satisfy those conditions and the equilibrium proposed here is therefore the unique equilibrium of the game.

3.3 Feed-back Nash equilibrium

A feed-back strategy is one which allows a player to choose his actions depending on the current value of the state variables (but cannot recall any of the previous values).

In order to obtain analytical results, we rely on a simple structure. Using the quadratic production function proposed in Section 1.5 and replacing in the objective function (3.15), we obtain a linear-quadratic form. Under those assumptions, we can state the following proposition:

Proposition 2 *The capital tax feed-back Nash equilibrium in an open-economy is higher than its open-loop and static Nash equilibrium counterparts when the elasticity of capital with respect to the tax rate is -1 or the discount rate equals zero.*

Proof. See Appendix B. ■

In the previous section we showed that the open-loop equilibrium coincides with the static Nash equilibrium. However, when governments observe at every point in time the evolution of taxes at home and abroad, and can use the public good to control its motion (feed-back strategy), they will end up with a higher level of public good provision and capital taxation. In order to understand the idea we have to think that if one country increases its public input, the tax rate in the country must go up and capital will move to the alternative location. If that second country has time to react (feed-back strategy), it will observe its capital inflow and will align the marginal social benefit with the marginal social cost increasing its public input. This raises the tax rate in that second country and capital will move to the first country, where the reaction may begin again. In the opposite direction, if one country lowers its public input (and therefore it lowers the tax rate), the second one will suffer a capital outflow. In order to limit that effect, the second country must decrease its public input as well, but in doing so, it also decreases its local production. For that latter reason, the downside potential of the public input is limited. When the second country decreases its public input, the tax rate in the country decreases and capital is attracted. The first country suffers a capital outflow and the reaction may begin again.

In Appendix B we show that the feed-back Nash equilibrium letting $\varepsilon \rightarrow$

-1 ($\psi \rightarrow \infty$) (or $\rho \rightarrow 0$) is given by:

$$t^{fb} = \frac{4\gamma z \left(1 + \frac{\frac{3}{2} + 8\gamma}{\sqrt{1 + 20\gamma + 64\gamma^2}} \right)}{1 + 8\gamma + \sqrt{1 + 20\gamma + 64\gamma^2}}$$

which can be easily proved to be higher than t^{ol} . On the other hand, letting $\varepsilon \rightarrow 0$ ($\psi \rightarrow 0$) (or $\rho \rightarrow \infty$) we find again the tax level of a closed economy $t = \frac{z}{2}$.

3.4 Conclusions

In this paper we have shown that the Nash equilibrium of a tax competition model may be found at a higher level under a feed-back strategy than under an open-loop strategy or a static model.

A feed-back strategy corresponds to a situation of proper competition between countries. Each country knows the exact state of the system at every point in time and has time to react to each other policies. On the contrary, an open-loop strategy is assimilated to a static model given that each government only observes the initial state of the game, and bases its strategy exclusively on that information.

An open question remains in knowing what would be the feed-back Nash equilibrium if the public input affects the attractiveness of capital to a country through equation (3.1). However, that task would certainly demand to rely on simulations and we would likely face a multiplicity of equilibria.

Bibliography

- [1] D. Becker. Dynamic tax competition and public-sector modernisation. *Thünen-Series of Applied Economic Theory*, Working Paper N 56, 2005.
- [2] J. Brueckner and L. Saavedra. Do local governments engage in strategic property-tax competition? *National Tax Journal*, 54:203–229, 2001.
- [3] R. Cardarelli, E. Taugourdeau, and J-P. Vidal. A repeated interactions model of tax competition. *Journal of Public Economic Theory*, 4 (1):19–38, 2002.
- [4] A. Chiang and K. Wainwright. *Fundamental Methods of Mathematical Economics*. McGraw-Hill, 2005.
- [5] D. Coates. Property tax competition in a repeated game. *Regional Science and Urban Economics*, 23:111–119, 1993.
- [6] R. de Mooij and S. Ederveen. Taxation and foreign direct investment: A synthesis of empirical research. *International Tax and Public Finance*, 10:673–693, 2003.
- [7] E. Dockner, S. Jorgensen, N. Van Long, and G. Sorger. *Differential Games in Economics and Management Science*. Cambridge University Press, 2006.
- [8] J. Engwerda. *LQ Dynamic Optimization and Differential Games*. Wiley, 2005.
- [9] J. Engwerda. Uniqueness conditions for the affine open-loop linear quadratic differential game. *Automatica*, (forthcoming), 2007.
- [10] M. Hanig. *Differential Gaming Models of Oligopoly*. PhD thesis, Massachusetts Institute of Technology, 1986.

- [11] R. Isaacs. Games of pursuit. *RAND Corporation*, Paper P-257, 1951.
- [12] J. Itaya, M. Okamura, and C. Yamaguchi. Asymmetric tax competition in a repeated game setting. *mimeo*, 2006.
- [13] C. Fershtman Adn M. Kamien. Dynamic duopolistic competition with sticky prices. *Econometrica*, 55 (5):1151–1164, 1987.
- [14] S. Krogstrup. What do theories of tax competition predict for capital taxes in EU countries? A review of the tax competition literature. *HEI Working Paper*, 05, 2002.
- [15] D. Laussel and M. Le Breton. Existence of nash equilibria in fiscal competition models. *Regional Science and Urban Economics*, 28:283–296, 1998.
- [16] M. Makris. Dynamic capital tax competition. *mimeo*, 2005.
- [17] S. Peralta and T. Van Ypersele. Coordination of capital taxation among asymmetric countries. *Regional Science and Urban Economics*, 36:708–726, 2006.
- [18] F. Ramsey. A mathematical theory of saving. *The Economic Journal*, 38:543–559, 1928.
- [19] S. Reynolds. Capacity investment, preemption and commitment in an infinite horizon model. *International Economic Review*, 28:69–88, 1987.
- [20] F. Ruiz. Tax competition with imperfect capital movements and tax bands convergence. *mimeo*, 2007.
- [21] H-W Sinn. The selection principle and market failure in systems of competition. *Journal of Public Economics*, 66:247–274, 1997.
- [22] D. Wildasin. Nash equilibria in models of fiscal competition. *Journal of Public Economics*, 35:229–240, 1988.
- [23] D. Wildasin. Fiscal competition in space and time. *Journal of Public Economics*, 87:2571–2588, 2003.
- [24] J. Wilson. Theories of tax competition. *National Tax Journal*, 52:269–304, 1999.

3.5 Appendix A. Proof. Proposition 1.

Proof. The open-loop Nash equilibrium can be determined defining the current-value Hamiltonian for country i :

$$H(t_i, g_i, \lambda_i, \iota) = f(k_i, g_i) + (\theta_i \bar{k} - k_i) r + \lambda_i \psi(g_i - t_i)$$

Necessary conditions for equilibrium are (3.17) and:

$$\frac{\partial H}{\partial g_1} = f'_{g_i} + \lambda_i \psi = 0 \quad (3.21)$$

$$\dot{\lambda}_i = \rho \lambda_i - \frac{\partial H}{\partial t_i} = \rho \lambda_i - f'_{k_i} \frac{\partial k_i}{\partial t_i} + \frac{\partial k_i}{\partial t_i} r - \frac{\partial r}{\partial t_i} (\theta_i \bar{k} - k_i) + \lambda_i \psi \quad (3.22)$$

Equation (3.21) has the usual interpretation that each country determines its public good provision to a level where the social marginal benefit is equal to the social marginal cost.

In view of the symmetric structure of the game we look for a symmetric equilibrium where $g_1 = g_2$ and $t_1 = t_2$. At the steady state we must have $\dot{t}_1 = \dot{g}_1 = 0$, and using (3.1), (3.21) and (3.22), the open-loop Nash equilibrium is:

$$t^{ol} = \frac{-f'_{g_i} \left(\frac{\rho}{\psi} + 1 \right)}{\frac{\partial k_i}{\partial t_i}}$$

Letting $\varepsilon \rightarrow -1$ ($\psi \rightarrow \infty$) (or $\rho \rightarrow 0$) we obtain the static Nash equilibrium:

$$t^{ol} = \frac{-f'_{g_i}}{\frac{\partial k_i}{\partial t_i}} = t$$

■

3.6 Appendix B. Proof. Proposition 2.

Proof. The game presented in Section 3 has a feed-back Nash equilibrium if and only if a set of coupled algebraic Riccati equation of the form

$$\begin{aligned} 0 &= -(A - S_2 K_2)^T K_1 - K_1 (A - S_2 K_2) + K_1 S_1 K_1 - Q_1 - K_2 S_{21} K_1 \\ 0 &= -(A - S_1 K_1)^T K_2 - K_2 (A - S_1 K_1) + K_2 S_2 K_2 - Q_2 - K_1 S_{12} K_1 \end{aligned} \quad (3.23)$$

have a set of stabilizing solutions. Where the stability requirement demands that the matrix $A - S_1 K_1 - S_2 K_2$ must be stable (negative eigenvalues). See Appendix C and D for an intuition of those conditions.

The system (3.23) has in general multiple solutions. The stability condition allows us to find only the stable solutions. In a way, we suppose the system is temporarily out of equilibrium, but it remains close to the origin.

For the structure of this model the matrices are defined as

$$\begin{aligned}
 K_1 &:= \begin{bmatrix} l_1 & l_2 & l_3 \\ l_2 & l_4 & l_5 \\ l_3 & l_5 & l_6 \end{bmatrix}, K_2 := \begin{bmatrix} m_1 & m_2 & m_3 \\ m_2 & m_4 & m_5 \\ m_3 & m_5 & m_6 \end{bmatrix} \\
 Q_1 &= \begin{bmatrix} 3 & -1 & 0 \\ -1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & -4\gamma z^2 \end{bmatrix}, Q_2 = \begin{bmatrix} -1 & -1 & 0 \\ -1 & 3 & 0 \\ 0 & 0 & -4\gamma z^2 \end{bmatrix} \\
 A &= \begin{bmatrix} -\psi - \frac{\rho}{2} & 0 & \frac{\psi z}{2} \\ 0 & -\psi - \frac{\rho}{2} & \frac{\psi z}{2} \\ 0 & 0 & -\frac{\rho}{2} \end{bmatrix} \\
 S_1 &:= \begin{bmatrix} \frac{\psi^2}{16\gamma} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, S_2 := \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{\psi^2}{16\gamma} & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}; S_{12} = S_{21} = 0
 \end{aligned}$$

Note that introducing the variables $R_{11} = R_{22} = 16\gamma$, $B_1^T = [\psi \ 0 \ 0]$, $B_2^T = [0 \ \psi \ 0]$, $x^T(\iota) := e^{-\frac{1}{2}\rho\iota} [t_1(\iota) \ t_2(\iota) \ 1]$ and $u_i(\iota) := e^{-\frac{1}{2}\rho\iota} (g_i(\iota) - \frac{z}{2})$, the equivalent objective function for the minimization problem is:

$$W_i = \int_0^\infty \left[x^T(\iota) Q_i x(\iota) + u_i(\iota)^T R_{11} u_i(\iota) \right] d\iota$$

subject to the dynamics:

$$\dot{x}(\iota) = Ax(\iota) + B_1 u_1(\iota) + B_2 u_2(\iota)$$

Solving in (3.23), the Riccati equations reduce to the following twelve expressions:

$$0 = \psi^2(l_1^2 + 2m_2l_2) + 16\gamma(-3 + 2\psi l_1 + l_1\rho) \quad (3.24)$$

$$0 = \psi^2(m_4^2 + 2m_2l_2) + 16\gamma(-3 + 2\psi m_4 + m_4\rho) \quad (3.25)$$

$$0 = \psi^2(l_2^2 + 2m_4l_4) + 16\gamma(1 + 2\psi l_4 + l_4\rho) \quad (3.26)$$

$$0 = \psi^2(m_2^2 + 2m_1l_1) + 16\gamma(1 + 2\psi m_1 + m_1\rho) \quad (3.27)$$

$$0 = \psi^2(m_4l_2 + l_1l_2 + m_2l_4) + 16\gamma(1 + 2\psi l_2 + l_2\rho) \quad (3.28)$$

$$0 = \psi^2(m_2(m_4 + l_1) + m_1l_2) + 16\gamma(1 + 2\psi m_2 + m_2\rho) \quad (3.29)$$

$$0 = \psi^2(m_5l_2 + l_1l_3 + m_2l_5) + 16\gamma l_3\rho + 8\psi\gamma(2l_3 - (l_1 + l_2)z) \quad (3.30)$$

$$0 = \psi^2(m_4m_5 + m_3l_2 + m_2l_3) + 16\gamma m_5\rho + 8\psi\gamma(2m_5 - (m_2 + m_4)z) \quad (3.31)$$

$$0 = \psi^2(l_2l_3 + m_5l_4 + m_4l_5) + 16\gamma l_5\rho + 8\psi\gamma(2l_5 - (l_2 + l_4)z) \quad (3.32)$$

$$0 = \psi^2(m_2m_5 + m_3l_1 + m_1l_3) + 16\gamma m_3\rho + 8\psi\gamma(2m_3 - (m_1 + m_2)z) \quad (3.33)$$

$$0 = \psi^2(l_3^2 + 2m_5l_5) - 16\psi\gamma(l_3 + l_5)z + 16\gamma(l_6\rho + 4\gamma z^2) \quad (3.34)$$

$$0 = \psi^2(m_5^2 + 2m_3l_3) - 16\psi\gamma(m_3 + m_5)z + 16\gamma(m_6\rho + 4\gamma z^2) \quad (3.35)$$

While the roots of the matrix $A - S_1K_1 - S_2K_2$ are:

$$\begin{aligned} & -\frac{\rho}{2} \\ & \frac{-32\psi\gamma^2 - \psi^2\gamma(m_4 + l_1) - \sqrt{\psi^4\gamma^2(m_4^2 - 2m_4l_1 + l_1^2 + 4k_2l_2) - 16\gamma^2\rho}}{32\gamma^2} \\ & \frac{-32\psi\gamma^2 - \psi^2\gamma(m_4 + l_1) + \sqrt{\psi^4\gamma^2(m_4^2 - 2m_4l_1 + l_1^2 + 4k_2l_2) - 16\gamma^2\rho}}{32\gamma^2} \end{aligned}$$

and the stability requirement demands:

$$-\frac{16\gamma}{\psi^2} (2\psi + \rho) < m_4 + l_1$$

and

$$l_2m_2 < \frac{-\psi^2(m_4 - l_1)^2 + (32\psi\gamma + \psi^2(m_4 + l_1) + 16\gamma\rho)^2}{4\psi^2}$$

We can solve the set of equations (3.24)-(3.35) in the following way. Subtracting equation (3.24) from equation (3.25) gives:

$$(l_1 - m_4) \left[(l_1 + m_4) + \frac{16\gamma}{\psi^2} (2\psi + \rho) \right] = 0$$

where from the stability requirement, the term in square brackets is positive, and therefore $l_1 = m_4$. In a similar manner, subtracting equation (3.26) from equation (3.27) and equation (3.28) from equation (3.29), it simultaneously demands $l_4 = m_1$ and $l_2 = m_2$. It follows next that subtracting equation (3.28) from equation (3.26), $l_2 = l_4$ or $l_2 = 2l_1 + \frac{16\gamma}{\psi^2} (2\psi + \rho)$. However, the latter expression does not satisfy the stability condition and therefore $l_2 = l_4$. Operating in a similar form, we can show that $l_3 = m_5$ and $l_5 = m_3$.

This let us dealing with a system of four equations from where we obtain four different values for (l_1, l_2, l_3, l_5) , but only one satisfying the stability condition. Hence, the feed-back strategy has only one stable Nash equilibrium.

The equilibrium actions can be found from $u_i = -R_{ii}^{-1} B_i^T K_i x$ or rewriting it in the original variables we have (similar for country 2):

$$g_1 = -\frac{\psi}{16\gamma} (l_1 t_1 + l_2 t_2 + l_3) + \frac{z}{2}$$

The resulting dynamics is:

$$\dot{t}_1 = \psi \left(-\frac{\psi}{16\gamma} (l_2 t_2 + l_3) + \frac{z}{2} \right) - \psi t_1 \left(1 + \frac{\psi l_1}{16\gamma} \right)$$

And at the symmetric equilibrium $t_1 = t_2$, we infer that the feedback equilibrium converges to the stationary value:

$$t = \frac{-\frac{\psi}{16\gamma} l_3 + \frac{z}{2}}{\frac{\psi}{16\gamma} (l_1 + l_2) + 1}$$

Replacing with the values previously found and letting $\psi \rightarrow \infty$ ($\varepsilon \rightarrow -1$) (or $\rho \rightarrow 0$) we obtain:

$$t^{fb} = \frac{4\gamma z \left(1 + \frac{\frac{3}{2} + 8\gamma}{\sqrt{1 + 20\gamma + 64\gamma^2}} \right)}{1 + 8\gamma + \sqrt{1 + 20\gamma + 64\gamma^2}}$$

which can be easily shown to be higher than t^{ol} . On the other hand, letting $\psi \rightarrow 0$ ($\varepsilon \rightarrow 0$) (or $\rho \rightarrow \infty$) we find again the tax level of a closed economy $t = \frac{z}{2}$. ■

3.7 Appendix C.

In this appendix we provide the intuition why the feed-back Nash equilibrium is solved through the coupled algebraic Riccati equations (3.23).

In a linear-quadratic differential game, for two countries, the objective function of a government is the minimization of the expression (similarly for country 2):

$$W_1(u_1, u_2) = \int_0^\infty \left[\frac{1}{2} x^T(\iota) Q_1 x(\iota) + \frac{1}{2} u_1^T(\iota) R_{11} u_1(\iota) + \frac{1}{2} u_2^T(\iota) R_{12} u_2(\iota) \right] d\iota \quad (3.36)$$

subject to the linear differential equation which describes the evolution of the state variable:

$$\dot{x}(\iota) = Ax(\iota) + B_1 u_1(\iota) + B_2 u_2(\iota) \quad (3.37)$$

All matrices in the objective function W_1 are symmetric and R_{11} is positive definite.

The Hamiltonian for player 1 is:

$$H_1 = \frac{1}{2} x^T Q_1 x + \frac{1}{2} u_1^T R_{11} u_1 + \frac{1}{2} u_2^T R_{12} u_2 + \lambda_1^T (Ax + B_1 u_1 + B_2 u_2) \quad (3.38)$$

The optimal control in feed-back form is:¹⁴

$$u_i(\iota) = -R_{ii}^{-1} B_i^T K_i x(\iota) \quad (3.39)$$

this is obtained from trying to find a solution for the co-state variable of the form:

$$\lambda_i = K_i x(\iota) \quad (3.40)$$

Differentiating with respect to time (3.40) and using (3.37) we obtain:

$$\dot{\lambda}_1 = K_1 Ax + K_1 B_1 u_1 + K_1 B_2 u_2$$

¹⁴See a proof. in Theorem 5.14, p. 197, Engwerda (2005)[8]. This resolution is completely equivalent to write the Bellman equation $0 = \min \left[\frac{1}{2} x^T Q_1 x + \frac{1}{2} u_1^T R_{11} u_1 + \frac{1}{2} u_2^T R_{12} u_2 + \frac{\partial V_1}{\partial x} (Ax + B_1 u_1 + B_2 u_2) \right]$. Postulating the value function of the form $V_1 = \frac{1}{2} x^T K_1 x$, substituting the quadratic value function and carrying out the minimization yields eq. (3.39). Substituting this back into the Bellman equation one obtains the Riccati equation (3.23).

Replacing with (3.39):

$$\dot{\lambda}_1 = K_1 A x + K_1 B_1 R_{11}^{-1} B_1^T K_1 x + K_1 B_2 R_{22}^{-1} B_2^T K_2 x \quad (3.41)$$

On the other hand, the Hamiltonian (3.38) must satisfy the condition:

$$\dot{\lambda}_1 = -\frac{\partial H_1}{\partial x} - \frac{\partial H_1}{\partial u_2} \frac{\partial u_2}{\partial x} \quad (3.42)$$

Deriving and substituting with (3.39) and (3.40) we obtain:

$$\dot{\lambda}_1 = -Q_1 x - A^T K_1 x - K_2 B_2 R_{22}^{-1} R_{12} R_{22}^{-1} B_2^T K_1 x + (B_2 R_{22}^{-1} B_2^T K_2)^T K_1 x \quad (3.43)$$

Equating (3.41) and (3.43) and defining $S_i = B_i R_{ii}^{-1} B_i^T$ and $S_{ij} = B_i R_{ii}^{-1} R_{ji} R_{ii}^{-1} B_i^T$ we obtain the first Riccati equation (3.23). In other words, if there exists a solution of the form $\lambda_i = K_i x(\iota)$, then K_i must satisfy the Riccati equations (3.23).¹⁵

An equivalent argument is as following. Assume that the optimal control in feed-back form for country 2 is given by (3.39). Replacing in a generalized objective function (3.36) we can write:

$$W_1(u_1, u_2^*) = \int_0^\infty \left[x^T (Q_1 + K_2 B_2 R_{22}^{-1} R_{12} R_{22}^{-1} B_2^T K_2) x(\iota) + u_1(\iota)^T R_{11} u_1(\iota) \right] d\iota$$

subject to the system:

$$\dot{x}(\iota) = (A - S_2 K_2) x(\iota) + B_1 u_1(\iota)$$

Theorem 5.14 in Engwerda (2005)[8], p. 197, shows that the above minimization problem has a minimum if and only if the algebraic Riccati equation (3.23) has a symmetric stabilizing solution K_1 . If the linear quadratic control problem has a solution, then the solution is uniquely given by the optimal control in feedback form (3.39). We refer the reader directly to that book for the simple proof of the theorem.

¹⁵Note that multiplying the objective function by 2 we obtain the same Riccati equation. Given that we should multiply by two R_{ii}^{-1} in the optimal feed-back form $(2R_{ii})^{-1}$, but then it simplifies looking for a solution in the form $\lambda_i = 2K_i x(\iota)$. And the optimal control expression (3.39) remains the same.

3.8 Appendix D.

The stability requirement is derived from the dynamical system $\dot{x}(\iota) = Ax(\iota) + B_1u_1(\iota) + B_2u_2(\iota)$ which must be stable. Replacing the optimal control feed-back (3.39) in the previous expression and using the definition $S_i = B_iR_{ii}^{-1}B_i^T$ we obtain that $A - S_1K_1 - S_2K_2$ must be stable. The dynamical system is stable if the characteristic roots are all negatives.¹⁶

¹⁶See for instance Chiang and Wainwright (2005)[4].

Chapter 4

Is there evidence of strategic corporate tax interaction among EU countries?

Fernando M. M. Ruiz¹² and Marcel Gérard³

Abstract

In this paper we empirically investigate whether EU countries set their corporate tax interdependently and, at the same time, we examine which space may be relevant in the construction of this association. Our findings indicate the presence of tax interdependency among the EU-15 in statutory and effective corporate taxes based on the tax codes. Moreover, corporate taxes in the EU-15 seem to suffer from common external shocks. Finally, we link those results with an alternative approach of tax convergence.

Keywords: *Tax mimicking, tax competition, spatial panel, panel unit root test.*

¹Address: Chaussée de Binche 151, B-7000 – Mons (Belgium). Tel.: +32-65-323448; fax: +32-65-323365; e-mail: fernando.ruiz@fucam.ac.be

²I thank Sonia Paty, Hubert Jayet, Paul Elhorst and participants at the 5th Spatial Econometric and Statistics Workshop and 5th Journées d'économie publique Louis-André Gérard-Varet for valuable comments. This paper was completed while I was at the EHES - GREQAM Marseille. That stay was possible thanks to a grant of the Belgian FNRS and the IAP 5/26.

³Marcel Gérard is also affiliated with the University of Louvain, CESifo and IDEP.

JEL: *H73, H70.*

One important contribution in economic theory in the last years has been the study of strategic tax interactions among jurisdictions. Those theoretical processes are assumed to be due to yardstick competition or tax competition. On the one hand, yardstick competition explains that voters may evaluate the decision of their policy makers by comparing similar policies in neighbouring regions. Under those circumstances, governments may be forced to emulate each other leading to uniformity in taxes. On the other hand, tax competition argues that in open economies "independent governments engage in wasteful competition for scarce capital through reductions in tax rates and public expenditure level", Wilson (1999)[64]. Nevertheless, both models arrive to the same conclusions: taxes depend on own countries characteristics and taxes in neighbouring countries.

In the first part of this article, we examine whether those tax interactions are present in the EU-15 using different effective tax rates on corporations. Moreover, we analyze which space might be relevant in the determination of tax reaction functions across countries.

Our results indicate that strategic interactions among European countries are rather scarce. Two notable exceptions are the effective taxes based on the tax codes and the statutory corporate taxes. Their spatial interaction mainly support the idea of tax competition, given that, as Redoano (2003)[49] points out, "Corporate taxes mainly affect firms' location and investments but only a minority of voters, therefore any strategic behavior by governments should be related to tax competition to attract tax base rather than yardstick competition to attract voters". Furthermore, we observe that the EU-15 acts as a block suffering common external shocks.

In a second part, we link the classical specification of tax interactions to an alternative approach of tax convergence proposed by Ashworth and Heyndels (2001)[7], Ruiz (2006)[55] and Stewart and Webb (2006)[61]. The central idea is to observe tax competition as an adjustment process, which requires the tax series to settle around a stationary level. In other words, tax competition demands a gradual adjustment of return to an equilibrium level. Our empirical results in that section provide a broader view of tax competition.

There exists a widespread belief among politicians and many academic researchers that an increasing openness or globalization of the economies is

leading countries to a race to the bottom in corporate taxation (European Commission, 2001[21]).

Several papers have confronted that question with available data. Slemrod (2004)[57] found that "measures of openness are negatively associated with statutory corporate rates, although not with revenues collected as a fraction of GDP". Other studies support those findings, though some others arrive to different results. Among the supporters of a negative association, we also find: Rodrik (1997)[53] who shows that taxes on capital for OECD countries during the period 1965-91 respond negatively to increases in openness, while taxes on labor respond positively; Swank and Steinmo (2002)[62] who show that capital mobility and trade are associated with cuts in statutory corporate tax rates; and Winner (2005)[65] who finds that capital mobility exerts a negative impact on capital tax burden, and a positive one on labor tax burden. On the opposite side, we have studies such as Quinn (1997)[48] finding significant evidence that capital account liberalization is positively associated with corporate taxation. Nevertheless, some other works observe that globalization is unrelated with corporate taxation (Garrett, 1998)[31].

The main drawback of those kinds of studies in an economic area such as the European Union, where restrictions to the movement of capital have been eliminated, is the interpretation of the parameter "openness". This term cannot carry any meaning in a by definition open internal market economy. For that reason, instead of analyzing a consequence (or a derived result) of a tax competition model, we will examine the real grounds over which that model is based, i.e. whether governments in setting their corporate tax rate consider taxes in neighbouring countries.

As a direct way to validate the hypothesis, models of yardstick and tax competition usually propose an equilibrium level, which can be empirically tested through tax reaction functions (see for example Brueckner (2003)[14]). That same line will be followed in the empirical estimation of this article. However, one point must be clear at this stage. The presence of those interactions does not tell us the direction taxes take. They only indicate that governments consider in their decision process the policies of their neighbours or competing countries. They do not provide any information of a race to the bottom or stabilization around another stationary level.

There exists a small recent literature attempting to estimate tax reaction functions of national governments competing against other national governments. The results of that literature are summarized in Figure 4.1, highlighting the presence of strategic interactions among countries. Among

	D., L. and R. (2002) EATR	R. (2003) Corporate Stat. tax	A. and G. (2002) SGDP	B., G. and K. (2002) SGDP
Inv. dist. weight	Yes (+)	Yes (+)	Yes (+)	---
GDP weight	Yes (+)	Yes (+)	---	---
GDP per capita weight	---	No	---	---
OECD equal weight	---	---	---	Yes (+)

Figure 4.1: Are there strategic interactions among countries?

those papers, we come upon the work of Devereux, Lockwood and Redoano (2002)[24], finding evidence that OECD countries with relatively high effective average tax rates (EATR) tend to respond more strongly to tax rates in other countries. On the other hand, they only find weak evidence that countries compete over effective marginal tax rates (EMTR). In other words, their study finds positive reaction functions using EATRs and considering as neighbours those countries close in geographical distance and GDP. Similarly, Redoano (2003)[49] finds evidence that tax competition mainly occurs with geographically close countries, showing the same positive effects as the previous study, using statutory tax rates, but no evidence of strategic interactions when considering GDP per capita. Altshuler and Goodspeed (2002)[1], obtain a positive Nash reaction function for European countries using corporate tax revenue over GDP (SGDP) and countries close in geographical distance, but no reaction with respect to labor taxes. They also suggest that over time, European countries have competed more intensely with the US in corporate taxes, but less intensely among themselves. Finally, Besley, Griffith and Klemm (2001)[10], observe that taxes on mobile factors in OECD countries react more than taxes on less mobile factors considering corporate tax revenue over GDP (SGDP) and giving equal weight to all countries.

Several other works examine strategic interactions within a country. Without being exhaustive, a summary of papers for the US is the following: Ladd (1992)[37] shows that tax mimicking appears among neighbouring counties; Kelejian and Robinson (1993)[36] indicate that public expenditure positively influence neighbours considering a large number of counties; Anderson and Wassmer (1995)[2] find an emulation effect of property tax abatement offers among municipalities in metropolitan Detroit; Brueckner (1998)[13] provides evidence on strategic interaction among local governments in California; Brueckner and Saavedra (2001)[15] investigate local property tax competition in the Boston metropolitan area; Case, Rosen and Hines (1993)[18] observe that states' expenditures depend on the spending of neighbouring states;

Figlio, Kolpin and Reid (1999)[29] explore the degree to which states simultaneously set welfare benefits; Besley and Case (1995)[9] provide evidence of yardstick competition among states; Rork (2003)[54] disaggregates Besley and Case tax measure into its individual components, and observes how those taxes mimic neighbouring states; Esteller-Moré and Solé-Ollé (2001)[27] find vertical interdependence of taxes. For other countries we also have a large empirical literature: Brett and Pinkse (2000)[12] find some evidence that municipalities in the province of British Columbia (Canada) react to increases in business property tax rates of their neighbours, although they argue against the presence of competition for capital; Hayashi and Boadway (2001)[32] observe significant vertical and horizontal tax interactions among Canadian provinces; Revelli (2001)[50] tests for mimicky in local tax setting in English districts; Revelli (2003)[51] explores horizontal and vertical fiscal interactions at the level of English local governments; Bordignon, Cerniglia and Revelli (2003)[11] test for fiscal interaction arising from yardstick competition among Italian local governments; Heyndels and Vuchelen (1998)[33] and Richard, Tulkens and Verdonck (2002)[52] present evidence of tax mimicking among Belgian municipalities; Buettner (2001)[17] identifies strategic business tax interactions among German local jurisdictions; Solé-Ollé (2003)[58] confirms the presence of tax mimicking behavior among Spanish municipalities; Feld and Reulier (2005)[28] provide evidence on strategic tax setting by Swiss cantonal governments; Dubois, Leprince and Paty (2005)[25], Paty (2006)[45], Jayet, Paty and Pentel (2002)[34], Leprince, Paty and Reulier (2005)[39], Leprince, Madiès and Paty (2005)[38] and Charlot and Paty (2005)[19] observe strategic tax interactions among local French jurisdictions.

The rest of the paper is structured as following. In section 1, we explore the equation used to detect strategic interactions. Section 2 presents the data and Section 3 the weighting schemes. In Section 4, we estimate a spatial panel and test its structure. Section 5 makes a link between a static and a dynamic tax competition model. In Section 6, we estimate a model of tax convergence. Finally, Section 7 summarizes our conclusions.

4.1 Tax reaction functions

The basic result of the tax competition literature states that the local capital tax rate should react to tax changes in other competing countries. The classical approach to empirically test this assumption has been to estimate

tax reaction functions (see Brueckner, 2003). The reaction function tries to capture how the magnitude of a tax, a decision variable of a government, depends on taxes set on other countries. In other words, the estimating equation may be written

$$t_i = \alpha + \beta \sum_{j \neq i} \varpi_{ij} t_j + X_i \theta + \epsilon_i \quad (4.1)$$

where t is the tax rate, α , β and θ vector are parameters to be estimated and ϵ is the error term. Additionally, we assign weights ϖ_{ij} indicating the possible influence of neighbouring taxes in the determination of the local tax.

Some main problems arise in the estimation of equation (4.1), notably the endogeneity of t_j 's and possible spatial error dependence (see Anselin, 1988[3]). We discuss those issues in Appendix A.

The second term on the RHS of equation (4.1) is referred to as the spatially lagged dependent variable, with associated autoregressive parameter β . If the slope of the estimated reaction function is non-zero we can speak of a strategic interaction among governments. In other words, a test on the absence of any spatial dependence is a test on the joint null hypothesis $H_0 : \beta = 0$ and $\lambda = 0$, where λ measures the spatial dependence in the error term. Typically, the tests are carried out looking for one kind of dependence and assuming the other to be absent. In one word, the null hypothesis in a spatial lag test is $H_0 : \beta = 0$, conditional upon $\lambda = 0$, and similarly, a test for spatial error dependence is $H_0 : \lambda = 0$, conditional upon $\beta = 0$.

In X we add a number of explanatory variables that affect the tax level and the payoff function of the country. However, we could hardly include all benefits for the countries like reciprocity or reputation when we examine this repeated game played by sovereign states, or more simply, the fairness norm used by the decision maker. As we mention in Appendix A, the omitted variables included in the error term are likely to be spatially dependent. For example, reciprocity value is by itself a multidirectional flow, probably being stronger among those entities with closer links. Ignoring this problem may cause a positive estimate of β , while in reality there is not strategic interaction, but only spatial error dependence.

Another important problem in this kind of studies is that the spatial dependence may transcend the boundaries of the data set. This edge effect is multidirectional in the sense that values outside the sample are not only influencing those available observations, but also are influenced by those in the sample. It is clear for our problem that EU corporate taxes are influencing

taxes outside the union, but at the same time, they are being influenced by those taxes. Nevertheless, we are expecting (assuming) that the effects of such actions are limited and less hurting because of the barriers imposed by the Union.

4.2 Data

The sample is composed of 4 different effective average capital tax rates⁴ plus the statutory corporate tax. The effective taxes try to summarize, in a way, the country's corporate tax system. Each of them has its pros and cons, and they are surely perfectible variables. Nevertheless, they represent examples of the four different kinds of average effective tax rates on capital presented in Ruiz and Gérard (2007)[56].

The first selected series (hereafter EATR) are the ones constructed by Devereux, Griffith and Klemm (2002)[23] available on line at www.ifs.org.uk, in Table A9, for 13 countries of the EU. A second series (hereafter BACH) were constructed following the same methodology as in Nicodème (2001)[43], as the ratio of taxes paid on gross operating profit. The sector chosen is that of the manufacturing enterprises for 11 countries of the EU. For the third series we work with data produced by Martinez-Mongay (2000) [42] (hereafter MM) for 15 EU countries. He calculated an effective capital income tax considering taxes on personal income from capital, taxes on corporate income and property taxes. Finally, we constructed series of corporate tax revenue expressed as percentage of GDP (hereafter SGDP) for 15 EU countries. A detailed description of how the series are constructed is given in Appendix B.

For our panel estimation of Section 4 and Section 6, we take the period 1982-2001 with EATR, 1982-2001 with the Statutory tax, 1991-2001 with BACH, 1979-2001 with MM and 1989-2001 with SGDP. As a set of control variables in Section 4, we include domestic socio-economic characteristics, which try to capture factors influencing the corporate tax rate. On the other hand, international pressures are implicitly taken into account in the design of strategic tax interactions among countries.

The first domestic explanatory variable is based in what Slemrod calls the folk theorem among tax policymakers: "all taxes have weaknesses, and the marginal social cost of the weaknesses increase with the tax system's

⁴Those variables are used in Ruiz (2006)[55].

reliance on any given tax. Therefore, revenues should be collected from a variety of taxes rather than a small number". Therefore, as an implication, if government spending increases, revenue needs to increase and corporate taxation should follow that tendency.

The second variable tries to capture the vision of many policymakers and voters, which observe the corporate taxation as an instrument for tax progressivity and redistribution. This tax, in fact, may allow a sort of resource redistribution among the population. Particularly, we use as a proxy for redistribution the fraction of population over 65 years old given that the higher their percentage, the higher the financing needs for pensions and health services.

The third variable searches to observe the size effect of a country. Several theoretical models such as Bucovetsky (1991)[16] analyze differences in the size of the competing countries, arriving to the conclusion that the larger the country the higher the tax rate it chooses.

The last variable tries to capture the effect of EU accession in the capital tax. Given that not all countries of our dataset were in the European Union at the beginning of the series, we expect that becoming a member increases the pressures of tax competition, inducing a change in the tax rate.

Variable	Description	Source
GEXP/GDP	Government final consumption expenditure divided by GDP	OECD
Po65/Po	Population +65 divided by total population	AMECO
Size	GDP divided by the sum of GDPs of the EU	AMECO
EU	Dummy variable, 1 = member of the EU	

Figure 4.2: Domestic socio-economic control variables.

In a preliminary version of this paper we considered other explanatory variables such as tax on labor, capital stock and net returns to capital. Those variables were not finally retained because of a possible endogeneity problem (other variables as FDI suffer a similar drawback). We also explored political variables, for example the percentage of left party legislative seats and left party cabinet portfolios. Likewise they were dropped from the estimation because they appeared not significant.⁵

⁵A Moran's I statistic was also estimated for two years showing a few significant results. Particularly, we found some spatial autocorrelation for taxes based on the tax codes at the beginning of the sample. Results can be obtained from the authors.

4.3 Weighting schemes

Uncertainty with respect to the proper specification of the spatial weight matrix is a fundamental problem in the study of strategic interactions, particularly, because we do not exactly know where international pressures come from. A potential problem of drawing inappropriate conclusions arises, as the specified weight matrix may not be the true weight matrix, or in other words, we have a problem of a priori finding the correct links of tax settings among countries (if there is one). Stetzer (1982)[60] illustrates how a misspecified weight matrix may result in inconsistent estimates and misleading inference. One potential solution may be the use of Getis-Ord statistic to endogenously detect spatial clustering. However, the use of that statistic on the small cross-sectional sample of our study does not shed additional light on the source of the spatial interaction among countries.

Although the weights imposed in (4.1) may seem arbitrary, we explore a variety of weighting schemes to establish which patterns of spatial interaction are relevant for the capital reaction function across countries (clearly a choice of different weights is likely to result in a different estimation for β , although, in all cases, the estimated coefficient must be smaller than one because of stability issues).⁶

A panel version of model (4.1) is estimated using a total of seven weighting matrices, each of them row standardized such that the $\sum_{j=1}^n \varpi_{ij} = 1$. The

weights can be separated in three categories: geographical weights (weights W-1, W-2 and W-3), economic weights (weights W-4 and W-5) and clustering weights (weights W-6 and W-7). The first weighting matrix is a distance matrix, which considers as neighboring countries those states whose capitals are within a given minimum distance (δ) required to ensure that each location has at least one neighbour. An equal weight is given to those countries within the distance-band. A second weighting scheme assigns an inverse distance weight to those countries within the distance-band explained before (i.e. $\varpi_{ij} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_{j=1}^n 1/d_{ij}}$ if $d_{ij} \leq \delta$, $\varpi_{ij} = 0$ if $d_{ij} > \delta$). The third weighting

matrix considers as neighbours all countries of the sample and the weights are simply the inverse distance. The fourth weights are based on economic

⁶With IV estimations the spatially autoregressive parameter is unrestricted and it may result in values larger than one. That may indicate to a general misspecification of the model.

characteristics giving to each country a weight depending on the difference of GDP (i.e. $\varpi_{ij} = \frac{\frac{1}{|GDP_i - GDP_j|}}{\sum_{j=1}^n \frac{1}{|GDP_i - GDP_j|}}$). This scheme provides stronger links to those countries closer in GDP. The fifth approach is similar to the weights 4 but considering GDP per capita. Weight 6 considers as neighbours those countries with similar tax systems as clustered in the Company taxation report (European Commission 2002 [22], table 1.5),⁷ giving equal weight to each neighbour. Finally, weight 7 clusters countries in two groups: high statutory tax rates⁸ and low statutory tax rates⁹ in the year 2001.

4.4 Panel estimation

4.4.1 Pooled cross-section estimation without considering international pressures

Let us begin by examining a classical panel data model. We include in all cases country fixed effects to account for any unobserved individual characteristics that are not included in the regression and may explain differences in mean levels across countries. Moreover, we consider time fixed effects to control for common macro shocks, such that the errors are equicorrelated across space.¹⁰ In next subsection we will test which form of spatial dependence prevails in the data.

Our estimating panel equation is:¹¹

$$t_{it} = \alpha + X_{it}\theta + \epsilon_{it} \quad (4.2)$$

where the overall error consists of:

$$\epsilon_{it} = \mu_i + \lambda_t + \phi_{it}$$

⁷The neighbours are: Belgium, Netherlands, Austria and Finland; Greece, France, Ireland and Italy; Denmark, Germany, Spain and Sweden; Luxembourg, Portugal and United Kingdom.

⁸High statutory tax countries in 2001 are: Belgium, Italy, Greece, Austria, Spain, France, Netherlands and Portugal.

⁹Low statutory tax rate countries in the year 2001 are: Ireland, Sweden, Finland, Luxembourg, UK, Denmark and Germany.

¹⁰Although this form of error component does not allow for distance decay effects.

¹¹In this paper time is represented by t (iota).

Table 4.1: Mean and S.D. of effective average tax rates.

Effective capital tax	Mean	S.D.
EATR	29,2733	9,3840
Statutory Tax	39,6769	12,6907
BACH	14,6813	4,5863
MM	20,7664	6,3655
SGDP	2,9639	1,4626

Table 4.2 shows the results concerning the four different effective average capital tax rates presented in Section 2 and discussed in Appendix B plus the statutory corporate tax rate. The taxes EATR and BACH can be interpreted as based on micro data, while the last two (MM and SGDP) as based on macro data. The most striking feature of the series is the different path they follow across time (as presented in Ruiz (2006)[55] and explained in Sorensen (2006)[59]), suggesting that the effects of the explanatory variables may change through the estimations.

Slemrod (2004) observes no association of the government expenditure - GDP ratio - with the corporate statutory rate and only a weak positive association with the corporate tax revenue over GDP. In contrast, we find strong negative relations between that ratio of government expenditures and the statutory tax and micro effective tax rates. That result may suggest that governments finance their increasing expenditures from other sources of revenue. Observing macro taxes, we also obtain negative coefficients, although they appear not significant.

Examining next the variable of population over 65 years old, we can see an element of redistribution in the society. Particularly, in the Statutory tax, EATR and MM regressions we can clearly observe that the larger the phenomenon of ageing population, the higher the capital tax.

The size variable in Statutory tax and EATR clearly supports the idea that a large country may face a lower elasticity of capital to the tax rate, and therefore, it may maintain a higher tax. For the rest of the estimations this coefficient is not significant.

Finally, the dummy variable for the EU membership shows negative coefficients in the Statutory tax and EATR regressions, suggesting an increase in

competition when countries join the Union. However, observing macro taxes we obtain a positive influence, reflecting a probable growth in the corporate income tax base.

One open question to be analyzed in next sections is whether and how a corporate tax regime in one country reacts to changes in neighbouring countries.

4.4.2 Testing spatial dependencies

Spatial specification search

In our discussion of Appendix A we argue that spatial dependencies may be due to spatially associated dependent variables or omitted variables, themselves spatially associated, included in the error term. This section will try to unravel that question; although, as it will be clear below, the different effective tax rates and weighting matrices conduce to a wide range of results.

We explore the source of spatial dependency through the Lagrange multiplier test (LM), which has the absence of spatial correlation as the null hypothesis. One important point to highlight here is that the alternative hypothesis does not differentiate between positive or negative spatial dependencies. Anselin, Le Gallo and Jayet (2007)[4] provide the generalized formulas for the LM tests in pooled models. The LM-Lag refers to the spatial lag model as the alternative hypothesis and its extended form is:

$$LM_L = \frac{[e' (I_T \otimes W) t / (e'e/NT)]^2}{[(W\hat{y})' M (W\hat{y}) / \sigma^2] + Ttr (W^2 + W'W)}$$

where e is a vector of regression residuals, $W\hat{y} = (I_T \otimes W) X\hat{\theta}$, and $M = I_{NT} - X (X'X)^{-1} X'$. Similarly, the LM-Error has the spatial error model as the alternative hypothesis and its statistic becomes:

$$LM_E = \frac{[e' (I_T \otimes W) e / (e'e/NT)]^2}{Ttr (W^2 + W'W)}$$

Both one-directional tests are distributed as χ^2 with one degree of freedom.

We present the results of the LM tests in Figure 4.3. There each lag and error LM test is estimated considering a panel without fixed effects (NE), with country fixed effects (CE), and with time and country fixed effects (T&CE). As expected, the outcomes of the tests point toward different directions.

Table 4.2: Regressions without considering strategic interactions.

	EATR	St. Tax	BACH	MM	SGDP
GEXP/GDP	-1,6678 (0,00) ^a	-1,7966 (0,00) ^a	-1,2462 (0,00) ^a	-0,1278 (0,24)	-0,1074 (0,07)
Po65/Po	2,4292 (0,00) ^a	5,2733 (0,00) ^a	0,5307 (0,30)	1,5526 (0,00) ^a	0,0318 (0,74)
Size	0,7366 (0,01) ^a	1,6507 (0,00) ^a	-0,2864 (0,39)	0,2485 (0,11)	0,0691 (0,20)
EU	-4,3954 (0,00) ^a	-5,9896 (0,00) ^a	1,0266 (0,32)	3,0178 (0,00) ^a	0,7037 (0,00) ^a
C	27,5275 (0,00) ^a	-6,1657 (0,45)	35,2197 (0,00) ^a	-2,8920 (0,33)	3,6290 (0,04) ^b
Observations	260	260	121	345	195
R²	0,8666	0,8868	0,8307	0,8919	0,8794
Log likelihood	-688,7319	-745,7751	-248,0111	-743,7677	-144,1295

p-values are in parentheses

^a Significant at 1% level.^b Significant at 5% level.

Selecting between a lag and an error model is not free from ambiguity, given that a result indicating a lag model with one tax series may suggest an error specification with a different tax series. For example, looking at row W-2 with fixed effects (T&C E) we observe the spatial lag as the correct specification considering the EATR, although we can reject the null hypothesis in favour of the spatial error specification considering the MM.

One simple rule that can help us in our decision, based on common sense, is to count the values rejecting the null hypothesis. From the 105 different alternatives we observe that 59 times we can reject the null hypothesis against the spatial lag model and only 49 times against the spatial error model. This provides some evidence that the spatial lag model may imply the correct form of spatial association. Moreover, it gives an indication that the theoretical results suggesting strategic tax interactions among countries may be supported in the data, although it does not tell us the direction of such interaction.

Fixed effects tests

Our second search concerns the selection of a panel structure with country effects, time and country effects or none of them. In Section 4.1 we have assumed time fixed effects to allow errors equicorrelated across space. That option can be justified with a F-test or a likelihood ratio (LR) test. For instance, testing for the existence of time effects and allowing for individual effects, i.e.

$$H_0 : \lambda_1 = \dots = \lambda_{T-1} = 0 \text{ allowing } \mu \neq 0; i = 1, \dots, (N - 1)$$

we can perform a F-test, such that

$$F = \frac{(RRSS - URSS) / (T - 1)}{URSS / (N - 1)(T - 1) - K} \stackrel{H_0}{\sim} F_{(T-1), (N-1)(T-1)-K}$$

where the unrestricted residual sums of squares (URSS) are obtained from (4.2) and the restricted residual sums of squares (RRSS) are calculated from an expression similar to (4.2) without time effects. Similarly, a test for the joint significance for time and country effects considers the RRSS without dummy variables and $N + T - 2$ degrees of freedom for the numerator. The first row in Figure 4.4 shows the rejection of the null hypothesis of redundant time effects in four of the five cases, and redundant country and time effects in the five series considered in our panel model of Section 4.1.

4.4 PANEL ESTIMATION

97

			EATR	St. Tax	BACH	MM	SGDP
W - 1	N.E.	LM-Lag	7,7784*	26,5626*	0,0160	0,0789	1,0734
		LM-Error	4,0436**	17,1984*	0,2829	0,0496	1,9300
	C.E.	LM-Lag	51,6254*	59,8164*	0,4863	1,9381	0,0047
		LM-Error	28,2248*	43,4783*	1,6131	0,8418	8,7302*
	T&C E.	LM-Lag	20,7484*	14,9843*	2,0232	0,0012	6,2994**
		LM-Error	4,7651**	1,8527	6,5556**	5,8004**	11,1782*
W - 2	N.E.	LM-Lag	9,1962*	27,2962*	0,0213	0,0149	0,0026
		LM-Error	6,9931*	22,4969*	0,1148	0,0466	0,3145
	C.E.	LM-Lag	44,7983*	53,4406*	0,4101	1,0081	0,0028
		LM-Error	25,5680*	42,8033*	1,5223	1,6790	7,5516*
	T&C E.	LM-Lag	14,2523*	11,0884*	2,0927	0,1422	5,9042**
		LM-Error	2,4419	0,9367	6,6845*	7,6344*	10,0764*
W - 3	N.E.	LM-Lag	14,2670*	39,6189*	6,9694*	0,8030	1,3760
		LM-Error	9,5237*	33,8391*	2,7742	4,3420**	0,0893
	C.E.	LM-Lag	41,2764*	70,2198*	5,6041**	0,0005	4,9113**
		LM-Error	13,6334*	37,5754*	0,1283	1,5190	0,2710
	T&C E.	LM-Lag	0,0575	0,0407	4,3162**	8,1768*	6,1798**
		LM-Error	2,0951	1,9192	6,3547**	15,3133*	6,4631**
W - 4	N.E.	LM-Lag	0,1664	2,5952	4,9181**	0,0423	2,4823
		LM-Error	0,2074	0,8615	0,9811	3,6927	0,4385
	C.E.	LM-Lag	11,5971*	21,6053*	5,2529**	11,1049*	33,4544*
		LM-Error	1,9803	7,6755*	1,0104	6,3621**	11,6181*
	T&C E.	LM-Lag	3,9415**	6,8596*	1,1225	3,6921	9,5881*
		LM-Error	0,1069	2,5310	0,5885	0,8401	7,1380*
W - 5	N.E.	LM-Lag	24,1680*	35,0226*	2,4203	22,1748*	0,6602
		LM-Error	39,2263*	58,3606*	1,7745	15,9925*	1,5281
	C.E.	LM-Lag	21,1603*	59,1255*	4,0171**	15,7780*	6,2864**
		LM-Error	13,2263*	45,0172*	0,2577	9,6266*	0,8907
	T&C E.	LM-Lag	4,1740**	0,5037	7,2336*	6,4699**	0,8669
		LM-Error	1,6891	0,0668	6,2358**	2,0920	0,2686
W - 6	N.E.	LM-Lag	0,0881	0,0665	0,0233	4,8057**	6,8890*
		LM-Error	1,9919	0,2974	0,6529	5,7915**	0,9637
	C.E.	LM-Lag	5,6479**	17,6268*	2,3013	2,9302	1,0015
		LM-Error	0,2608	4,9302**	0,1881	5,9713**	1,5950
	T&C E.	LM-Lag	8,7498*	0,1547	2,7511	12,8992*	2,7452
		LM-Error	9,8436*	2,9678	3,8295	14,7853*	3,7400
W - 7	N.E.	LM-Lag	1,2340	9,9467*	5,5487**	15,6228*	0,1131
		LM-Error	8,0191*	38,3272*	3,1319	11,4129*	0,2182
	C.E.	LM-Lag	17,4800*	47,1801*	3,6298	0,5177	2,1620
		LM-Error	8,4906*	23,0858*	0,0378	0,6336	2,1972
	T&C E.	LM-Lag	8,7572*	1,5991	5,1659**	9,9840*	8,3127*
		LM-Error	3,4807	1,5857	7,9802*	7,8787*	10,3561*

* Significant at 1% level

** Significant at 5% level

Figure 4.3: LM tests.

With the inclusion of a spatially lagged dependent variable the tests can be carried out in similar manner, as proposed by Elhorst (2003)[26]. Nevertheless, for spatial panels estimated by maximum likelihood, the F-test is only asymptotically valid. For that reason, a LR test may provide a more reliable indicator for model selection. Indeed, the LR test is unbiased and consistent. It requires the computation of the log likelihood

$$l = -\frac{NT}{2} \left(1 + \log(2\pi) + \log \left(\frac{e'e}{NT} \right) \right)$$

As in the F-test, the LR test is conducted by looking at the difference between the log likelihood values of the restricted (l_R) and unrestricted (l_U) versions of the equation. Further, $-2(l_R - l_U)$ has a χ^2 distribution with a number of degrees of freedom equal to the quantity of parameters specified in H_0 .

The rest of rows in Figure 4.4 present the result for the different weighting schemes. They indicate a generalized rejection of the null hypotheses, suggesting the inclusion of time and country dummy variables as correct characteristics.¹² On the other hand, this is not somewhat unexpected. The effective average tax rates used in this study are likely to suffer from common shocks of the European Union. For instance, a synchronization of the business cycle in Europe reported by Artis and Zhang (1999)[5] is simultaneously affecting the effective tax BACH, MM and SGDP (although it does not influence the Statutory tax and EATR). It is also consistent with the idea that changes in foreign taxes not included in the regression, are simultaneously affecting the whole EU-15.

4.4.3 Pooled cross-section estimation considering international pressures

Maximum likelihood methods

In previous subsections we have defined the spatially lagged panel with time and country fixed effects as the appropriate structure for the present study. Accordingly, our estimating equation is:

$$t_{it} = \alpha + \beta \sum_{j \neq i} \varpi_{ij} t_{jt} + X_{it} \theta + \epsilon_{it}$$

¹²Observe in Figure 4.3 that the inclusion of time and country fixed effects also respect the advantage towards a spatial lag model.

Redundant fixed effects tests							
			EATR	St. Tax	BACH	MM	SGDP
No spatial effects	F-test	T.E.	7,0157*	11,3425*	2,0412**	0,8620	1,9306**
		C&T E.	33,8124*	33,9480*	14,4868*	46,2682*	36,2372*
	LR-test	T.E.	121,4008*	175,2418*	23,3270*	20,8763	25,7668*
		C&T E.	451,5798*	452,4375*	168,2871*	644,6621*	372,2142*
W-1	F-test	T.E.	3,8321*	6,3787*	2,2551**	0,7093	2,8883*
		C&T E.	34,9876*	30,1410*	14,7317*	45,9380*	37,8536*
	LR-test	T.E.	86,3201*	128,9189*	25,0748**	18,3652	32,6143*
		C&T E.	459,5533*	436,7812*	170,5732*	644,5475*	377,3619*
W-2	F-test	T.E.	3,9695*	6,6106*	2,2975**	0,7890	2,7537*
		C&T E.	33,3023*	29,0714*	14,7799*	46,0054*	38,1044*
	LR-test	T.E.	88,5024*	132,3047*	25,2433**	19,7437	32,3532*
		C&T E.	452,1032*	431,2737*	170,6458*	644,8275*	378,8001*
W-3	F-test	T.E.	3,4633*	5,0897*	2,9328*	2,5102*	3,8751*
		C&T E.	30,2502*	26,7380*	15,4585*	51,8630*	42,1226*
	LR-test	T.E.	82,6469*	115,1117*	26,1199*	33,4615**	34,5586*
		C&T E.	437,1854*	418,0870*	170,3299*	656,2271*	384,1624*
W-4	F-test	T.E.	6,2972*	9,6908*	1,6142	0,5359	0,1598
		C&T E.	34,4371*	34,9416*	13,5820*	46,8550*	37,8383*
	LR-test	T.E.	113,9933*	160,9797*	19,5449**	13,9622	3,9671
		C&T E.	455,188*	457,2876*	165,0197*	648,0623*	377,0939*
W-5	F-test	T.E.	5,483*	4,6754*	4,0735*	0,4454	1,3704
		C&T E.	28,5719*	24,8375*	17,8408*	42,2174*	35,9507*
	LR-test	T.E.	104,6447*	112,2770*	32,2199*	12,6879	20,3063
		C&T E.	428,0919*	409,3752*	178,4230*	626,8815*	372,5250*
W-6	F-test	T.E.	7,2781*	8,7109*	2,2000**	1,6406	2,1533**
		C&T E.	35,5651*	33,6631*	15,0345*	48,4836*	35,0705*
	LR-test	T.E.	124,5762*	154,5864*	24,3393**	32,6835	27,7587**
		C&T E.	460,5863*	452,5141*	171,6561*	654,8572*	369,4713*
W-7	F-test	T.E.	6,8184*	6,6653*	2,7563*	1,8026	4,0094*
		C&T E.	36,9585*	32,3042*	15,0313*	47,2235*	42,1788*
	LR-test	T.E.	117,9873*	133,8569*	27,4561*	34,8834**	39,4286*
		C&T E.	464,5468*	445,7965*	170,9009*	647,8371*	387,8648*

* Significant at 1% level

** Significant at 5% level

Figure 4.4: F and LR tests.

and the overall error structure consists of:

$$\epsilon_{it} = \mu_i + \lambda_t + \phi_{it}$$

The reduced form of this equation is estimated using maximum likelihood methods, in the Matlab package developed by Elhorst.

The results are presented in Appendix D. The first column in Figure 4.5 and 4.6 repeats the results provided in Table 2. Those numbers are included to allow an easy comparison and to show consistency among the diverse estimations. The discussion of our explanatory variables is already provided in Section 4.1, and, as we can see, their effects do not vary across the diverse spatial associations. On the other hand, the parameter β is the most important estimated coefficient in the present study and represents the level of interdependence or competitive pressures countries face when setting the tax.

The tables show a rather conflicting evidence of tax interdependency. Observing the results for the Statutory tax and the EATR data with minimum distance weighting matrices, we do find evidence of strategic interactions. As explained in Ruiz and Gérard (2007)[56] the EATR series are constructed taking a limited number of provisions of the tax codes. Therefore, the results may suggest that countries are mimicking taxes and tax codes main reforms of their close neighbours. Those results were also found by Devereux, Lockwood and Redoano (2002) and by Redoano (2003). Considering next economic and cluster weights, we obtain negative coefficients. It suggests that countries close in GDP or another a priori form of tax clustering have reacted dissimilarly to changes in taxes of their neighbours. Particularly with economic weights, this result is in some degree surprising, because a second finding of Devereux, Lockwood and Redoano (2002) and Redoano (2003) is that the EATR and the Statutory tax in a country is positively associated to taxes of its economic neighbours.

In BACH data we observe a different pattern. For distance weights, we do not find evidence of proper strategic interactions. If there is such interaction, the results suggest that this is negative, showing a chess board pattern in the data. In particular, W-3 shows a significant negative value, which is supported by the more conservative LM-Lag test of Figure 4.3. For economic and cluster weights the outcomes are similar, indicating an absence or negative interaction. In W-5 and W-7 we find negative β s, which correspond with the LM-Lag test of Figure 4.3.

There also appears some evidence of negative strategic interactions considering distance weights W-3 for MM series. If we examine at the same time our second macro tax SGDP, we see negative significant β s with distance weights too. This clearly indicates that macro taxes are not spatially interdependent between geographical neighbours in the expected way. This again contradicts one previous finding obtained by Altshuler and Goodspeed (2002) who show a positive association using SGDP series and inverse distance weights. Observing macro taxes with economic weights, the results indicate some positive associations, particularly with MM taxes, although the more conservative LM-Lag test is not significant for W-4 and only slightly significant for W-5. Additionally, with SGDP taxes we cannot argue in favour of positive interactions because of the way the series are constructed (the positive interactions may only reflect an association of GDP and not of effective taxes). Finally, examining clustering weights and macro taxes we can only conclude in a direction of negative spatial associations.

Summing up, our findings indicate a probable mimicking strategy of statutory taxes and main tax code reforms between close geographical neighbours. However, considering other effective tax burdens, countries in the European Union do not seem to accommodate their taxes in a sort of strategic interaction or tax competition. In addition, all effective taxes probably suffer from common external shocks as indicated by the presence of time fixed effects. In other words, the results can be interpreted as representing an EU-15 acting like a block, reacting to common shocks, and interacting in a limited form between close geographical neighbours.

Instrumental variables procedure

For the sake of completeness and illustration, this subsection will try to reproduce the results obtained above in the EATR and Statutory tax using instrumental variables or a two stage least squares procedure. Time and country fixed effects are again considered in the estimation. It is worth mentioning that previous studies analyzing tax interaction among countries have followed this approach.

The instrumental variable estimation involves a preliminary least squares regression of $W\tau_t$ on a set of instruments. Kelejian and Robinson (1993)[36] suggest WX_t as a set of instruments in addition to the exogenous variables X_t (which are always included as instruments). This choice of instruments follows from (4.16), where $(I - \beta W)^{-1}X\theta$ can be expanded in $X\theta + \beta WX\theta +$

$$\beta^2 W^2 X \theta + \dots$$

Figure 4.7 in Appendix D presents the results of this method. Although we will not examine each estimation in detail, we can observe a similar conflicting evidence of strategic interactions. In general, the estimated coefficients conserve the signs of the panel model without spatial effects. When the estimated spatially autoregressive parameter turns out to be significant, it normally preserves the signs found by maximum likelihood. Particularly, we find again positive β s using minimum distance weights in the EATR and Statutory tax. One main problem for preserving signs is the explosive pattern the spatial parameter shows in a number of estimations; and that occurs in several occasions. There appear β s $> |1|$ in EATR W-3 and Statutory tax W-3, W-4, W-5 and W-7. We have already mentioned that characteristic as the main drawback of this approach. The spatially autoregressive parameter is unrestricted and, as seen in the results, it can produce values larger than one which indicate an unacceptable explosive spatial association.

4.5 From a static to a dynamic model

The traditional empirical approach discussed so far assumes the stationarity of the data set (see Anselin p. 43). Alternative methods taking into account the temporal evolution and convergence of the tax series exist, and they have been successfully implemented in Ashworth and Heyndels (2001)[7], Ruiz (2006)[55] and Stewart and Webb (2006)[61]. Instead of considering strategic interactions, those procedures rely on an alternative notion of tax convergence (or tax divergence). That idea is perfectly compatible with our findings of a limited competition among the EU-15.

In this section we will present a simple example of how to modify the explicit form of a static tax competition model into a dynamic specification. A more complete version of this model is given in Ruiz (2007)[56].

4.5.1 A classical static model of tax competition

Let us present a static (or atemporal) model of tax competition based on Wildasin (1988)[63]. Wildasin's model can be interpreted as a two stage game. In the first stage, the countries simultaneously choose their tax rates. In the second stage, the capital owners decide where to invest given taxes.

To simplify things, we consider a world with two identical countries

($i = 1, 2$) with benevolent governments. In each country is produced a homogeneous good, having as production factor capital k_i which is internationally mobile and, without loss of generality, it can represent capital per worker in jurisdiction i . Additionally, there exist a second production factor: the ratio of the public good to capital ($g_i = G_i/k_i$) which is considered as a fix factor by a small enterprise j . In the second stage of the game, in the absence of a tax, firm j will invest up to the point where the marginal product of capital is equal to the world market net return r ($f'_k = r$). As usual, $f(k_{ij}, \bar{g}_i)$ is assumed to be increasing and concave in capital ($f''_k < 0 < f'_k$).¹³ If the government sets a tax (t) per unit of capital at source, the company will invest in the country until the net marginal product after taxes is equal to the world market net return.

$$f'_{k_{ij}} - t_i = r \quad i = 1, 2 \quad (4.3)$$

Governments provide a public good G_i and choose a tax rate t_i in the first period. The budget constraint in each jurisdiction is:

$$G_i = t_i k_i \quad (4.4)$$

Additionally, we take the capital stock as fixed for the whole world economy. Therefore, the following condition must hold:

$$k_1 + k_2 = \bar{k} \quad (4.5)$$

Furthermore, we express the private good consumption of a representative household as total output less the remuneration to capital and the household also receives the remuneration of its own share of capital ($\theta_i \bar{k}$):

$$y_i = f(k_i, \frac{G_i}{k_i}) - k_i(r + t_i) + \theta_i \bar{k}r \quad (4.6)$$

Let us use a quadratic production function¹⁴ $f(k_i, g_i) = \beta k_i - \gamma k_i^2 + z g_i - g_i^2$ with $\beta, \gamma, z > 0$. Thus, defining $\frac{\bar{k}}{2} = k^*$, from (4.3) in the second period of

¹³ Additionally, we assume the following Inada conditions $f'(0) = \infty$, $f'(\infty) = 0$, $f(0) = 0$ and $f''(k)$ is finite for finite and non-zero values of k .

¹⁴ A similar production function was used by Bucovetsky (1991), Grazzini and van Ypersele (1997) and Peralta and van Ypersele (2002). It fits in the assumptions imposed except for $f'(0) = \infty$ and $f'(\infty) = 0$. These conditions have to be replaced by $\bar{k} < \frac{\beta}{2\gamma}$ in order to ensure positive marginal productivity. Additionally, $g_i \leq \frac{z}{2}$.

the game¹⁵ we can derive the amount of capital in country 1:

$$k_1 = k^* + \frac{t_2 - t_1}{4\gamma} \quad (4.7)$$

Easily we can see that $\frac{\partial k_1}{\partial t_1} = -\frac{1}{4\gamma} < 0$, $\frac{\partial k_1}{\partial t_2} = -\frac{\partial k_1}{\partial t_1} > 0$ and $\frac{\partial r}{\partial t_i} = -\frac{1}{2} < 0$. The latter expressions show that the tax base declines when the tax rate in the country increases, due to the fact that capital leaves the country to equalize net returns.

In the first period each government chooses the tax rate maximizing total consumption per capita¹⁶¹⁷

$$\max_t U(y, g) = y + G$$

Replacing and maximizing in the expression above, we obtain country 1's reaction function (similarly for country 2):

$$t_1 = \frac{8z\gamma + t_2}{3 + 16\gamma} \quad (4.8)$$

Finally, the Nash equilibrium is located at the intersection of the reaction functions for countries 1 and 2.

4.5.2 A dynamic model of tax competition

We will adopt next a differential game approach, which contrasts with the previous static model in assuming that there is not just a single tax to be chosen, but a sequence of taxes. For simplicity, the game will follow an open-loop information structure, which depends only on the initial state of the system and time.

Using (4.6) and (4.4), the government's objective function over an infinity planning horizon can be written as:

$$\max W_i = \int_0^\infty [f(k_i, g_i) + (\theta_i \bar{k} - k_i) r] e^{-\rho t} dt \quad (4.9)$$

¹⁵In the second period of the game a small firm considers G_i/k_i as a fix factor.

¹⁶The most direct macro measure of welfare in a country is GNP per capita, i.e. the sum of private and public consumption.

¹⁷A similar welfare function is used in Bruckner and Saavedra (2001)[15]. In fact, the static version of the model is similar to the one found in that paper.

where ρ is the discount rate of the decision making and ι (iota) depicts time.

The second change in the model is the government budget constraint. In a dynamic setting, changes in tax revenue must be associated to budget deficits or surpluses of the government. In other words, when the government is spending more than its tax revenue, resources should increase to finance the budget gap (similarly in the opposite direction). Therefore, the budget constraint can be written:

$$\dot{(t_i k_i)} = G_i - t_i k_i \quad (4.10)$$

Deriving the LHS of (4.10) with respect to time and rearranging terms, we can express an equation of motion for the tax rate:

$$\dot{t}_i = \underbrace{\left(\frac{1}{1 + \varepsilon} \right)}_{\psi} \left(\frac{G_i}{k_i} - t_i \right) \quad (4.11)$$

where $\psi = 1/(1 + \varepsilon)$,¹⁸ and ε is the elasticity of capital with respect to the tax rate (an elasticity of capital greater than -1 assures to be on the upwards portion of Laffer's curve, $0 > \varepsilon > -1$).¹⁹

For the sake of simplicity, we consider the ratio of public good provision to capital ($g_i = G_i/k_i$) as the instrument governments control in the optimization process.

Replacing the specific functional form in the objective function over an infinite planning horizon and using (4.7), the open-loop Nash equilibrium can

¹⁸ $\psi \in (0, \infty)$ is a usually encountered adjustment speed parameter.

¹⁹Expression (4.11) is derived as following:

$$\dot{(k_i t_i)} = (G_i - k_i t_i)$$

where total tax revenues should evolve according to total deficits or surpluses. The LHS is equal to:

$$\begin{aligned} \dot{t} \left(\frac{\partial k_i}{\partial t_i} t_i + k_i \right) &= (G_i - k_i t_i) \\ \dot{t} &= \frac{1}{k_i(1 + \varepsilon)} (G_i - k_i t_i) \\ \dot{t} &= \frac{1}{(1 + \varepsilon)} (g_i - t_i) \end{aligned}$$

be determined defining the current-value Hamiltonian for country 1 (similarly for country 2):

$$H(t_1, g_1, \lambda_1, \iota) = -16\gamma g_1^2 - 3t_1^2 + 2t_1 t_2 + t_2^2 + 16\gamma z g_1 + \lambda_1 \psi(g_1 - t_1)$$

Necessary conditions for equilibrium are (4.11) and:

$$\frac{\partial H}{\partial g_1} = -32\gamma g_1 + \psi\lambda + 16\gamma z = 0 \quad (4.12)$$

$$\dot{\lambda}_1 = \rho\lambda - \frac{\partial H}{\partial t_1} = \lambda(\psi + \rho) + 6t_1 - 2t_2 \quad (4.13)$$

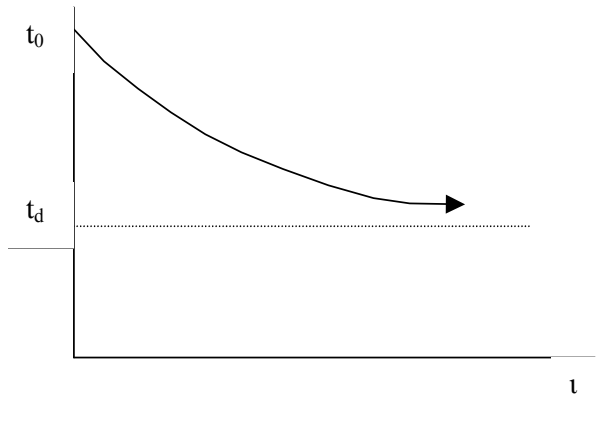
Differentiating equation (4.11) with respect to time and substituting in it λ , $\dot{\lambda}$ and g from the equations above, we obtain that the equilibrium tax trajectory must satisfy the following second order linear differential equation:

$$\ddot{t}_1 - \rho \dot{t}_1 + t_1 \frac{(-16\gamma\psi(\psi + \rho) - 3\psi^2)}{16\gamma} = \frac{-8\gamma\psi z(\psi + \rho) - \psi^2 t_2}{16\gamma}$$

The roots of the characteristic equation associated with the homogeneous part are both real (one positive and the other negative). If we use the initial condition $t(0) = t_0$ and we take the stable solution, the following:

$$t(\iota) = (t_0 - t_{1d}) e^{r_1 \iota} + t_{1d} \quad (4.14)$$

is the open-loop Nash equilibrium tax trajectory, where t_{1d}^* is the stationary equilibrium tax and $r_1 = \frac{1}{2}\rho - \frac{\sqrt{\gamma(\psi^2(3+16\gamma)+16\psi\gamma\rho+4\gamma\rho^2)}}{4\gamma}$. The general shape of the tax for a country is given by the following Figure:



4.6 Setup of the empirical dynamic analysis

From equation (4.14) we observe a relationship between t_1 and t_2 that needs to be declining as $\iota \rightarrow \infty$. Writing it differently:

$$(t_\iota - t_d) = (t_0 - t_d) e^{r_2 \iota}$$

And taking a discrete version, subtracting $(t_0 - t_d)$ from both sides, calling $\beta = e^{r_2 \iota} - 1$ and augmenting the expression to include a random disturbance, we obtain:

$$\Delta(t_\iota - t_d) = \beta(t_{\iota-1} - t_d) + \epsilon_\iota$$

Putting it in words, testing for strategic interactions in a static world is equivalent to examine whether the difference of each series with the optimal terminal tax rate is stationary or that the series have converged in a dynamic structure.

Following Fuss (1999)[30] and interpreting the optimal tax rate at each period as the cross-country mean, we propose the following definition for the series to have converged.

Definition 1 *The series have converged when the expected value of the difference between each series and the cross sectional average is constant (equal or different across series); and the variance of this difference is also constant.*

$$E(t_{i\iota} - \bar{t}_\iota) = c_i \text{ and } Var(t_{i\iota} - \bar{t}_\iota) = \sigma_i$$

In other words, the definition allows for an absolute or relative convergence depending on whether the expected value of the difference is equal or different to zero. The idea behind the possibility of a relative convergence for the effective corporate tax rate lies on the fact that different tax systems may be adjusted without mimicking others, and, therefore, leaving space for differences in tax rates. Finding this long run pattern in the data can indicate that taxes move around a steady state, although we consider a heterogeneity of steady states among countries, giving the opportunity to take into account other factors, which were not included in the effective tax rates.

Because stationary series have constant mean and variance, the definition above is equivalent to test whether the difference between each series and the cross-country mean is stationary. We have opted for Panel Unit Root tests to evaluate that hypothesis given that individual tests possess low power

to reject the null hypothesis in short samples.²⁰ Those tests analyse the hypothesis of mean reversion, such as β -convergence tests do. As we explain in Appendix C, we implemented three different Panel Unit Root tests, Levin and Lin (1993) (LL), Im, Pesaran and Shin (2002) (IPS) and Fisher's test, which test two slightly different hypotheses.

4.6.1 Panel unit root results

The results of the unit root tests are given in the first part of Figure 4.8 in Appendix D. Observing the LL test we can reject in all cases the null hypothesis of a unit root. Globally this shows that the series are stationary or have converged when considering a pooled cross section estimation. However, looking at the IPS and Fisher's tests based on averaging individual tests, the results are not conclusive. Particularly, those tests reject the null hypothesis in series which are subject to be affected by common macroeconomic shocks.

4.6.2 Problems with panel unit root tests

An important point ignored in the previous estimation is the presence of contemporaneous correlation among series. This characteristic makes the tests to break down, given that none of them can handle this problem well. More specifically, if there is cross correlation in the data the distribution of the test statistics are not known. O'Connell (1998)[44] has shown how the probability of an incorrect rejection of the null hypothesis increases with the amount of cross-section dependence. This assertion puts in doubt that the different measures have converged.

Nevertheless, the mean reversion to the average tax used in the analysis (i.e. the presence of a common time effect) reduces the distortion induced by cross correlation. This approach has been the most conventional way to handle the problem until now (see O'Connell, 1998).

Notwithstanding, cross sectional dependence does not disappear with a common time effect, particularly when countries may be associated in groups as we saw in Section 4. Therefore we need to control for contemporaneous correlation in order to really observe evidence of mean reversion in the tax rates. In what follows, we do so applying the orthogonalization procedure

²⁰See Shiller and Perron (1985).

proposed by Phillips and Sul (2003)[47]. Their idea is to impose a simplifying form to the unknown cross sectional dependence structure. Specifically, they use a common time effect that can impact individual series differently. Formally, the model for the regression errors has the form

$$u_{it} = \delta_i s_t + \epsilon_{it}, \quad s_t \sim iidN(0, 1) \text{ over } t$$

in which s_t is the common time effect, δ_i the parameters that measure the impact of the common time effect on series i and ϵ_{it} is the error component. This enables to treat the time series effects on s_t simply by projecting on the space orthogonal to δ .²¹

The $N - 1$ orthogonalized series were tested for unit roots with the three tests presented before. The results are reported at the bottom part of table 4.8. As we mentioned above, the evidence of stationary series become weaker once the new series are used. However, we still observe some rejections of the null hypothesis (and a value very close to rejection in the EATR) when we consider the pooled cross section estimation of the LL test.

4.7 Conclusions

The estimations considering a classical search for strategic interactions, conclude in favour of a limited mimicking between close neighbouring countries using Statutory and EATRs, but an absence of interdependency considering other measures of capital taxation. As explained in Ruiz and Gérard (2007)[56], EATRs are constructed taking into account a limited number of provisions of the tax codes. That may imply that countries are mimicking tax codes main reforms of their close neighbours, but at the time of considering tax burdens effectively paid and supported by enterprises, national states still differ by large, not interacting between themselves. Additionally, all effective taxes in the EU-15 are likely to suffer from common external shocks, suggesting that the countries constitute a block reacting to general external factors.

In Table 3 we summarize the different cases examined in the first part of this paper, showing when β is significant and the sign of its coefficient in that case. The table can directly be compared with Figure 4.1 of the

²¹Even though the procedure can be an improvement to remove cross sectional dependence, it is not the perfect one. The reason is that we need to assume a constant cross correlation over time, which is probably not the case here.

	EATR	St. Tax	BACH	MM	SGDP
Distance weight	Yes (+)	Yes(+)	No	No	Yes (-)
Economic weight	Yes (-)	Yes(-)	Yes (-)	Yes (+)	–
Cluster	Yes (-)	No	No	Yes (-)	No
Statutory cluster	Yes(-)	No	Yes (-)	Yes (-)	Yes (-)

Table 4.3: Summary of strategic interactions.

introduction, which summarized previous results of the literature. Nevertheless, those previous studies have used instrumental variables procedures, which can derive in explosive spatial associations and certain instability in the coefficients when the correct instruments are not available.

In a second part, we showed how the hypothesis of tax competition can be evaluated in a different (but equivalent) framework, through the notion of tax convergence (as in Ashworth and Heyndels (2001)[7], Ruiz (2006)[55] and Stewart and Webb (2006)[61]). There we find that capital taxes have converged. However, after controlling for contemporaneous correlation across series the evidence becomes weaker, although it does not disappear.

This line of study deserves further research.

Bibliography

- [1] R. Altshuler and T. Goodspeed. Follow the leader? Evidence on European and US tax competition. *mimeo*, 2002.
- [2] J. Anderson and R. Wassmer. The decision to bid for business: Municipal behavior in granting property tax abatements. *Regional Science and Urban Economics*, 25:739–757, 1995.
- [3] L. Anselin. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [4] L. Anselin, J. Le Gallo, and H. Jayet. *Spatial Panel Econometrics*, chapter 18.
- [5] M. Artis and W. Zhang. Further evidence on the international business cycle and the ERM: Is there a European business cycle? *Oxford Economic Papers*, 51:120–131, 1999.
- [6] J. Ashworth and B. Heyndels. The evolution of national tax structures in view of the EMU. In H. Ooghe, F. Heylen, R. Vennet, and J. Vermaut, editors, *The Economic and Business Consequences of the EMU - A Challenge for Governments, Financial Institutions and Firms*, pages 155–180. Kluwer Academic Publishers, 2000.
- [7] J. Ashworth and B. Heyndels. Are tax structures converging in the long term? *Paper presented at the 53rd IIPF Congress, Linz, Austria*, 2001.
- [8] J. Ashworth and B. Heyndels. Political fragmentation and the evolution of national tax structures in the OECD. *International Tax and Public Finance*, 8 (3):377–393, 2001.

- [9] T. Besley and A. Case. Incumbent behavior: Vote-seeking, tax-setting and yardstick competition. *The American Economic Review*, 85(1):25–45, 1995.
- [10] T. Besley, R. Griffith, and A. Klemm. Empirical evidence on fiscal interdependence in OECD countries. *Mimeograph*, 2001.
- [11] M. Bordignon, F. Cerniglia, and F. Revelli. In search of yardstick competition: A spatial analysis of italian municipality property tax setting. *Journal of Urban Economics*, 54:199–217, 2003.
- [12] C. Brett and J. Pinkse. The determinants of municipal tax rates of British Columbia. *Canadian Journal of Economics*, 33(3):695–714, 2000.
- [13] J. Brueckner. Testing for strategic interaction among local governments: The case of growth controls. *Journal of Urban Economics*, 44(3):438–467, 1998.
- [14] J. Brueckner. Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *Regional Science Review*, 26:175–188, 2003.
- [15] J. Brueckner and L. Saavedra. Do local governments engage in strategic property-tax competition? *National Tax Journal*, 54:203–229, 2001.
- [16] S. Bucovetsky. Asymmetric tax competition. *Journal of Urban Economics*, 30(2):167–81, 1991.
- [17] T. Buettner. Local business taxation and competition for capital: The choice of the tax rate. *Regional Science and Urban Economics*, 31:215–245, 2001.
- [18] A. Case, H. Rosen, and J. Hines. Budget spillovers and fiscal policy interdependence. *Journal of Public Economics*, 52(3):285–307, 1993.
- [19] S. Charlot and S. Paty. The french local tax setting: Do interactions and agglomeration forces matter? *CESAER Working Paper*, 11, 2005.
- [20] I. Choi. Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20:249–272, 2001.
- [21] European Commission. Company taxation in the internal market. Technical Report 582, European Commission, 2001.

- [22] European Commission. Structures of the taxation systems in the European Union. Technical report, European Commission, 2003.
- [23] M. Devereux, R. Griffith, and A. Klemm. Corporate income tax reforms and international tax competition. *Economic Policy*, 35:450–495, 2002.
- [24] M. Devereux, B. Lockwood, and M. Redoano. Do countries compete over corporate tax rates? *CEPR Discussion Paper*, 3400, 2002.
- [25] E. Dubois, M. Leprince, and S. Paty. Les déterminants politiques des choix fiscaux locaux. *Revue de l'OFCE*, 94:317–349, 2005.
- [26] P. Elhorst. Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, 26 (3):244–268, 2003.
- [27] A. Esteller-Moré and A. Solé-Ollé. Vertical income tax externalities and fiscal interdependence: Evidence from the US. *Regional Science and Urban Economics*, 31:247–272, 2001.
- [28] L. Feld and E. Reulier. Strategic tax competition in Switzerland: Evidence from a panel of the Swiss cantons. *CESIfo Working Paper*, 1516, 2005.
- [29] D. Figlio, V. Kolpin, and W. Reid. Do states play welfare games? *Journal of Urban Economics*, 46(3):437–454, 1999.
- [30] C. Fuss. Mesures et tests de convergence: Un revue de la littérature. *Revue de l'OFCE*, 69:221–249, 1999.
- [31] G. Garrett. Global markets and national policies: Collision course or virtuous cicle. *International Organization*, 52 (4):787–824, 1998.
- [32] M. Hayashi and R. Boadway. An empirical analysis of intergovernmental tax interaction: The case of business income taxes in Canada. *Canadian Journal of Economics*, 34(2):481–503, 2001.
- [33] B. Heyndels and J. Vuchelen. Tax mimicking among Belgian municipalities. *National Tax Journal*, 51(1):89–101, 1998.
- [34] H. Jayet, S. Paty, and A. Pentel. Existe-t-il des interactions fiscales stratégiques entre les collectivités locales. *Economie et Prévision*, 154:95–105, 2002.

- [35] H. Kelejian and I. Prucha. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1):99–121, 1998.
- [36] H. Kelejian and D. Robinson. A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model. *Papers in Regional Science*, 72(3):297–312, 1993.
- [37] H. Ladd. Mimicking of local tax burdens among neighboring counties. *Public Finance Quarterly*, 20(4):450–467, 1992.
- [38] M. Leprince, T. Maladiès, and S. Paty. Interactions fiscales verticales: Un test sur données départementales. *mimeo*, 2005.
- [39] M. Leprince, S. Paty, and E. Reulier. Choix d’imposition et interactions spatiales entre collectivités locales: Un test sur les départements français. *Louvain Economic Review*, 71(1):67–93, 2005.
- [40] J. LeSage. Bayesian estimation of spatial autoregressive models. *International Regional Science Review*, 20:113–129, 1997.
- [41] G. Maddala and S. Wu. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test: Evidence from simulations and the bootstrap. *Paper for EMS/NSF Symposium on th Bootstrap, Berkeley*, 1996.
- [42] C. Martinez-Mongay. ECFIN’s effective tax rates. properties and comparisons with other tax indicators. *ECFIN/593/00*, 2000.
- [43] G. Nicodème. Computing effective corporate tax rates: Comparisons and results. *ECFIN E2/358/01*, 2001.
- [44] P. O’Connell. The overvaluation of purchasing power parity. *Journal of International Economics*, 44:1–19, 1998.
- [45] S. Paty. Le role des interactions dans les choix fiscaux des agglomérations françaises. *Revue Française d’Economie*, 20(3), 2006.

- [46] P. Phillips and D. Sul. Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *Cowles Foundation Discussion Paper*, 1362, 2002.
- [47] P. Phillips and D. Sul. The elusive empirical shadow of growth convergence. *Cowles Foundation Discussion Paper*, 1398, 2003.
- [48] D. Quinn. The correlates of change in international financial regulation. *American Political Science Review*, 91:531–551, 1997.
- [49] M. Redoano. Fiscal interactions among european countries. *Warwick Economic Research Papers*, 680, 2003.
- [50] F. Revelli. Spatial patterns in local taxation: Tax mimicking or error mimicking? *Applied Economics*, 33:1101–1107, 2001.
- [51] F. Revelli. Reaction or interaction? Spatial process identification in multi-tiered government structures. *Journal of Urban Economics*, 53:29–53, 2003.
- [52] J-F. Richard, H. Tulkens, and M. Verdonck. Dynamique des interactions fiscales entre les communes belges 1984-1997. *Economie et prévision*, 156:1–14, 2002.
- [53] D. Rodrik. *Has Globalization Gone Too Far*. Institute for International Economics, 1997.
- [54] J. Rork. Coveting thy neighbors’ taxation. *National Tax Journal*, 56(4):775–787, 2003.
- [55] F. Ruiz. Convergence de l’impôt sur les sociétés dans l’Union Européenne. *Economie et Prévision*, 173:79–96, 2006.
- [56] F. Ruiz and M. Gérard. Summary, description, extensions of the capital income effective tax rate literature. In *International Taxation Handbook*, chapter 2, pages 11–42. Elsevier, 2007.
- [57] J. Slemrod. Are corporate tax rates, or countries, converging? *Journal of Public Economics*, 88:1169–1186, 2004.

- [58] A. Solé-Ollé. Electoral accountability and tax mimicking: The effects of electoral margins, coalition government, and ideology. *European Journal of Political Economy*, 19:685–713, 2003.
- [59] P. Sorensen. Can capital income taxes survive? And should they? *Presented at Venice Summer Institute*, 2006.
- [60] F. Stetzer. Specifying weights in spatial forecasting models: The results of some experiments. *Environment and planning A*, 14(5):571–584, 1982.
- [61] K. Stewart and M. Webb. International competition in corporate taxation: Evidence from the OECD time series. *Economic Policy*, 45:153–201, 2006.
- [62] D. Swank and S. Steinmo. The new political economy of taxation in advance capitalist democracies. *American Journal of Political Science*, 46 (3):671–692, 2002.
- [63] D. Wildasin. Nash equilibria in models of fiscal competition. *Journal of Public Economics*, 35:229–240, 1988.
- [64] J. Wilson. Theories of tax competition. *National Tax Journal*, 52:269–304, 1999.
- [65] H. Winner. Hax tax competition emerged in OECD countries? Evidence from panel data. *International Tax and Public Finance*, 12 (5):667–687, 2005.

4.8 Appendix A. Estimation problems

Some main issues arise in the estimation of equation (4.1), notably the endogeneity of t_j 's and possible spatial error dependence (see Anselin, 1988[3]).

The first issue, the endogeneity problem, especially results from the strategic spatial interaction among governments, which derives in the values of t being jointly determined. Writing (4.1) in matrix form

$$\tau = \beta W\tau + X\theta + \epsilon \quad (4.15)$$

where τ is an n by 1 vector of dependent variables, ϵ is an n by 1 vector of error terms, X is an n by K matrix of exogenous variables including the constant term, β and θ are as before and W is a n by n spatial weights matrix, typically standardized such that each row sums to one. The spatial weight matrix is necessary due to the lack of information to estimate a complete set of spatial interaction coefficients ($N(N-1)$) (where N here is the number of countries) and to circumvent the identification problem. By imposing a particular form for the spatial process, the model may be estimated and tested empirically.

Solving for τ , in the reduced form we obtain the following Nash equilibrium generated by interaction among governments

$$\tau = AX\theta + A\epsilon \quad \text{where} \quad A = (I - \beta W)^{-1} \quad (4.16)$$

Because of the random component of τ is equal to the inner product of A with the error vector ϵ , each tax depends on all ϵ 's. The resulting correlation implies that the OLS estimator will be biased as well as inconsistent for the parameters of the model. To see this, observe that the OLS estimate of β in a pure first order spatial autoregressive model is $\hat{\beta} = (t'_L t_L)^{-1} t'_L \tau$ (where $t_L = Wt$). If we substitute τ in the former expression we find that $\hat{\beta} = \beta + (t'_L t_L)^{-1} t'_L \epsilon$ where the second term on the right-hand side does not have expectation zero, because τ and ϵ are not independent. Thus an OLS estimator of this model is biased. Moreover, if we divide the last part of the random term by N and take probability limits $p \lim N^{-1} (t'_L \epsilon) = p \lim N^{-1} \epsilon' W (I - \beta W)^{-1} \epsilon$ we find it will not equal zero with exception to the case when $\beta = 0$, implying that an OLS estimator is inconsistent.²²

²²The $p \lim N^{-1} (t'_L t_L)$ is a finite and nonsingular matrix with a proper structure to the spatial weight matrix and constraining $|\beta| < 1$.

Two methods are usually used to deal with this problem. The first one is to estimate the reduced form equation (4.16) using maximum likelihood methods. The second way is an instrumental variable or two stage least squares approach. Anselin (1988) also proposes Bayesian techniques instrumented among others by LeSage (1997)[40].

The second issue, spatial error dependence (i.e. when the different jurisdictions are subject to correlated random shocks), produces that the standard assumption of a spherical error covariance matrix²³ fails to hold. Such spatial dependence can arise when the error term includes omitted variables, which are themselves spatially dependent. The most commonly used assumption is that the error vector satisfies the relationship:

$$\epsilon = \lambda W\epsilon + \phi \quad (4.17)$$

where λ is an unknown parameter, W is a weighting matrix (usually assumed to be the same as in 4.15) and ϕ is the i.i.d. error term with constant variance σ^2 . Therefore, the error variance has the form $\sigma^2(I - \lambda W)^{-1}[(I - \lambda W)^{-1}]'$.²⁴

The estimation in the presence of spatially dependent error terms requires a special approach given that inference based on the usual variance associated with OLS estimates may be misleading. One approach is to use ML to estimate (4.15) considering (4.17) (this line was followed by Case et al., 1993[18]). Another remedy is to rely on IV estimation. Kelejian and Prucha (1998)[35] have demonstrated that even in the presence of spatial error dependence, IV method yields a consistent estimation of β , although it does not utilize information relating to the possible spatial correlation of the error term.²⁵ Finally, the third approach is to estimate the spatial lag model (4.15) by ML assuming error independence and using a hypothesis test to verify this absence (as in Brueckner and Saavedra, 2001).

²³The sphericity assumption states that all variances are constant, i.e. the covariance matrix is a scalar multiple of the identity matrix ($\sigma^2 I$).

²⁴Observe that the reduced form of (4.17) is $\epsilon = (I - \lambda W)^{-1} \phi$.

²⁵Kelejian and Prucha (1998) extend the spatial 2SLS model to include spatial error components.

4.9 Appendix B

4.9.1 Martinez-Mongay series

Martinez-Mongay calculated an effective capital income tax considering taxes on personal income from capital, taxes on corporate income and property taxes. The tax revenue from corporations is estimated taking the total direct taxes on income and wealth from AMECO (DTRV). Using the OECD Revenue Statistics databank, he calculates the proportion of "Corporate taxes on income, profits and capital gains" (1200) over the amount of direct taxation (i.e. "Taxes on income, profits and capital gains of individuals" (1100) + "Corporate taxes on income, profits and capital gains" (1200) + "Revenues from any kind of property taxes" (4000)). Therefore the corporate tax revenue (CORV) is equal to:

$$CORV = DTRV \times \frac{1200}{1100 + 1200 + 4000}$$

In the same way the property tax revenue (PWRV) is equal to:

$$PWRV = DTRV \times \frac{4000}{1100 + 1200 + 4000}$$

The tax revenue from taxes on personal income from capital is computing firstly estimating an effective tax rate on personal income (PITR), where as before the personal income tax revenue is:

$$PIRV = DTRV \times \frac{1100}{1100 + 1200 + 4000}$$

And the personal income tax base (PITB) is equal to:

$$PITB = \underbrace{LETB - NWRV}_{\text{Household income from labour}} + \underbrace{+NOS - (LETB - COEL)}_{\text{imputed wage of self-employed}} - \underbrace{CORV - PWRV}_{\text{household income from capital}}$$

Where

$$LETB: \text{Labour effective tax base (including self employment)} = \frac{\text{Total compensation of employees} \times \text{occupied population}}{\text{employees}}$$

NWLC: Non-wage labour costs = $\frac{\text{Social security contributions}}{LETB}$

NOS: Net operating surplus of the economy

COEL: Total compensation of employees

Therefore

$$PITR = \frac{PIRV}{PITB}$$

And the capital effective tax rate (KETG) is:

$$KETG = \frac{CORV + PWRV + PITR \times \text{household income from capital}}{GOSA}$$

Where the tax base (GOSA) is the gross operating surplus adjusted for the imputed wage income of the self-employed

$$GOSA = GOS - (LETB - COEL)$$

4.9.2 BACH series

The BACH series were generated, following Nicodème, as the ratio of taxes paid on Gross Operating Profit,

$$\tau = \frac{T}{GOP}$$

using BACH database for the manufacturing enterprises.

4.9.3 Devereux, Griffith and Klemm series

Devereux, Griffith and Klemm calculate the EATR of the manufacturing sector as the difference between pre and post net present values of an investment in plant and machinery, scaled by the pre-tax total income stream, net of depreciation. This is analogous to other measures of average tax rates, in which observed tax payments are divided by a measure of pre-tax profit.

$$EATR = \frac{NPV^* - NPV}{\frac{p^*}{1+r}}$$

where the pre-tax NPV is

$$NPV^* = \frac{p^* - r}{1 + r}$$

p^* is a pre-tax rate of return to be fixed and r is the real interest rate.

The post-tax NPV is the difference between the present value of the income and the present value of the cost of the asset.

$$NPV = V - C = \frac{(p^* + \delta)(1 - \tau) + (1 - \delta)(1 - A)}{1 + r}$$

where δ is the economic rate of depreciation of the asset, τ is the corporate tax rate and A is the present value of allowances per unit of investment.

Devereux and Griffith show that the EATR can be rewritten as a weighted average of the EMTR and the statutory rate τ .

$$EATR = \frac{\tilde{p}}{p^*} EMTR + \left(1 - \frac{\tilde{p}}{p^*}\right) \tau$$

4.9.4 Corporate Tax Revenue / GDP series

The SGDP series were constructed as the ratio of "Corporate taxes on income, profits and capital gains" (1200), extracted from the "Revenue Statistics 1965-1999" cd-rom (OECD), on GDP

$$\tau = \frac{1200}{GDP}$$

4.10 Appendix C. Panel unit root tests

LL test is a restrictive procedure, which evaluates the null hypothesis that each series contains a unit root versus the alternative hypothesis that all the series are stationary. The test uses pooled cross section time series data to improve the efficiency in the estimation. The model implemented here has the following form (Model 2, LL (1993)):

$$\Delta(t_{iu} - \bar{t}_i) = c_i + \beta_i(t_{iu-1} - \bar{t}_i) + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta(t_{iu-L} - \bar{t}_{i-L}) + \epsilon_{iu} \quad (4.18)$$

where the series may have an individual specific mean and their lag order p_i may vary across countries. Unfortunately, the LL procedure assumes β_i to be homogeneous across all cross-section units of the panel (i.e. $\beta_i = \beta$ for all i), implying that all series converge at the same speed. In this model

the null hypothesis to be evaluated is that $\beta_i = 0$ and $c_i = 0$ for all $i = 1, \dots, N$ against the alternative hypothesis that $\beta_i < 0$ and $c_i \in \Re$ for all $i = 1, \dots, N$. Additionally, LL show that the regression t-statistic has a non-normal limiting distribution diverging to negative infinity. However, this t-statistic can be adjusted with the values given in Table 2 of their work and, therefore, the critical values of the standard normal distribution can be used to test the null hypothesis.

IPS propose an alternative testing procedure based on averaging individual unit root test statistics (called t-bar statistic). The model has the same structure than (2), but now the null hypothesis becomes:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_i &= 0 \text{ for all } i = 1, \dots, N && \text{against the alternative} \\ H_1 : \beta_i &< 0, i = 1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0, i = N_{1+1}, N_{1+2}, \dots, N \end{aligned}$$

This alternative hypothesis allows for β_i to differ across countries, and is more general than the homogeneous alternative hypothesis of LL. IPS test allows to a relative or absolute convergence under its alternative hypothesis and, additionally, it has the advantage to concede that some (but not all) of the individual series have a unit root in rejecting the null hypothesis. In this way, the test estimates whether most of the series have converged under different speeds and to equal or unlike constants. IPS also give a standardization of the t-bar statistic, W-tbar; which can be compared against conventional critical values of the normal distribution.

Finally, we carry out the Fisher's P test proposed by Maddala and Wu (1996)[41] and by Choi (2001)[20]. Like IPS test, Fisher's test takes evidence from independent tests. It combines observed P-values of the individual tests in a form $-2 \sum_{i=1}^N \ln P_i$, which has a χ^2 distribution with $2N$ degrees of freedom. Phillips and Sul (2002)[46] show that Fisher's test generally seems to be superior to IPS test.

4.11 Appendix D

Maximum likelihood									
EATR									
	No spatial effects	W1 eq w	W2 inv min d	W3 inv dist	W4 inv gdp	W5 inv gdp pe	W6 cluster	W7 sta tax	
GEXP/GDP	-1.8678	-1.5454	-1.5596	-1.8656	-1.5038	-1.6313	-1.8931	-1.4776	
P=65 Po	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
	2.4292	2.2184	2.2968	2.4274	2.2376	2.4496	2.5813	2.5975	
Size	0.7366	0.6742	0.7013	0.7326	0.6921	0.7234	0.6026	0.6077	
EU	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	
β (Wtax)	-4.3954	-3.4103	-3.5973	-4.4356	-4.4375	-4.0886	-4.1777	-4.0213	
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
	0.2567	0.2567	0.2104	-0.0461	-0.1828	-0.2235	-0.1799	-0.4630	
	0.00	0.00	0.00	0.72	0.04	0.01	0.00	0.00	
Observations	260	260	260	260	260	260	260	260	
R-squared	0.8665	0.8783	0.8750	0.8666	0.8697	0.8710	0.8730	0.8777	
Log likelihood	-688.7300	-679.7853	-682.3386	-688.6905	-686.8353	-686.2395	-684.1794	-681.6790	

St. Tax									
EATR									
	No spatial effects	W1 eq w	W2 inv min d	W3 inv dist	W4 inv gdp	W5 inv gdp pe	W6 cluster	W7 sta tax	
GEXP/GDP	-1.7966	-1.7152	-1.7421	-1.7933	-1.6170	-1.7790	-1.8062	-1.6902	
P=65 Po	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
	5.2733	4.9458	5.0359	5.2738	5.0000	5.4054	5.2730	5.4140	
Size	1.6507	1.5547	1.5796	1.6457	1.5812	1.6689	1.6200	1.5600	
EU	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
β (Wtax)	-5.9896	-4.8551	-5.1305	-6.0176	-5.7159	-5.6300	-6.0204	-5.6960	
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
	0.2086	0.2086	0.1765	-0.0371	-0.2609	-0.0935	-0.0240	-0.1560	
	0.00	0.00	0.00	0.77	0.00	0.24	0.86	0.13	
Observations	260	260	260	260	260	260	260	260	
R-squared	0.8868	0.8940	0.8923	0.8869	0.8920	0.8875	0.8870	0.8881	
Log likelihood	-745.7751	-739.1875	-740.6129	-745.7458	-741.9415	-745.4336	-745.6936	-744.8246	

Figure 4.5: Maximum likelihood estimators.

Maximum likelihood									
BACH	No spatial effects	W.1 eq w	W.2 inv min d	W.3 inv dist	W.4 inv gdp	W.5 inv gdp pe	W.6 cluster	W.7 sta tax	
GEXP/GDP	-1,2462 0,00	-1,2967 0,00	-1,3028 0,00	-1,2639 0,00	-1,1675 0,00	-0,9893 0,00	-1,1797 0,00	-1,2229 0,00	
Po65/Po	0,5307 0,30	0,4329 0,34	0,4391 0,33	0,3833 0,37	0,5496 0,22	0,2876 0,49	0,6267 0,16	0,0456 0,92	
Size	-0,2864 0,39	-0,2780 0,34	-0,2730 0,34	-0,2567 0,35	-0,2747 0,34	-0,2857 0,28	-0,1976 0,49	-0,3751 0,18	
EU	1,0266 0,32	1,1351 0,21	1,1495 0,20	1,1992 0,16	0,8941 0,32	1,4609 0,08	1,1372 0,20	0,9304 0,28	
β (Wtax)		-0,1210 0,11	-0,1310 0,08	-0,6987 0,00	-0,1751 0,19	-0,8013 0,00	-0,2150 0,06	-0,4400 0,01	
Observations	121	121	121	121	121	121	121	121	
R-squared	0,8307	0,8355	0,8360	0,8514	0,8338	0,8616	0,8381	0,8465	
Log likelihood	-248,0111	-246,8598	-246,8197	-244,1576	-247,3809	-241,8586	-246,3139	-244,3470	

MM	No spatial effects	W.1 eq w	W.2 inv min d	W.3 inv dist	W.4 inv gdp	W.5 inv gdp pe	W.6 cluster	W.7 sta tax	
GEXP/GDP	-0,1278 0,24	-0,1280 0,21	-0,1256 0,21	-0,1458 0,13	-0,0897 0,37	-0,1271 0,20	-0,1781 0,07	-0,1105 0,26	
Po65/Po	1,5526 0,00	1,5513 0,00	1,5706 0,00	1,6735 0,00	1,5448 0,00	1,4426 0,00	1,5116 0,00	1,6593 0,00	
Size	0,2485 0,11	0,2479 0,08	0,2573 0,07	0,3364 0,01	0,2379 0,10	0,2175 0,13	0,2182 0,12	0,2169 0,12	
EU	3,0178 0,00	3,0105 0,00	3,0867 0,00	3,4418 0,00	2,9419 0,00	2,9867 0,00	2,8264 0,00	2,8268 0,00	
β (Wtax)		0,0037 0,95	-0,0328 0,60	-0,8362 0,00	0,1676 0,03	0,1515 0,03	-0,2550 0,00	-0,4250 0,00	
Observations	345	345	345	345	345	345	345	345	
R-squared	0,8919	0,8919	0,8920	0,9029	0,8937	0,8941	0,8988	0,8967	
Log likelihood	-743,7677	-743,7668	-743,6739	-737,4748	-742,0416	-741,2852	-736,2828	-736,4909	

SGDP	No spatial effects	W.1 eq w	W.2 inv min d	W.3 inv dist	W.4 inv gdp	W.5 inv gdp pe	W.6 cluster	W.7 sta tax	
GEXP/GDP	-0,1074 0,07	-0,1385 0,01	-0,1349 0,01	-0,1174 0,02	-0,1186 0,02	-0,1024 0,06	-0,1043 0,05	-0,1232 0,01	
Po65/Po	0,0318 0,74	0,0063 0,94	0,0202 0,81	0,0409 0,61	0,0375 0,85	0,0368 0,67	0,0407 0,63	-0,0597 0,47	
Size	0,0691 0,20	0,0671 0,16	0,0692 0,15	0,0750 0,10	0,0690 0,15	0,0713 0,14	0,0720 0,14	0,0621 0,18	
EU	0,7037 0,00	0,7541 0,00	0,7342 0,00	0,6754 0,00	0,6846 0,00	0,7058 0,00	0,7200 0,00	0,6349 0,00	
β (Wtax)		-0,2992 0,00	-0,2528 0,00	-0,9940 0,00	0,3296 0,00	-0,1395 0,19	-0,1520 0,09	-0,7370 0,00	
Observations	195	195	195	195	195	195	195	195	
R-squared	0,8794	0,8866	0,8866	0,8961	0,8875	0,8806	0,8822	0,8954	
Log likelihood	-144,1295	-140,7031	-140,8347	-137,5154	-140,2174	-143,5316	-142,6070	-136,2464	

Figure 4.6: Maximum likelihood estimators.

2SLS										
EATR										
	No spatial effects	W.1 eq w	W.2 inv min d	W.3 inv dist	W.4 inv gdp	W.5 inv gdp pe	W.6 cluster	W.7 sta tax		
GEXP/GDP	-1,6678 0,00	-1,5073 0,00	-1,5430 0,00	-1,8013 0,00	-1,2364 0,00	-1,6275 0,00	-1,6744 0,00	-1,7324 0,00		
P ₆₅ /P ₀	2,4292 0,00	2,1528 0,00	2,2764 0,00	2,5391 0,00	1,9241 0,00	2,4617 0,00	2,4691 0,00	2,3721 0,00		
Size	0,7366 0,01	0,6548 0,02	0,6968 0,01	0,9781 0,00	0,6194 0,03	0,7220 0,01	0,7015 0,02	0,7804 0,01		
EU	-4,3954 0,00	-3,1037 0,01	-3,4745 0,00	-1,9801 0,14	-4,5065 0,00	-4,0560 0,00	-4,3383 0,00	-4,5224 0,00		
β (Wtax)		0,3366 0,01	0,2428 0,06	2,7731 0,00	-0,4821 0,01	-0,2472 0,21	-0,0472 0,70	0,1640 0,81		
Observations	260	260	260	260	260	260	260	260		
R-squared	0,8666	0,8795	0,8756	0,8137	0,8694	0,8713	0,8688	0,8610		
Log likelihood	-688,7319									

St. Tax										
	No spatial effects	W.1 eq w	W.2 inv min d	W.3 inv dist	W.4 inv gdp	W.5 inv gdp pe	W.6 cluster	W.7 sta tax		
GEXP/GDP	-1,7966 0,00	-1,6649 0,00	-1,6893 0,00	-1,9469 0,00	-0,7377 0,05	-1,5749 0,00	-1,8826 0,00	-3,5087 0,00		
P ₆₅ /P ₀	5,2733 0,00	4,7431 0,00	4,8052 0,00	5,2524 0,00	3,6612 0,00	6,9576 0,00	5,2706 0,00	3,0096 0,01		
Size	1,6507 0,00	1,4952 0,00	1,5104 0,00	1,8814 0,00	1,2411 0,00	1,8812 0,00	1,3774 0,01	3,1103 0,00		
EU	-5,9896 0,00	-4,1530 0,00	-4,2959 0,00	-4,6974 0,00	-4,3755 0,00	-3,9693 0,01	-6,2640 0,00	-7,4966 0,00		
β (Wtax)		0,3378 0,00	0,3479 0,00	1,7082 0,02	-1,5384 0,00	-1,1837 0,00	-0,2136 0,52	2,5105 0,00		
Observations	260	260	260	260	260	260	260	260		
R-squared	0,8668	0,8946	0,8918	0,8654	0,8674	0,8764	0,8649	0,7338		
Log likelihood	-745,7751									

Figure 4.7: IV estimators.

Panel Unit Root

	EATR	St. Tax	BACH	MM	SGDP
LL Test					
Estimated β	-0,1338	-0,1109	-0,5282	-0,1330	-0,4522
Ajusted t-Statistic	-1,8500	-2,2578	-3,4986	-1,3583	-4,3327
Prob. Value	0,03	0,01	0,00	0,09	0,00
IPS test					
t-bar	-1,5488	-1,7486	-2,1180	-1,7279	-2,1921
W-tbar	-0,2893	-1,0273	-1,9322	-0,9611	-2,6188
Prob. Value	0,39	0,15	0,03	0,17	0,00
Fisher's test					
Fisher's P test	24,5750	33,1505	33,5087	39,4330	51,6720
Prob. Value	0,54	0,16	0,06	0,12	0,01

Phillips and Sul orthogonalization Procedure

	EATR	St. Tax	BACH	MM	SGDP
LL Test					
Estimated β	-0,1111	-0,1614	-0,2601	-0,1395	-0,2174
Ajusted t-Statistic	-1,1554	-2,8215	-1,9404	-0,5453	-1,4277
Prob. Value	0,12	0,00	0,03	0,29	0,08
IPS test					
t-bar	-0,9469	-1,6599	-1,7559	-1,5568	-1,5707
W-tbar	1,8197	-0,6938	-0,7265	-0,3495	-0,3764
Prob. Value	0,97	0,24	0,23	0,36	0,35
Fisher's test					
Fisher's P test	15,4074	30,4480	26,0437	31,1506	36,3094
Prob. Value	0,91	0,17	0,16	0,31	0,13

Figure 4.8: Panel Unit Root Tests.

Chapitre 5

Convergence de l'impôt sur les sociétés dans l'Union Européenne.

Ce chapitre est reproduit du numéro thématique "Croissance, convergences et intégration européenne", *Economie et Prévision*, 173, 2006/2, recueil de communications présentées aux Journées de l'Association Française de Science Economique en 2003.

Convergence de l'impôt sur les sociétés dans l'Union Européenne

Fernando M. M. Ruiz^(*)

L'intégration économique entre les pays génère un processus d'interdépendance qui affecte leurs politiques fiscales. Il est largement admis aujourd'hui que les impôts puissent changer la direction des flux commerciaux et de facteurs de production et que les pays qui ignorent les effets de débordement transfrontaliers de leurs décisions peuvent se retrouver dans des situations de concurrence fiscale. Le message central de la littérature sur la concurrence fiscale nous enseigne que les gouvernements qui agissent de manière indépendante vont s'engager dans une concurrence pour attirer les capitaux en réduisant leurs niveaux de taxation. Ce comportement peut conduire à un résultat extrême où la concurrence mène à l'absence totale d'impôt sur un facteur mobile tel que le capital (voir par exemple Wilson, 1999, pour une revue complète de la littérature). Ce résultat théorique sombre est à la source d'efforts pour coordonner les systèmes d'imposition entre pays. Néanmoins, parmi les États membres de l'Union Européenne, les systèmes d'imposition des sociétés demeurent, de nos jours encore, nettement différenciés (Commission Européenne, 2001).

La situation décrite ci-dessus nous conduit à étudier la convergence entre pays de l'impôt sur le revenu des sociétés. Cette recherche examine si l'harmonisation limitée réalisée à ce jour, combinée avec une concurrence supposée entre les pays de l'Union Européenne (EU), réduit les divergences de cet impôt, avec une tendance à l'égalisation de ses valeurs. D'autres études ont trouvé une convergence dans les recettes fiscales totales (De Bandt et Mongelli, 2000) et dans l'impôt des sociétés, en travaillant avec les structures des impôts (Ashworth et Heyndels, 2002). La contribution de cet article est l'utilisation et la comparaison, dans la recherche de la convergence, de différentes estimations du taux d'imposition effective des sociétés. Ces mesures sont destinées à estimer la vraie charge fiscale imposée à une activité économique. Bien que ces différentes mesures sont sujettes à critiques et qu'elles suivent des évolutions à travers le temps assez différentes, nous espérons qu'elles puissent servir à renforcer nos conclusions en nous évitant des interprétations basées sur l'utilisation d'un seul type de série ou d'une approche isolée.

L'article examine l'évolution de la synchronisation des séries, puis la question centrale de leur convergence. Ici, nous nous posons deux questions légèrement différentes. La première regarde si les taux d'imposition sur les sociétés convergent dans l'UE, c'est-à-dire si l'écart entre eux a diminué dans le temps. Nous empruntons dans cette partie des tests de convergence développés dans la littérature sur la croissance (β -Convergence et σ -Convergence). En plus, nous présentons deux mesures, l'écart type et le coefficient de variation, conçues pour capter la dispersion entre les variables. La deuxième question examine si les taux d'imposition sur les sociétés ont déjà convergé dans l'UE. Pour concrétiser cette question, nous considérons que les séries ont convergé quand elles parviennent à afficher une relation stable dans le temps. Trouver cette tendance de long terme dans les données peut indiquer que les impôts se déplacent

(*) Arpege / Département Économie et Sociologie, Facultés Universitaires Catholiques de Mons (FUCaM).
E-mail: fernando.ruiz@fucam.ac.be

L'auteur remercie le Professeur Marcel Gérard pour ses nombreux conseils et Mme Huguette Helman et M. François Fasseaux pour leur lecture attentive de la version française. Il tient aussi à remercier deux lecteurs anonymes pour leurs références très utiles et les participants de l'Arpege day FUCaM, du Workshop in Public Economics (UKL), des Journées de l'AFSE (Lille) et du 59^{ème} Congrès de l'IIPF (Prague). Cependant, toute erreur demeure mienne.

autour d'un état stationnaire, bien qu'on considère une hétérogénéité des états stationnaires entre les pays, ce qui permet de refléter d'autres facteurs qui n'ont pas été inclus dans les taux d'imposition effective (on examine la stationnarité à travers des tests de racine unitaire en panels).

Le résultat principal de cet article est que, au sein de l'Union Européenne et sur base des tests de β - et σ -Convergence, les taux d'imposition effective sur les sociétés convergent. De plus, une synchronisation dans l'imposition sur les sociétés est apparue, bien que nous interprétons ce fait principalement comme un sous-produit des conclusions de Artis et Zhang (1999) qui trouvent une plus grande synchronisation des cycles économiques. Finalement, la présence d'une relation stable entre les séries, impliquant que les taux d'imposition sur les sociétés ont déjà convergé, a été testée. A cet égard, des éléments contradictoires apparaissent, en fonction de la manière dont les séries ont été construites (principalement quand nous contrôlons la présence de corrélation croisée). On trouve que les taux d'imposition effective calculés sur les séries macroéconomiques ont convergé de manière plus probable que ceux calculés sur les séries microéconomiques. Ceci peut s'expliquer par le fait que les pays ont conservé un niveau similaire d'imposition des sociétés au niveau agrégé mais que l'agencement des secteurs qui soutiennent ce niveau agrégé diffère entre pays. D'un autre côté, ces différences montrent l'importance des approches comparatives pour produire des conclusions acceptables.

Nos conclusions suggèrent qu'une harmonisation de l'imposition sur les sociétés a déjà commencé, et ce, sans accord préalable des gouvernements ; ceci apparaît en particulier si l'on regarde les indicateurs des taux d'imposition effective sur les sociétés construits dans une optique macroéconomique. Deux questions surgissent alors, qui sont toutes deux sujettes à débat. La première est de savoir si ce processus pousse les taxes vers le haut ou vers le bas ; mais la réponse n'est pas indépendante de la mesure utilisée comme les divers taux d'imposition effective le montrent. La seconde demande si, et dans quelle mesure, la convergence observée est le fruit de pressions concurrentielles exercées par la création du marché commun, ou d'une harmonisation implicite résultant d'actions politiques. À ces questions il n'y a pas de réponse univoque dans le présent travail : nous la laissons ouverte pour des recherches futures.

Les processus d'intégration conduisant à la formation de marchés communs ont affecté, non seulement les relations politiques et commerciales entre pays, mais ils ont aussi modelé leurs politiques fiscales. Il est largement admis aujourd'hui que les impôts puissent changer la direction des flux commerciaux et de facteurs de production et que les pays qui ignorent les effets de débordement transfrontaliers de leurs décisions peuvent se retrouver dans des situations de concurrence fiscale.

Le message central de la littérature sur la concurrence fiscale nous enseigne que les gouvernements qui agissent de manière indépendante vont s'engager dans une concurrence pour attirer les capitaux en réduisant leurs niveaux de taxation. Ce comportement peut conduire à un résultat extrême où la concurrence mène à l'absence totale d'impôt sur un facteur mobile tel que le capital (voir par exemple Wilson, 1999, pour une revue complète de la littérature). Ce résultat théorique sombre est à la source d'efforts pour coordonner les systèmes d'imposition en les rendant davantage interdépendants ; ces efforts peuvent prendre la forme d'harmonisation des bases imposables, d'accords d'échange d'information, etc. Néanmoins, la discussion entre coordination et/ou concurrence persiste toujours, principalement centrée sur deux arguments opposés. D'une part, les tenants d'une économie publique d'inspiration néoclassique mettent en avant les inefficacités introduites par les différences dans les systèmes fiscaux et donnent dès lors leur appui à l'harmonisation. D'autre part, l'école du « public choice » et les modèles de gouvernement Léviathan se focalisent sur les distorsions politiques et, en général, soulignent les bénéfices que la concurrence fiscale peut amener quand les gouvernements maximisent, non pas le bien-être de la population, mais une fonction de bénéfice propre aux dirigeants.

Au sein de l'Union Européenne, les efforts pour harmoniser les systèmes fiscaux ont une longue histoire. Ils remontent aux années soixante quand des propositions pour un traitement davantage uniforme de l'impôt sur les revenus du capital ont commencé à voir le jour (cf. le Rapport du comité Neumark). Cependant, parmi les États membres de l'Union Européenne (UE), les systèmes d'imposition des sociétés demeurent, de nos jours encore, nettement différenciés⁽¹⁾. Un aspect de ces propositions était la conception d'une harmonisation douce, qui devait permettre une concurrence « libre et juste » parmi les États membres. Comme exemples de cette approche, on peut citer la proposition de la Commission de 1975, qui suggérait d'adopter des taux d'impôt des sociétés situés dans une fourchette allant de 45 à 55 pour cent et, plus tard, le Rapport Ruding (1992) qui recommandait des taux d'imposition statutaires dans une fourchette de 30 à 40 pour cent. Comme nous pouvons le voir dans le tableau 1, ces valeurs étaient observées, et donc

praticables, au moment où ces rapports ont été publiés.

Tableau 1 : taux d'imposition statutaire sur les sociétés

	1980	1994	2001
Allemagne	61,7-44,3*	45-30	25
Autriche			34
Belgique	48	40,17	39
Danemark	37	34	30
Espagne		35	35
Finlande			29
France	50	33	33,33
Grèce		40	37,5
Irlande	45	10	10
Italie	36,3	52,2	36
Luxembourg	45,5	33,3	30
Pays-Bas	46	35	35
Portugal		39,6	32
Royaume-Uni	52	33	30
Suède			28

Source: Lannoo et Levin (2002)

* Le premier taux est appliqué aux profits non distribués, le deuxième aux profits distribués.

La persistance d'un différentiel autorisé de 10 points vise probablement à faire face à la réticence politique envers une égalisation absolue et forcée des taux. Cette réticence vient de la conviction qu'une fois entré dans le « cartel d'harmonisation », un État peut gagner à en sortir. Bien que l'harmonisation y soit obligatoire, un tel cartel peut encore s'accommoder en effet de dispositions dérogatoires internes et d'exemptions temporaires qui minent les efforts de rapprochement : la réalité pourrait être caractérisée par la conjonction d'une harmonisation officielle et d'une désharmonisation – surtout – non officielle des politiques des gouvernements (voir Frey et Eichenberg, 1996).

La situation décrite ci-dessus nous conduit à examiner la convergence entre pays de l'impôt sur le revenu des sociétés. Nous voulons tester si l'harmonisation limitée réalisée à ce jour⁽²⁾, combinée avec une concurrence supposée entre les pays de l'UE, réduit les divergences de cet impôt, avec une tendance à l'égalisation de ses valeurs. D'autres études ont trouvé une convergence dans les recettes totales (De Bandt et Mongelli, 2000) et dans l'impôt des sociétés en travaillant avec les structures d'impôt (Ashworth et Heyndels, 2002). La contribution de cet article est l'utilisation et la comparaison, dans la recherche de la convergence, de différentes estimations du taux d'imposition effective des sociétés. De cette façon, nous espérons renforcer nos conclusions en évitant des interprétations dérivées de l'utilisation d'un seul type de série ou d'une approche isolée.

Cette recherche s'insère dans la suite de travaux du laboratoire Arpege des FUCaM, sur la définition et la mesure de l'imposition effective (voir notamment de Callataÿ et Gérard, 1990, Gérard, 1993, Gérard, Jamaels et Valenduc, 1996, Gérard *et alii*, 1997, Gérard et Gillard, 2004).

L'article est organisé comme suit. La première partie donne un aperçu général des diverses méthodologies de calcul du taux d'imposition effective des sociétés. Dans la deuxième partie, nous utilisons certaines de ces mesures pour étudier leur convergence. Dans la troisième partie, nous nous posons la question de savoir si les tendances observées peuvent indiquer que l'impôt sur les sociétés a, en fait, convergé. Finalement, la dernière partie est le lieu de nos conclusions. Pour une raison de clarté et de simplicité, la plupart des tableaux et figures sont placés dans l'annexe A.

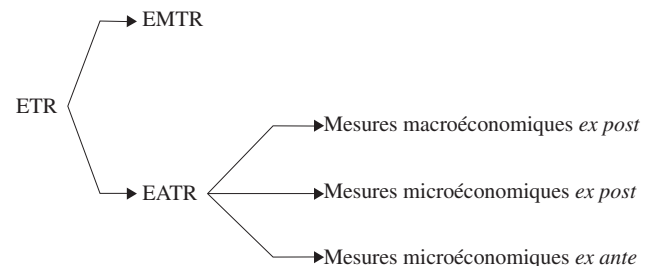
Différentes approches pour mesurer le taux de l'imposition sur les sociétés

Le problème principal lorsqu'on veut réaliser une étude empirique sur la taxation est de sélectionner de façon appropriée la manière de mesurer les prélèvements fiscaux. *A priori*, nous pourrions travailler avec les taux d'imposition statutaires présentés dans le tableau 1. Cependant, les multiples exemptions et déductions inhérentes aux systèmes fiscaux font que les taux statutaires ne constituent pas une bonne approximation de la charge d'imposition à laquelle les entreprises sont réellement soumises. Pour surmonter ce problème, plusieurs approches ont été proposées dans la littérature, avec l'ambition de produire des taux d'imposition effective sur le revenu des sociétés. Nous pouvons définir ces taux d'imposition effective (*effective tax rate* ou ETR) comme des mesures destinées à estimer la vraie charge fiscale imposée à une activité économique. Les différentes mesures envisagées peuvent être classées en fonction de ce qu'elles évaluent et du type d'information qu'elles utilisent. Le premier de ces critères fournit la distinction classique entre taux marginal d'imposition effective (EMTR) et taux moyen d'imposition effective (EATR).

Un taux marginal d'imposition effective, EMTR, mesure l'impôt dérivé d'une augmentation marginale du stock de capital dans une entreprise. De cette façon, il mesure les véritables incitants offerts par les systèmes fiscaux à un investissement supplémentaire. Cette approche se fonde sur une contribution de King et Fullerton (1984), elle-même basée sur des articles de Jorgenson (1963), Hall et Jorgenson (1967) et King (1974) ; elle constitue une extension naturelle de l'approche par le coût du capital.

Le taux moyen d'imposition effective, EATR, utilise un ratio entre une estimation des impôts payés par les sociétés et une estimation de leurs profits. Ici, la rencontre du deuxième critère – quel type d'information utilise-t-on pour la construction de la mesure ? – conduit à distinguer des mesures macroéconomiques *ex post*, microéconomiques *ex post* et microéconomiques *ex ante* (voir Nicodème, 2001). Chaque méthode a ses avantages et ses inconvénients et, bien qu'elles puissent être reliées, elles mesurent des choses différentes, aboutissent à des résultats quantitatifs différents et, par conséquent, ne permettent pas une comparaison directe de leurs valeurs.

Dans la suite de cet article, nous travaillerons avec des taux moyens d'imposition effective plutôt que



marginaux parce que, comme Devereux et Griffith (2003) et Cnossen (2003) l'argumentent, le choix d'emplacements pour l'investissement dépend de la valeur présente après taxes, différence entre la valeur présente avant taxes et l'impôt moyen payé. Par conséquent, les gouvernements sont supposés choisir la concurrence ou l'harmonisation en termes de taux d'imposition moyens.

L'approche macroéconomique *ex post*

Cette méthode utilise des données macroéconomiques, telles que les recettes fiscales et les comptes nationaux, pour calculer la charge fiscale que les sociétés doivent supporter. La première de ces méthodes recourt aux recettes fiscales sur les sociétés, exprimées en pourcentage du PIB⁽³⁾. En dépit de sa simplicité et de la disponibilité de l'information pour produire des séries temporelles, cette méthode ne fournit pas vraiment un taux d'imposition effective des revenus des sociétés, étant donné que, par définition, le PIB est la somme de tous les revenus des facteurs. Mendoza *et alii* (1994) proposent d'utiliser les recettes de l'impôt sur les sociétés, augmentées d'une estimation de l'impôt que les individus payent sur les revenus du capital, comme mesure de l'impôt effectif payé sur le capital, et de diviser ce montant par le surplus d'exploitation total de l'économie, mesure présumée de la base taxable. Le problème principal de cette méthode réside dans la supposition que les ménages paient des taux d'imposition effective égaux sur les revenus du capital et sur les revenus du travail, alors que la réalité nous enseigne que les pays appliquent des

taux d'imposition différents sur les différentes sources de revenus⁽⁴⁾. Martinez-Mongay (2000) a adapté cette méthode pour utiliser les données disponibles à la Commission Européenne et à l'OCDE, mais il considère toujours que les ménages paient le même taux moyen d'imposition sur les revenus du travail et du capital. Carey et Tchilinguirian (2000) notent ce problème-là et d'autres problèmes encore, tels que l'hypothèse que le revenu du travail indépendant est assigné au capital et que les comptes nationaux des pays souffrent d'un manque d'harmonisation. Ils raffinent les estimations de Mendoza *et alii* obtenant un niveau d'imposition effective un peu plus élevé, bien qu'en général, ce changement dans le niveau n'affecte pas l'évolution des séries à travers le temps ou entre pays. Une méthode équivalente est utilisée pour la production des ouvrages "Structures of the Taxation Systems in the European Union" par la Commission Européenne (voir par exemple Commission Européenne, 2003).

L'avantage principal de ces méthodes est la facilité de calcul et la disponibilité de données. Elles tiennent compte aussi implicitement de tous les éléments de la taxation. D'autre part, cette mesure de l'imposition effective est affectée par les cycles économiques, ce qui produit une variabilité élevée dans les estimations. Ceci a comme conséquence directe la difficulté de relier l'imposition effective aux changements des politiques fiscales. Néanmoins, Mendoza, Razin et Tesar argumentent que ce problème est atténué par le fait que les recettes de l'impôt et les bases imposables tendent à varier ensemble. Malheureusement, cette observation ne tient pas compte de la possibilité de reporter les pertes dans le futur et, parfois, dans le passé, ce qui cause une désynchronisation avec le cycle économique. De plus, ces estimations ne permettent pas d'évaluer les effets de propositions de réformes des systèmes d'impôt.

L'approche microéconomique *ex post*

Comme les études macroéconomiques *ex post*, cette méthode utilise des données qui permettent de tenir compte de tous les éléments de la taxation. Mais au lieu de prendre les comptes nationaux, elles utilisent les montants d'impôts payés et les profits qui figurent dans les comptes financiers des sociétés. Cette méthode a l'avantage de permettre de montrer la véritable charge fiscale supportée par les sociétés et d'estimer un taux d'imposition effective *ex post* pour différents secteurs de l'économie et différentes tailles des entreprises. Néanmoins, elle présente les défauts d'être influencée par les variations économiques et par les chocs sur des secteurs spécifiques et de ne pas permettre d'isoler les caractéristiques des systèmes d'impôt. De plus, l'imposition des actionnaires est ignorée et les données sur les impôts payés peuvent contenir des charges fiscales ou des revenus se rapportant à d'autres pays où la société est active, produisant des

incompatibilités entre le numérateur et le dénominateur.

Plusieurs études ont été menées avec cette approche, notamment celles de Feldstein et Summers (1979), Feldstein, Dicks-Mireaux et Poterba (1983), Grubert et Mutti (2000). Dans l'UE, nous pouvons mentionner les récentes études de Buijink, Jansen et Schols (2000) qui utilisent la base de données financières Primark Worldscope pour produire trois taux moyens d'imposition effective et celle de Nicodème (2001) qui utilise les données de la « Bank for the Accounts of Companies Harmonised » ou BACH⁽⁵⁾.

L'approche microéconomique *ex ante*

Cette dernière méthode repose sur la révision du travail de King et Fullerton par Devereux et Griffith (1998). L'idée est de combiner l'information de la législation fiscale avec quelques caractéristiques théoriques afin de produire une estimation du taux d'imposition effective. Devereux et Griffith proposent deux mesures, un taux marginal d'imposition effective (EMTR) dans le même esprit que King et Fullerton et le taux moyen d'imposition effective (EATR). Le premier suppose une augmentation marginale du stock de capital dans une entreprise, génératrice d'un bénéfice imposable. La taxation de l'investissement dépendra du type de bien acquis et de la façon dont il est financé. L'EMTR sera alors la différence entre le coût du capital et le rendement après impôt exigé pour l'investisseur, divisé par le coût du capital. L'EATR, au lieu de calculer l'imposition effective sur l'investissement marginal, estime l'impôt comme la différence entre la valeur présente nette d'un investissement avant et après impôt. De cette façon, cette imposition effective permet notamment une comparaison entre deux ou plusieurs localisations possibles de l'investissement.

Le Centre for European Economic Research et l'Université de Mannheim ont développé une autre mesure moyenne *ex ante*, l'*European Tax Analyser*, qui permet d'inclure des éléments plus complexes et plus réalistes. Ils ont construit une approche par société-modèle basée sur un ensemble d'éléments d'actif et de passif propres à une industrie spécifique. Bien que leur modèle dérive les valeurs avant et après impôts de l'entreprise d'une façon plus sophistiquée, faisant des hypothèses sur les activités de l'entreprise durant une période de dix ans, la notion de taux moyen d'imposition effective reste la même.

L'avantage principal de cette méthode est qu'elle permet une analyse avec investissement dans différents actifs et recourt à différentes sources de financement. Cependant, elle a plusieurs désavantages. Suite à la complexité des systèmes d'imposition, il n'est pas possible d'introduire toutes les caractéristiques spécifiques. Par suite, dans une comparaison internationale, les impôts utilisés sont

théoriques et ne considèrent pas la taxation observée. De plus, les estimations dépendent de la valeur donnée au taux d'actualisation ; celle-ci est fixée arbitrairement et ne tient pas compte de l'incertitude sous-jacente dans le calcul du rendement avant impôt.

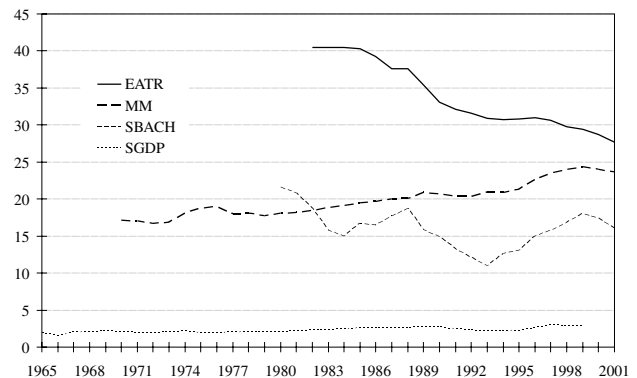
Les taux d'impôt sur les sociétés convergent-ils dans l'UE ?

Comme nous l'avons mentionné dans l'introduction, nous nous attendions à observer une certaine convergence dans les taux d'imposition sur les sociétés au sein de l'UE en raison du degré d'harmonisation atteint et de la concurrence entre les pays pour attirer le capital. Pour essayer de tester cette conjecture, nous avons choisi quatre mesures du taux moyen d'imposition effective sur le capital, une pour chaque type d'approche présentée dans la première partie, plus une mesure plus large des recettes de l'impôt sur les sociétés exprimées en pourcentage du PIB, défini comme un indicateur macroéconomique *ex post*.

Les premières séries choisies sont celles construites par Martinez-Mongay (ci-après MM), des séries macroéconomiques *ex post* qui proviennent du tableau B1.11 de son travail. Martinez-Mongay a calculé un taux d'imposition effective sur le revenu du capital en considérant les impôts sur le revenu personnel du capital, sur les revenus des sociétés et sur la propriété. Une description détaillée de la manière dont les séries ont été construites est donnée à l'Annexe B. L'échantillon couvre la période 1970-2001 pour 15 pays de l'UE (on considère les 15 pays membres de l'UE avant l'élargissement de 2004). Les estimateurs microéconomiques *ex post* d'un taux d'imposition effective sur le capital (ci-après SBACH) ont été construits en suivant la même méthodologie que Nicodème, en calculant la proportion d'impôts payés sur le résultat brut d'exploitation. Le secteur choisi est l'industrie parce qu'il contient le plus grand nombre d'observations sur la période 1980-2000 pour 11 pays de l'UE. Pour la troisième approche, nous travaillons avec les EATR construits par Devereux, Griffith et Klemm (2002) pour la période 1982-2001 et pour 13 pays de l'UE. Finalement, nous avons construit des séries de recettes des impôts sur les sociétés exprimées en pourcentage du PIB (ci-après SGDP) pour la période 1965-1999 et pour les 15 pays de l'UE.

Le graphique 1 montre l'évolution de la moyenne entre pays de chacune des séries pour chaque approche⁽⁷⁾ et, comme prévu, leur évolution diffère. D'une part, nous observons que les micro-séries ont suivi une tendance à la baisse jusqu'en 1992, quand SBACH commence graduellement à augmenter, mais ce modèle n'est pas suivi par les EATR qui

Graphique 1 : moyenne des taux d'imposition effective sur le capital



continuent leur chemin descendant. D'autre part, les macro-séries voient leurs moyennes augmenter depuis le début de l'échantillon. Ces résultats ont pour seul but de souligner le danger d'utiliser une méthodologie isolée dans une étude. Autrement dit, une affirmation claire des faiblesses et des limitations des séries est nécessaire à ce stade. Nous avons déjà mentionné le pour et le contre de chaque approche et, bien qu'un chercheur puisse avoir une préférence pour l'une ou l'autre, *a priori* il n'y a pas de raison de considérer l'une comme supérieure à l'autre.

Indicateurs de corrélation croisée

Notre point de départ est le calcul de la corrélation croisée contemporaine. Ce test est conçu pour indiquer la force de la relation linéaire entre les taux d'imposition nationaux et la moyenne de l'UE, le pays en question exclu. De cette façon, une augmentation de la corrélation fournit une base statistique pour inférer si une synchronisation plus élevée des taux d'imposition sur les sociétés, entre les pays, est en cours.

Pour MM et SGDP les séries ont été divisées en quatre sous-périodes pour observer l'évolution de la corrélation croisée contemporaine dans le temps. Pour SBACH et EATR, elles ont été divisées en deux sous-périodes seulement car elles sont plus courtes. Ces intervalles ne sont que des indicateurs de l'évolution parce que l'intervalle de confiance de la corrélation dans des périodes si courtes est assez grand.

Les résultats repris dans les tableaux 2, 3 et 4 (en annexe) diffèrent selon les données utilisées. La manière dont les séries ont été construites est reflétée dans le résultat du test. Dans le cas de MM, SBACH et SGDP nous pouvons observer de grandes différences dans la relation contemporaine, impliquant une instabilité considérable dans le temps. Cette caractéristique est principalement due à l'effet contaminant introduit par le cycle économique sur une imposition effective calculée *ex*

post. Néanmoins, une conclusion générale peut être obtenue en observant la moyenne de l'UE, où nous pouvons voir que, dans tous les cas, le dernier sous-échantillon présente la plus forte corrélation, impliquant une plus grande synchronisation à la fin de la période.

Cependant, les macro-séries suivent des chemins ascendants dans la plupart des cas alors que les micro-séries affichent une tendance baissière. Cela pourrait jeter un certain doute sur la qualité des corrélations calculées ci-dessus. Afin d'éviter ce problème, nous avons estimé la corrélation pour la composante cyclique, mesurée par la différence entre chaque série et la tendance calculée au moyen du filtre d'Hodrick et Prescott (1997). Par conséquent, le test détermine quand le pays et la moyenne dévient simultanément de la tendance.

Comme nous pouvons le voir sur les tableaux 5, 6 et 7, les conclusions générales demeurent similaires : les séries montrent la plus grande corrélation dans la dernière sous-période, à l'exception de EATR, bien qu'en général, leurs relations continuent à être stables dans le temps. Pourtant, en observant cette dernière caractéristique, l'augmentation de la corrélation dans le dernier sous-échantillon peut être interprétée comme une plus grande synchronisation de l'imposition sur les sociétés ou comme un sous-produit de l'intensification de la simultanéité du cycle économique dans l'UE (sur ce sujet, voir Artis et Zhang, 1999). Parce que les séries MM, SBACH et SGDP sont affectées par les conditions économiques générales, nous sentons que la dernière conclusion doit tenir momentanément et que la corrélation plus élevée dans la dernière sous-période ne peut probablement pas être interprétée comme un signe d'harmonisation des systèmes d'imposition.

β -Convergence et σ -Convergence

Bien que la corrélation croisée contemporaine approche la question de savoir s'il y a une augmentation de la synchronisation des séries, nous n'avons pas encore examiné si l'écart entre elles a diminué dans le temps. Des tests de convergence ont été développés dans la littérature sur la croissance, pour tester plus particulièrement si le revenu par tête des pays en voie de développement rattrapait celui des pays développés (voir par exemple Barro et Sala-i-Martin, 1992). Nous empruntons certaines de ces procédures dans notre analyse. Nous utilisons ici particulièrement les tests de β -Convergence et de σ -Convergence. En plus, nous présentons deux mesures, l'écart type et le coefficient de variation, conçues pour capturer la dispersion entre les variables.

Le test de β -Convergence étudie le comportement du retour à la moyenne d'un ensemble de variables.

Partant de l'idée qu'un pays avec un haut niveau de taxation initiale doit diminuer sa taxe et que le changement a été plus grand quand on a commencé plus loin de la moyenne, on part de l'équation

$$(1) (y_{iT} - y_{i0}) = \alpha - \beta y_{i0} + \varepsilon_{iT}$$

Une corrélation négative entre le terme de gauche, c'est-à-dire la différence entre valeurs finales et initiales de l'impôt, et l'impôt au moment initial, implique une valeur négative, $-\beta$, caractéristique de la β -Convergence. En d'autres termes, un pays qui a commencé avec un niveau élevé (respectivement un niveau bas) d'imposition effective a connu un changement plus grand que celui commençant avec une valeur proche de la moyenne.

D'un autre côté, la σ -Convergence étudie l'évolution de la dispersion de la coupe transversale. Nous parlons de σ -Convergence quand une réduction effective de la dispersion des impôts se produit. Hénin et Le Pen (1995) ont proposé une procédure simple pour tester cette hypothèse. De l'équation (1) on peut facilement montrer qu'une réduction de la dispersion se produit quand $(1-\beta)^2 < R^2$, où R^2 est le coefficient de détermination.

Le tableau 8 fournit les résultats de l'estimation de l'équation (1). Là, nous pouvons rejeter, dans la plupart des cas, l'hypothèse de non-convergence des impôts sur les capitaux, ce qui soutient la β -Convergence. Nous observons que l'estimation de β est significativement différente de zéro dans tous les cas sauf les séries SBACH. De plus, une réduction de la dispersion est présente pour ces séries. La dernière colonne du tableau 8 indique le rejet de l'hypothèse nulle dans ces cas, soutenant la σ -Convergence.

Visuellement, les figures 2 et 3 montrent que la dispersion a diminué durant la période de l'échantillon, à l'exception des données SGDP, qui augmentent leur dispersion pendant les années soixante et soixante-dix, avec un sommet à la fin des années soixante-dix, pour la diminuer ensuite pendant les années quatre-vingt et quatre-vingt dix. Les séries MM qu'inclut aussi cette période, ne montrent pas un même chemin de dispersion croissante pendant les années soixante-dix, ce qui implique que les changements observés sont principalement dus à des variations du PIB.

À tout prendre, la réduction de la dispersion, surtout dans les 20 dernières années, est un signe clair que les séries sont en train de converger. Des résultats similaires ont été trouvés par Nicodème (2001) et Martinez-Mongay (2000). Pour Nicodème, la variation dans la dispersion pour SBACH est due à des variations économiques qui affectent les profits

de sociétés et donc réduisent la dispersion des taux d'imposition effective dans les périodes de ralentissement économique. Bien que cette explication puisse couvrir des changements à court terme, elle n'explique pas la tendance négative de l'écart type pour toute la période. Pour Martinez-Mongay la réduction des coefficients de dispersion indique que quelques « international factors going beyond the processes of economic integration in the EU » sont en cours. Cette dernière affirmation peut être soutenue par le fait que les séries EATR voient aussi leur dispersion se réduire. C'est sur la base de cette observation que nous soutenons l'idée que des forces sous-jacentes affectent conjointement l'impôt sur le revenu des sociétés dans les différents pays, en les conduisant à converger.

Les taux d'impôt sur les sociétés ont-ils déjà convergé dans l'UE ?

Jusqu'à présent nous avons étudié la convergence sur le plan de la synchronisation et de la réduction de la dispersion. Mais les résultats empiriques dégagés jusqu'ici montrent-ils que les taux d'impôt sur les sociétés ont convergé ? Pour répondre à cette question, nous avons besoin de définir d'abord ce que nous entendons par « les séries ont déjà convergé ». Nous émettons donc la définition ci-dessous :

Définition 1. Les séries ont convergé quand l'espérance mathématique de la différence entre chaque série et la moyenne de la coupe transversale est constante, égale ou différente entre séries, et que la variance de cette différence est aussi constante.

Formellement, ceci se traduit par

$$E(y_{it} - \bar{y}_t) = c_i \quad \text{et} \quad \text{Var}(y_{it} - \bar{y}_t) = \sigma_i$$

En d'autres termes, la définition permet une convergence absolue ou relative, selon que l'espérance mathématique de la différence est égale ou différente de zéro. L'idée d'une convergence relative des taux d'imposition effective sur les sociétés se base sur le fait que les systèmes d'imposition peuvent s'ajuster sans imiter les autres et, donc, en laissant la possibilité de différences entre les taux d'imposition. Trouver cette tendance de long terme dans les données peut indiquer que les impôts se déplacent autour d'un état stationnaire, bien qu'existe une hétérogénéité des états stationnaires entre les pays, ce qui permet de refléter d'autres facteurs qui n'ont pas été inclus dans les taux d'imposition effective.

Parce que des séries stationnaires ont une moyenne et une variance constante, la définition ci-dessus revient à tester si la différence entre chaque série et la moyenne de la coupe transversale est stationnaire. Pour évaluer cette hypothèse, nous avons opté pour des tests de racine unitaire en panels, étant donné que les tests individuels n'ont qu'un pouvoir faible de rejet de l'hypothèse nulle dans les échantillons courts⁽⁸⁾. Les tests menés analysent l'hypothèse de retour à la moyenne, de la même manière que le test de β -Convergence réalisé. Comme nous l'expliquons ci-dessous, nous avons appliqué trois tests différents de racine unitaire en panels, ceux de Levin et Lin (1993) (LL), de Im, Pesaran et Shin (2002) (IPS) et le test de Fisher, qui testent deux hypothèses légèrement différentes.

Tests de racine unitaire en panels

Le test de Levin et Lin est une procédure restrictive, qui évalue l'hypothèse nulle que chaque série contient une racine unitaire contre l'hypothèse alternative que toutes les séries sont stationnaires. Le test utilise les données groupées de la coupe transversale pour améliorer l'efficacité de l'estimation. Le modèle appliqué ici a la forme suivante (Modèle 2, LL, 1993),

$$(2) \Delta(y_{it} - \bar{y}_t) = c_i + \beta(y_{it} - \bar{y}_t)$$

$$+ \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta(y_{it-L} - \bar{y}_{t-L}) + \varepsilon_{it}$$

où les séries peuvent avoir une moyenne individuelle spécifique et leur nombre de retards p_i peut varier entre les pays. Malheureusement, la procédure de LL suppose que les β_i de la coupe transversale du panel sont homogènes (c'est-à-dire $\beta_i = \beta$), impliquant que toutes les séries convergent à une vitesse identique. Dans ce modèle, l'hypothèse nulle est que $\beta_i = 0$ et $c_i = 0$ pour tout $i = 1, \dots, N$, contre l'hypothèse alternative que $\beta_i < 0$ et $c_i \neq 0$ pour tout $i = 1, \dots, N$. Comme nous pouvons le voir, l'hypothèse alternative impose non seulement que toutes les séries sont stationnaires, comme mentionné plus haut, mais elle introduit aussi un autre problème important en limitant l'analyse à une situation où toutes les séries ont convergé vers une constante, éliminant la possibilité d'une convergence absolue, c'est-à-dire vers une valeur nulle de la constante. De plus, Levin et Lin démontrent que le t statistique de la régression a une distribution non-normale divergeant vers un infini négatif. Cependant, cette statistique peut être corrigée en utilisant les valeurs du tableau 2 de leur travail et, dès lors, les valeurs critiques de la distribution normale standard peuvent être utilisées pour tester l'hypothèse nulle.

Im, Pesaran et Shin proposent une procédure alternative qui se base sur la moyenne des tests individuels de racine unitaire (appelée statistique

t -bar). Le modèle a une structure similaire à (2), mais maintenant l'hypothèse nulle devient,

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad \text{pour tout } i=1, \dots, N$$

à tester contre l'hypothèse alternative

$$H_1 : \beta_i < 0, i=1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0, i=N_{1+1}, N_{1+2}, \dots, N$$

Cette hypothèse alternative permet aux β_i de différer entre pays et elle est plus générale que l'hypothèse alternative homogène de Levin et Lin. Le test d'Im, Pesaran et Shin permet une convergence relative ou absolue et, en plus, il a l'avantage de concéder à quelques-unes des séries (mais pas à toutes) d'avoir une racine unitaire et cependant de rejeter l'hypothèse nulle. De cette façon, le test examine si la plupart des séries ont convergé à des vitesses différentes et vers des constantes égales ou distinctes. Im, Pesaran et Shin donnent aussi une normalisation de leur statistique $tbar$, appelée $W-tbar$ qui peut être comparée aux valeurs critiques conventionnelles de la distribution normale.

Finalement, nous exécutons le test de Fisher, proposé par Maddala et Wu (1996) et Choi (2001). Comme le test d'Im, Pesaran et Shin, le test de Fisher s'appuie sur des tests indépendants. Il combine valeurs P observées des tests individuels dans une forme $-2 \sum_{i=1}^N \ln P_i$, qui suit une distribution χ^2 avec $2N$ degrés de liberté. Phillips et Sul (2002) montrent que le test de Fisher semble être généralement supérieur au test d'Im, Pesaran et Shin.

Les résultats du test de Levin et Lin rapportés au tableau 9 ne convainquent pas d'une convergence. Nous pouvons voir que les statistiques t corrigées sont toutes non significatives, suggérant que les taux d'imposition sur les sociétés n'ont pas convergé entre pays. Néanmoins, l'hypothèse alternative restrictive nous dit que ces taux n'ont pas convergé à la même vitesse vers une constante ; cette hypothèse alternative semble être très exigeante pour les taux d'imposition effective de l'UE.

D'autre part, les tableaux 10, 11 et 12 mettent en avant quelques résultats contradictoires.

La première partie des tableaux montre les résultats des tests individuels de racine unitaire de Dickey-Fuller (DF) et leur nombre de retards pour le test augmenté (ADF). Les résultats changent en fonction des séries utilisées : un pays qui a un niveau de taxation stationnaire selon une approche, ne l'a en général pas selon une autre. Cependant, nous avons déjà mentionné le faible pouvoir de ces tests individuels dans les échantillons courts.

La deuxième partie des tableaux présente les résultats pour l'ensemble de l'UE. En ce qui concerne le t -bar du test d'Im, Pesaran et Shin, seules

les mesures macroéconomiques *ex post* rejettent l'hypothèse nulle et, pourtant, considèrent que les impôts sur les sociétés construits selon cette optique ont convergé. Ces résultats peuvent être étendus à d'autres séries, par le recours au test de Fisher, qui rejette aussi l'hypothèse nulle pour les séries SBACH. Néanmoins, pour les séries EATR nous ne pouvons pas dire la même chose car, une fois de plus, la preuve de la convergence est extrêmement fragile du fait que la façon dont les séries ont été construites peut changer nos résultats. En général, les différences dans les résultats nous conduisent à soutenir que l'impôt sur les sociétés n'a pas encore convergé.

Problèmes avec les tests de racine unitaire

Un point négligé jusqu'ici est la présence de corrélation croisée contemporaine entre les séries (comme nous avons vu dans la première section de la deuxième partie). Cette caractéristique rend inefficaces les tests étudiés, étant donné qu'aucun d'entre eux ne peut traiter ce problème correctement. Plus précisément, s'il y a une telle corrélation dans les données, la distribution du test statistique n'est pas connue. O'Connell (1998) a montré comment la probabilité d'un rejet inexact de l'hypothèse nulle augmente avec le degré de dépendance au sein de la coupe transversale. Cette affirmation soutient les conclusions de la première section de la troisième partie et met en question la convergence des mesures *ex post*.

Cependant, le retour vers la moyenne de l'impôt utilisé dans l'analyse (c'est-à-dire la présence d'un effet temps commun⁽⁹⁾) réduit la distorsion produite par la corrélation contemporaine (cette approche est, à ce jour, la manière la plus conventionnelle de traiter ce problème). Pour le montrer, suivons O'Connell (1998) et observons que la matrice de variance-covariance $E[(\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}_t)(\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}_t)']$ est donnée par $B'\Omega B$, où

$$B = \frac{1}{N} \begin{bmatrix} N-1 & -1 & \dots & -1 \\ -1 & N-1 & \dots & -1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -1 & -1 & \dots & N-1 \end{bmatrix}$$

Si

$$\Omega = \begin{bmatrix} 1 & \omega & \dots & \omega \\ \omega & 1 & \dots & \omega \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega & \omega & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

alors, $B'\Omega B = [(1-\omega)/N]B$ et les covariances sont d'ordre $\frac{1}{N-1}$ par rapport aux variances.

On peut en déduire que l'impact des distorsions sur les tests diminue avec le nombre d'unités au sein de la coupe transversale.

Néanmoins, la dépendance au sein de la coupe transversale ne disparaît pas avec un effet temps commun et nous devons en tenir compte si nous voulons vraiment observer qu'il y a retour à la moyenne pour les taux d'imposition. Dans ce qui suit, nous appliquerons la procédure d'orthogonalisation proposée par Phillips et Sul (2002). Leur idée est d'imposer une forme simplifiée à la dépendance inconnue au sein de la coupe transversale. En particulier, ils utilisent un effet temps commun qui peut influencer les séries individuelles différemment. Formellement, le modèle pour les erreurs de la régression est de la forme

$$u_{it} = \delta_i s_t + \varepsilon_{it}, \quad s_t \sim iidN(0,1)$$

dans lequel s_t représente l'effet temps commun, les δ_i sont les paramètres qui mesurent l'impact de l'effet temps commun sur les séries i et ε_{it} est le terme d'erreur. Ceci permet de traiter les effets temps des séries sur s_t en les projetant sur l'espace orthogonal à $\delta^{(10)}$.

Pour les $N-1$ séries orthogonalisées on a testé la présence de racines unitaires individuelles, et leurs t -bar et valeurs P du test de Fisher sont rapportés dans la partie inférieure des tableaux 10, 11 et 12. Comme nous l'avons mentionné plus haut, la preuve que les séries sont stationnaires s'affaiblit lorsque les nouvelles séries sont utilisées. Seules les séries SGDP rejettent fortement l'hypothèse nulle et les séries de MM le font à un niveau de 10 pour cent pour le test de Fisher.

En résumé, l'exercice empirique suggère que les taux d'imposition effective calculés sur les séries macroéconomiques convergent de manière plus probable que ceux calculés sur les séries microéconomiques. Ceci peut s'expliquer par le fait que les pays ont conservé un niveau similaire d'imposition des sociétés au niveau agrégé mais que l'agencement des secteurs qui soutiennent ce niveau agrégé diffère entre pays ; rappelons que les micro-séries ont été construites pour le seul secteur industriel, alors que les macro-séries incluent une plus large gamme d'agents économiques.

Conclusion

La conclusion principale de cet article est que, au sein de l'Union Européenne, et sur base des tests de α - et β -Convergence, les taux d'imposition effective sur les sociétés convergent. De plus, une synchronisation dans l'imposition sur les sociétés est apparue, bien que nous interprétons ce fait principalement comme un sous-produit des conclusions de Artis et Zhang (1999) qui trouvent une plus grande synchronisation des cycles économiques. Finalement, la présence d'une relation stable entre les séries, impliquant que les taux d'imposition sur les sociétés ont déjà convergé, a été testée. À cet égard, des éléments contradictoires apparaissent, en fonction de la manière dont les séries ont été construites. Ceci suggère que des recherches futures devront recourir à des approches comparatives si elles veulent produire des conclusions acceptables, ou alors clairement déclarer pourquoi telle méthodologie spécifique est omise.

D'un point de vue politique, nos conclusions suggèrent qu'une harmonisation de l'imposition sur les sociétés a déjà commencé, et cela, sans accord préalable des gouvernements ; ceci apparaît en particulier si l'on regarde les indicateurs macroéconomiques. Deux questions surgissent alors, qui sont toutes deux sujettes à débat. La première est de savoir si ce processus pousse les taxes vers le haut ou vers le bas ; comme le montre la figure 1, la réponse n'est pas indépendante de la mesure utilisée. La seconde demande si, et dans quelle mesure, la convergence observée est le fruit de pressions concurrentielles exercées par la création du marché commun, ou d'une harmonisation implicite résultant d'actions politiques. À ces questions il n'y a pas de réponse univoque dans le présent travail : nous la laissons ouverte pour des recherches futures.

Notes

- (1) Dans une certaine mesure, la TVA a été harmonisée en 1993, quand un plancher de 15 pour cent a été décidé pour le taux standard.
- (2) Voir Commission Européenne, 2001, pour une revue complète du problème.
- (3) Parmi les études qui utilisent cette méthode, on trouve Slemrod, 2004, Quinn, 1997, ou des articles tels que ceux rencontrés dans *The Economist*, 2004.
- (4) Voir Haan et Volderink, 2000.
- (5) L'accès à la base de données est libre et en ligne sur: http://europa.eu.int/comm/economy_finance/indicators/bach_database_en.htm
- (6) Disponible en ligne dans le tableau A9, sur <http://www.ifs.org.uk/corptaxindex.shtml>.
- (7) Pour SGDP, on montre seulement la moyenne pondérée. La moyenne non pondérée suit des caractéristiques similaires.
- (8) Voir Shiller et Perron, 1985.
- (9) Par le théorème de Frisch - Waugh - Lovell on peut voir que l'introduction de variables binaires de temps équivaut à utiliser la différence entre chaque taux d'imposition effective et la moyenne des taux $\bar{y}_t$ dans la période t , comme en (2). Voir Davidson et MacKinnon pp. 322.
- (10) Bien que la procédure puisse constituer une amélioration en ce qu'elle enlève la dépendance de la coupe transversale, elle ne constitue pas une solution parfaite. La raison en est que nous devons supposer une corrélation croisée constante dans le temps, laquelle n'est pas probable dans ce cas, comme la première section de la deuxième partie l'a montré.

Bibliographie

- Artis M. et Zhang W. (1999).** "Further Evidence on the International Business Cycle and the ERM: is there a European Business Cycle?", *Oxford Economic Papers*, vol. 51, pp. 120-131.
- Ashworth J. et Heyndels B. (2002).** "Are Tax Structures Converging in the Long Term?". *Contribution à la conférence d'European Public Choice Society*.
- Baltagi B. (2001).** *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, Ltd.
- Barro R. et Sala-i-Martin X. (1992).** "Convergence". *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 223-251.
- Buijink W., Janssen B. et Schols Y. (2000).** "Evidence of the Effect of Domicile on Corporate Average Effective Tax Rates in the European Union". *MARC Working Paper*, MARC-WP/3/2000-11.
- Carey D. et Tchilinguirian H. (2000).** "Average Effective Tax Rates on Capital, Labour and Consumption". *Working Papers*, n° 258, OECD.
- Choi I. (2001).** "Unit Root Tests for Panel Data". *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, pp. 249-272.
- Cnossen S. (2003).** "How Much Tax Coordination in the European Union?". *International Tax and Public Finance*, vol. 10, pp. 625-649.
- Commission Européenne (2001).** "Company Taxation in the Internal Market". *Commission staff working paper*, n° 582.
- Commission Européenne (2003).** *Structures of the Taxation Systems in the European Union*.
- Davidson R. et MacKinnon J. (1993).** *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press.
- De Bandt O. et Mongelli F. P. (2000).** "Convergence of Fiscal Policies in the Euro Area". *Working paper*, n° 20, European Central Bank.
- De Callataÿ E. et Gérard M. (1990).** "La taxation effective des revenus de l'investissement en Belgique". *Bulletin de Documentation du Ministère des Finances de Belgique*, Mai-Juin.
- Devereux M. et Griffith R. (1998).** "The Taxation of Discrete Investment Choices". *Working Paper Series*, n° 98/16, Institute for Fiscal Studies.
- Devereux M., Griffith R. et Klemm A. (2002).** "Corporate Income Tax Reforms and International Tax Competition". *Economic Policy*, vol. 17, pp. 450-495.
- Devereux M., Lockwood B. et Redoano M. (2002).** "Do Countries Compete over Corporate Tax Rates?". *Discussion Paper*, N° 3400, Centre for Economic Policy Research.
- Devereux M. et Griffith R. (2003).** "Evaluating Tax Policy for Location Decisions". *International Tax and Public Finance*, vol. 10, pp. 107-126.
- Devereux M. (2003).** "Measuring Taxes on Income from Capital". *Working Paper*, 03/04, Institute of Fiscal Studies.
- Feldstein M., Dicks-Mireaux L. et Poterba J. (1983).** "The Effective Tax Rate and the Pretax Rate of Return". *Journal of Public Economics*, vol. 21, pp. 129-158.
- Feldstein M. et Summers L. (1979).** "Inflation, Tax Rules and the Long Term Rate of Interest". *National Tax Journal*, vol. 32, pp. 445-470.
- Frenkel J. A., Razin A. et Sadka E. (1991).** *International Taxation in an Integrated World*. MIT Press.

- Frey B. et Eichenberger R. (1996).** "To Harmonize or to Compete? That's not the Question". *Journal of Public Economics*, vol. 60, pp. 335-349.
- Fuss C. (1998).** "Convergence Among Industrialised Countries: a Time Series Investigation". *Cahiers Économiques de Bruxelles*, n° 158, pp. 177-202.
- Fuss C. (1999).** "Mesures et tests de convergence : une revue de la littérature". *Revue de l'OFCE*, N° 69, pp. 221-249.
- Gérard M. (1993).** "Cost of Capital, Investment Location and Marginal Effective Tax Rates". In Heimler A. et Meulders D., *Empirical Approaches to Fiscal Policy*, Chapman and Hall, London, pp. 61-80.
- Gérard M., Jamaels S. et Valenduc C. (1996).** "Le POMPE des Belges, essai de mesure des prélèvements obligatoires marginaux sur le produit économique de l'investissement échéant au capital et au travail en Belgique entre 1976 et 1993". *Cahiers Économiques de Bruxelles*, 150, pp. 237-271.
- Gérard M., Beauchot L., Jamaels S. et Valenduc C. (1997).** "MES (Marginal Effective Statutory Charge), an Extension of King-Fullerton Methodology". *Discussion Paper*, 353, Département d'Économie, Université de Constance.
- Gérard M. et Gillard M.-F. (2004).** "Taxation, Financial Intermodality and the Least Taxed Path for Circulating Income within a Multinational Enterprise". *Annales d'Économie et de Statistique*, 75-76, à paraître.
- Gordon R., Kalambokidis L. et Slemrod J. (2004).** "A New Summary Measure of the Effective Tax Rate on Investment". In Sorensen P., *Measuring the Tax Burden on Capital and Labor*, MIT Press.
- Graham J. (1996).** "Proxies for the Corporate Marginal Tax Rate". *Journal of Financial Economics*, vol. 42, pp. 187-221.
- Grubert H. et Mutti J. (2000).** "Do Taxes Influence where U.S. Corporations Invest?". *National Tax Journal*, vol. 53, pp. 825-840.
- Gupta S. et Newberry K. (1997).** "Determinants of the Variability in Corporate Effective Tax Rates: Evidence from Longitudinal Data". *Journal of Accounting and Public Policy*, vol. 16, pp. 1-34.
- Haan J. et Volderink B. (2000)** "Effective Tax Rates in Macroeconomics: a Note", in *Tax Ratios: A Critical Survey*, OECD.
- Hall R. et Jorgenson D. (1967).** "Tax Policy and Investment Behavior". *The American Economic Review*, vol. 57, pp. 391-414.
- Hénin P.-Y. et Le Pen Y. (1995).** "Les épisodes de la convergence européenne". *Revue Économique*, vol. 46, pp. 667-677.
- Hodrick R. et Prescott E. (1997).** "Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, pp. 1-16.
- Im K., Pesaran H. et Shin Y. (2002).** "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics*, vol. 115, pp. 53-74.
- Jorgenson D. (1963).** "Capital Theory and Investment Behavior". *American Economic Review*, vol. 53, pp. 247-259.
- King D. et Fullerton D. (1984).** *The Taxation of Income from Capital: A Comparative Study of the U.S., U.K., Sweden and West Germany*. Chicago University Press.
- King M. (1974).** "Taxation and the Cost of Capital". *Review of Economic Studies*, vol. 41, pp. 21-35.
- Lannoo K. et Levin M. (2002).** "An EU Company without an EU Tax?". CEPS Research Report.
- Levin A. et Lin C. (1992).** "Unit Root in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties". *Discussion paper*, 92-23, University of California, San Diego.
- Levin A. et Lin C. (1993).** "Unit Root in Panel Data: New Results". *Discussion paper*, 93-56, University of California, San Diego.
- Maddala G. S. (1999).** "On the Use of Panel Data Methods with Cross-Country data". *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 55-56, pp. 429-448.
- Maddala G. S. et Wu S. (1996).** "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test: Evidence From Simulations and the Bootstrap". Paper for EML/NSF Symposium on the Bootstrap, Berkeley.
- Martinez-Mongay C. (2000).** "Effective Tax Rates. Properties and Comparisons with Other Tax Indicators". *Economic Papers* n° 146, ECFIN.
- Mendoza E., Razin A. et Tesar L. (1994).** "Effective Tax Rates in Macroeconomics Cross-Country Estimates of Tax Rates on Factor Incomes and Consumption". *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, pp. 297-323.
- Nicodème G. (2001).** "Computing Effective Corporate Tax Rates: Comparisons and Results". *Economic Papers* n° 153, ECFIN.
- O'Connell P. (1998).** "The Overvaluation of Purchasing Power Parity". *Journal of International Economics*, vol. 44, pp. 1-19.
- Phillips P. et Sul D. (2002).** "Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence". *Cowles Foundation Discussion Paper* n°1362, Yale University.
- Phillips P. et Sul D. (2003).** "The Elusive Empirical Shadow of Growth Convergence". *Cowles Foundation Discussion Paper* n°1398, Yale University.
- Plesko G. (2003).** "An Evaluation of Alternative Measures of Corporate Tax Rates". *Journal of Accounting and Economics*, vol. 35, pp. 201-226.
- Quinn D. (1997).** "The Correlates of Change in international Financial Regulation". *American Political Science Review*, vol. 91, pp. 531-551.
- Slemrod J. (2004).** "Are Corporate Tax Rates, or Countries, Converging?". *Journal of Public Economics*, vol. 88, pp. 1169-1186.
- Shiller R. et Perron P. (1985).** "Testing the Random Walk Hypothesis: Power Versus Frequency of Observation". *Economics Letters*, vol. 18, Issue 4, pp. 381-386.
- The Economist (2004).** "A Taxing Battle", janvier 29.
- Wilson J. (1999).** "Theories of Tax Competition". *National Tax Journal*, vol. 52, pp. 269-304.

Tableau 2 : corrélations croisées contemporaines MM

	1970-2001	1970-1978	1979-1985	1970-1985	1986-1992	1993-2001	1986-2001
Allemagne	-0,735	-0,769	-0,890	-0,798	-0,508	-0,737	-0,691
Autriche	0,645	0,856	0,277	0,707	0,531	0,683	0,610
Belgique	0,617	0,724	-0,467	0,528	-0,667	0,967	0,728
Danemark	0,725	0,595	0,830	0,602	-0,654	0,968	0,817
Espagne	0,825	0,943	0,913	0,935	0,840	0,966	0,749
Finlande	0,742	0,892	0,982	0,887	-0,650	0,883	0,770
France	0,836	0,950	0,084	0,792	-0,153	0,892	0,868
Grèce	0,884	0,878	0,875	0,841	-0,297	0,971	0,924
Irlande	-0,197	-0,551	0,899	-0,297	-0,716	0,023	-0,070
Italie	0,830	0,838	0,837	0,812	0,677	0,912	0,867
Luxembourg	0,617	0,640	0,307	0,541	0,849	0,791	0,789
Pays-Bas	0,568	0,363	0,248	0,285	-0,412	0,908	0,812
Portugal	0,739	0,609	0,964	0,690	-0,295	0,970	0,774
Royaume-Uni	0,160	0,367	-0,245	0,170	0,060	0,222	0,155
Suède	0,857	0,871	0,961	0,883	-0,066	0,971	0,839
UE	0,541	0,547	0,438	0,505	-0,097	0,693	0,596
UE Moyenne pondérée	0,260	0,302	-0,007	0,224	-0,085	0,343	0,296

Tableau 3 : corrélations croisées contemporaines SBACH et croisées EATR

Corrélations croisées contemporaines SBACH				Corrélations croisées EATR		
	1980-2001	1980-1992	1993-2001	1982-2001	1982-1992	1993-2001
Allemagne	0,590	0,460	0,686	0,797	0,878	0,800
Autriche	0,362	0,414	0,479	0,947	0,941	0,957
Belgique	0,938	0,907	0,962	0,931	0,953	0,919
Danemark	0,535	0,401	0,963			
Espagne	0,102	-0,255	0,708	-0,820	-0,787	-0,911
Finlande	0,721	0,175	0,910	0,934	0,977	0,872
France	0,630	0,414	0,800	0,793	0,906	0,595
Grèce				0,922	0,914	0,942
Irlande				-0,917	-0,924	-0,965
Italie	0,141	-0,358	0,591	-0,225	-0,700	0,019
Pays-Bas	-0,112	-0,256	0,113	0,890	0,887	0,959
Portugal	0,625	-0,916	0,824	0,945	0,934	0,997
Royaume-Uni				0,891	0,855	0,951
Suède	0,611		0,540	0,925	0,914	0,945
UE	0,468	0,099	0,689	0,539	0,519	0,545
UE Moyenne pondérée	0,460	0,209	0,677	0,572	0,553	0,574

Tableau 4 : corrélations croisées contemporaines SGDP

	1965-1999	1965-1978	1979-1985	1965-1985	1986-1992	1993-1999	1986-1999
Allemagne	-0,532	-0,633	-0,414	-0,607	-0,342	-0,476	-0,446
Autriche	0,337	-0,074	-0,141	-0,084	-0,403	0,940	0,630
Belgique	0,428	0,328	0,133	0,306	-0,202	0,894	0,534
Danemark	0,765	0,818	0,671	0,759	0,673	0,877	0,771
Espagne	0,723	0,860	-0,036	0,582	0,924	0,934	0,838
Finlande	0,404	-0,041	-0,122	-0,057	-0,609	0,909	0,613
France	0,473	0,247	-0,441	0,170	0,683	0,971	0,849
Grèce	0,626	0,814	-0,499	0,667	0,840	0,581	0,600
Irlande	0,229	0,337	-0,374	0,118	-0,982	0,768	0,299
Italie	0,464	0,671	0,758	0,679	0,809	0,191	0,304
Luxembourg	0,513	0,529	0,246	0,499	0,596	0,817	0,715
Pays-Bas	0,695	0,709	-0,157	0,531	0,741	0,963	0,820
Portugal	0,456	NA	NA	NA	-2,075	0,854	0,456
Royaume-Uni	0,609	0,631	-0,059	0,497	1,270	0,871	0,829
Suède	0,529	0,593	0,157	0,420	0,312	0,771	0,612
UE	0,448	0,414	-0,020	0,320	0,149	0,724	0,561
UE Moyenne pondérée	0,232	0,183	-0,113	0,121	0,369	0,421	0,364

Tableau 5 : corrélations croisées contemporaines, composante cyclique MM

	1970-2001	1970-1978	1979-1985	1970-1985	1986-1992	1993-2001	1986-2001
Allemagne	-0,067	-0,369	0,293	-0,103	-0,040	-0,069	-0,035
Autriche	0,235	0,349	-0,531	-0,018	-0,197	0,836	0,509
Belgique	0,207	0,195	-0,382	-0,008	-0,650	0,741	0,337
Danemark	0,342	0,336	0,018	0,238	0,518	0,548	0,423
Espagne	0,519	0,439	-0,100	0,307	0,794	0,707	0,710
Finlande	0,073	-0,008	-0,326	-0,135	-0,057	0,519	0,192
France	0,407	-0,159	0,234	-0,071	0,913	0,817	0,843
Grèce	0,502	0,438	0,529	0,448	0,756	0,609	0,626
Irlande	0,410	0,326	0,094	0,278	0,178	0,601	0,516
Italie	0,031	0,400	0,235	0,371	-0,732	-0,355	-0,468
Luxembourg	-0,385	-0,819	-0,118	-0,720	-0,297	0,208	0,093
Pays-Bas	-0,251	-0,311	-0,018	-0,276	-0,182	-0,272	-0,244
Portugal	-0,061	0,413	0,726	0,438	-0,833	0,144	-0,487
Royaume-Uni	0,251	0,057	-0,272	-0,026	0,824	0,566	0,592
Suède	0,415	0,492	0,505	0,476	0,337	0,627	0,413
UE	0,175	0,118	0,059	0,080	0,089	0,415	0,268
UE Moyenne pondérée	0,156	-0,013	0,112	0,037	0,207	0,290	0,251

Tableau 6 : corrélations composante cyclique SBACH et EATR

Corrélations composante cyclique SBACH				Corrélations composante cyclique EATR		
	1980-2001	1980-1992	1993-2001	1982-2001	1982-1992	1993-2001
Allemagne	0,698	0,407	0,916	0,705	0,748	0,556
Autriche	-0,109	-0,276	0,052	0,369	0,531	-0,271
Belgique	0,886	0,901	0,900	0,791	0,811	0,726
Danemark	0,335	0,261	0,703			
Espagne	0,621	0,500	0,781	0,166	0,133	0,330
Finlande	0,871	0,773	0,960	0,314	0,438	0,160
France	0,873	0,848	0,902	0,692	0,801	0,675
Grèce				-0,685	-0,734	-0,640
Irlande				-0,255	0,271	-0,622
Italie	0,616	0,556	0,737	0,259	0,238	0,632
Pays-Bas	0,260	0,095	0,459	0,549	0,569	0,601
Portugal	-0,094	-0,760	0,253	-0,358	-0,377	-0,285
Royaume-Uni				0,254	0,375	0,301
Suède	0,013	NA	-0,114	-0,340	-0,569	0,217
UE	0,452	0,331	0,595	0,189	0,249	0,183
UE Moyenne pondérée	0,632	0,499	0,772	0,456	0,504	0,470

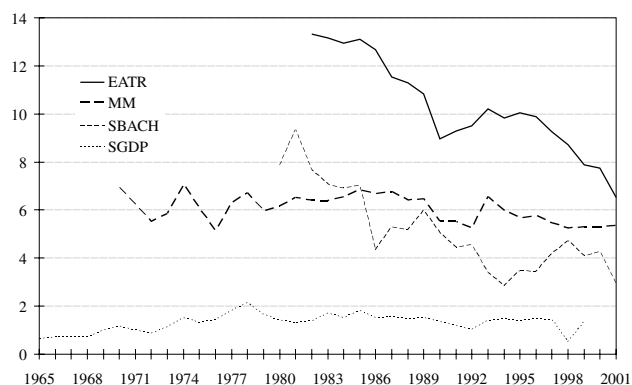
Tableau 7 : corrélations croisées contemporaines, composante cyclique SGDP

	1965-1999	1965-1978	1979-1985	1965-1985	1986-1992	1993-1999	1986-1999
Allemagne	0,184	-0,023	-0,482	-0,114	0,393	0,660	0,643
Autriche	0,260	-0,247	-0,078	-0,206	0,066	0,780	0,659
Belgique	0,281	-0,152	0,447	-0,031	0,785	0,673	0,549
Danemark	0,196	-0,094	0,460	0,063	0,409	0,693	0,321
Espagne	0,400	0,031	-0,672	-0,058	0,307	0,832	0,660
Finlande	0,457	-0,400	0,153	-0,334	-0,033	0,872	0,756
France	0,130	-0,200	-0,517	-0,233	0,810	0,949	0,850
Grèce	-0,160	-0,230	-0,601	-0,286	0,342	-0,336	0,090
Irlande	-0,126	0,594	-0,641	0,335	-0,850	-0,642	-0,711
Italie	-0,100	-0,160	0,028	-0,139	-0,479	0,007	-0,064
Luxembourg	0,224	0,213	0,465	0,244	0,803	0,306	0,243
Pays-Bas	0,288	-0,123	-0,269	-0,142	0,233	0,926	0,705
Portugal	0,255	NA	NA	NA	-0,713	0,958	0,255
Royaume-Uni	0,191	-0,030	-0,126	-0,079	0,769	0,775	0,707
Suède	0,083	-0,055	0,484	0,031	0,349	-0,041	0,110
UE	0,171	-0,058	-0,090	-0,063	0,213	0,494	0,385
UE Moyenne pondérée	0,159	-0,091	-0,281	-0,125	0,366	0,636	0,557

Tableau 8 : tests de β -Convergence et de σ -Convergence

	α	β	R^2	t -statistique $H_0 : \beta = 1 - R$
SBACH 1991-2000	10,711	-0,494 (0,272)	0,268	-3,590
EATR 1982-2001	17,059	-0,738* (0,125)	0,760	-6,932
MM 1970-2001	18,341	-0,691* (0,197)	0,487	-5,051
SGDP 1965-1997	-1,793	-0,773* (-0,061)	0,929	-13,163

Graphique 2 : écart type



Graphique 3 : coefficient de variation

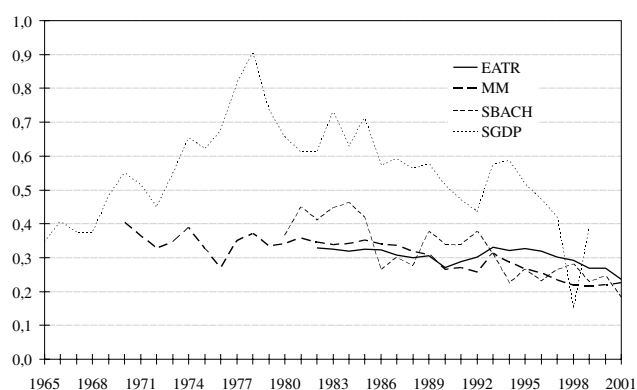


Tableau 9 : LL test

	MM	SBACH	EATR	SGDP
Estimateur des MC de β	-0,140	-0,205	-0,084	-0,223
Erreur type de la régression	1,031	1,137	1,033	1,028
Erreur type de β	0,025	0,051	0,022	0,030
<i>t</i> -statistique	-5,643	-3,977	-3,766	-7,363
<i>t</i> -statistique ajusté	-0,346	0,476	0,640	-0,533

Les valeurs *t* ajustées ont été approchées en utilisant la table 2 de LL.

Tableau 10 : tests IPS et de Fisher, MM

	ADF t-valeurs 70-01	Retards	ADF t-valeurs 80-01	Retards	DF t-valeurs 70-01	DF t-valeurs 80-01
Allemagne	-0,030	0	-2,149	0	-0,030	-2,149
Autriche	-2,822***	1	-3,058**	1	-2,293	-2,442
Belgique	-3,114**	0	-3,251**	0	-3,114**	-3,251**
Danemark	-2,593	1	-2,179	1	-1,982	-1,537
Espagne	-1,410	0	-1,076	0	-1,410	-1,076
Finlande	-0,436	0	-1,255	2	-0,436	-0,155
France	-2,565	0	-1,676	0	-2,565	-1,676
Grèce	-0,717	1	-0,937	0	-1,390	-0,937
Irlande	-2,474	0	-1,546	0	-2,474	-1,546
Italie	-1,342	0	-1,737	0	-1,342	-1,737
Luxembourg	-2,527	0	-1,760	0	-2,527	-1,760
Pays-Bas	-1,912	0	-2,327	0	-1,912	-2,327
Portugal	-1,931	1	-1,110	1	-1,507	-0,559
Royaume-Uni	-3,017**	1	-2,470	1	-2,723***	-1,837
Suède	-1,682	3	-1,701	3	-1,504	-1,390
<i>t-bar</i>	-1,905**		-1,882***		-1,814	-1,625
<i>W-tbar</i>	-1,660		-1,542		-1,256	-0,434
Test de Fisher	44,653**		38,181			
Procédure d'orthogonalisation de Phillips et Sul						
<i>t-bar</i>	-1,682					
Test de Fisher	28,836***					

Le nombre de retards a été choisi pour minimiser le critère d'information d'Akaike, avec un nombre maximum de retards de 3.

Valeurs critiques du ADF 70-01 : 1% -3,67, 5% -2,96, 10% -2,62

Valeurs critiques du ADF 80-01 : 1% -3,77, 5% -3,00, 10% -2,64

Valeurs critiques IPS *t-bar* T=30 N=15: 1% -2,05, 5% -1,90, 10% -1,82

Valeurs critiques IPS *t-bar* T=20 N=15: 1% -2,08, 5% -1,91, 10% -1,82

Tableau 11 : tests IPS et de Fisher, SBACH et EATR

Tests IPS et de Fisher, SBACH				Tests IPS et de Fisher, EATR		
	ADF t-valeurs 80-01	Retards	DF t-valeurs 80-01	ADF t-valeurs 82-01	Retards	DF t-valeurs 82-01
Allemagne	-1,345	0	-1,345	-0,496	0	-0,496
Autriche	-3,688**	1	-2,331	-1,423	0	-1,423
Belgique	-1,593	0	-1,593	0,538	2	0,214
Danemark	-3,687**	3	-1,899			
Espagne	-2,225	0	-2,225	-0,809	0	-0,809
Finlande	-0,387	0	-0,387	-1,325	0	-1,325
France	-2,027	0	-2,027	-2,530	3	-1,137
Grèce				-1,359	0	-1,359
Irlande				-1,298	1	-0,854
Italie	-2,276	0	-2,276	-1,929	1	-1,878
Pays-Bas	-1,162	0	-1,162	-2,112	0	-2,112
Portugal	-3,856**	2	-2,533	-2,209	2	-1,623
Royaume-Uni				-0,820	3	-0,820
Suède	3,120	3	-1,968	-1,388	0	-1,388
<i>t-bar</i>	-1,739		-1,795	-1,320		-1,155
<i>W-tbar</i>	-0,875		-0,954	0,680		1,436
Test de Fisher	37,269**			19,106		
Procédure d'orthogonalisation de Phillips et Sul						
<i>t-bar</i>	0,392			-1,658		
Test de Fisher	18,081			27,947		

Valeurs critiques ADF : 1% -3,90, 5% -3,05, 10% -2,70

Valeurs critiques IPS *t-bar* T=20 N=10: 1% -2,21, 5% -1,99, 10% -1,89

Tableau 12 : tests IPS et de Fisher, SGDP

	ADF t-valeurs 65-99	Retards	ADF t-valeurs 80-99	Retards	DF t-valeurs 65-99	DF t-valeurs 80-99
Allemagne	-1,101	0	-1,432	0	-1,101	-1,432
Autriche	-1,126	2	-1,312	0	-1,686	-1,312
Belgique	-2,175	0	-2,814***	0	-2,175	-2,814***
Danemark	-3,327**	0	-2,709***	0	-3,327**	-2,709***
Espagne	-2,911***	2	-2,436	2	-2,007	-1,602
Finlande	-2,955**	1	-2,280	1	-1,814	-0,862
France	-1,338	1	-0,930	0	-2,038	-0,930
Grèce	-2,246	0	-1,568	0	-2,246	-1,568
Irlande	-1,579	2	-0,459	0	-1,400	-0,459
Italie	-1,409	0	-1,220	0	-1,409	-1,220
Luxembourg	-2,515	0	-3,692**	0	-2,515	-3,692**
Pays-Bas	-4,554*	0	-3,508**	1	-4,554*	-3,071**
Portugal	-1,483	1	-1,483	1	-3,804*	-3,804**
Royaume-Uni	-3,619**	1	-2,126	1	-2,712***	-1,439
Suède	-3,491**	0	-2,575	0	-3,491**	-2,575
<i>t-bar</i>	-2,389*		-2,036**		-2,419*	-1,966**
<i>W-tbar</i>	-3,709*		-2,141**		-3,853*	-1,853***
Test de Fisher	68,060*		47,884**			
Procédure d'orthogonalisation de Phillips et Sul						
<i>t-bar</i>	-2,238*					
Test de Fisher	50,071*					

Le nombre de retards a été choisi pour minimiser le critère d'information d'Akaike, avec un nombre maximum de retards de 3.

Valeurs critiques du ADF 65-99 : 1% -3,64, 5% -2,95, 10% -2,61

Valeurs critiques du ADF 80-99 : 1% -3,80, 5% -3,01, 10% -2,65

Valeurs critiques IPS *t-bar* T=30 N=15: 1% -2,05, 5% -1,90, 10% -1,82Valeurs critiques IPS *t-bar* T=20 N=15: 1% -2,08, 5% -1,91, 10% -1,82

B1. Les séries de Martinez-Mongay

Martinez-Mongay (2000) a calculé un taux d'imposition effective sur le revenu du capital en prenant en compte les impôts sur le revenu du capital des personnes, les impôts sur le revenu des sociétés et des impôts sur la propriété. Les recettes de l'imposition des sociétés commerciales sont estimées au départ du montant total d'impôt direct sur le revenu et la richesse publié dans la base de données macroéconomiques annuelles de la Commission Européenne AMECO (*DTRV*). Utilisant en outre la banque de données statistiques sur les recettes fiscales de l'OCDE, Martinez-Mongay calcule la proportion de « Corporate taxes on income, profits and capital gains » (1200) dans le montant des taxes directes, c'est-à-dire « Taxes on income, profits and capital gains of individuals » (1100) + « Corporate taxes on income, profits and capital gains » (1200) + « Revenues from any kind of property taxes » (4000). Par suite, les recettes de l'imposition sur les sociétés (*CORV*) sont égales à :

$$CORV = DTRV \times \frac{1200}{1100 + 1200 + 4000}$$

De la même façon, les recettes d'impôt sur la propriété (*PWRV*) sont égales à :

$$PWRV = DTRV \times \frac{4000}{1100 + 1200 + 4000}$$

Le montant de l'imposition sur le revenu personnel du capital est calculé premièrement en estimant un taux d'imposition effective sur le revenu personnel (*PITR*), où, comme précédemment, les recettes d'imposition personnelle sont :

$$PIRV = DTRV \times \frac{1100}{1100 + 1200 + 4000}$$

La base imposable de l'impôt sur le revenu personnel (*PITB*) est égale à

$$PITB = LETB - NWRV + NOS - (LETB - COEL) - CORV - PWRV$$

où *LETB* est la base d'imposition effective sur le revenu du travail, *NWRV* représente les coûts non salariaux du travail, soit les contributions à la sécurité sociale, *NOS* est le surplus d'exploitation net de l'économie et *COEL* la rémunération totale des employés.

Partant,

$$PITR = \frac{PIRV}{PITB}$$

et le taux d'imposition effective sur le capital est,

$$KETG = \frac{CORV + PWRV + PITR \times \text{Revenu du capital des ménages}}{GOSA}$$

où la base d'imposition, *GOSA*, est le surplus d'exploitation brut ajusté pour le revenu imputé des salaires des travailleurs indépendants,

$$GOSA = GOS - (LETB - COEL)$$

B2. Les séries BACH

Les séries BACH ont été produites, suivant la méthodologie de Nicodème (2001), en divisant les impôts payés par le profit d'exploitation brut, *GOP*,

$$\tau = \frac{T}{GOP}$$

Nous avons utilisé la base de données BACH pour les entreprises industrielles.

B3. Les séries de Devereux, Griffith et Klemm

Devereux, Griffith et Klemm (2002) calculent les *EATR* du secteur industriel comme la différence entre les valeurs présentes nettes avant et après impôts d'un investissement en biens de production, comme des machines, divisée par le revenu avant impôt net de la dépréciation. Cette procédure est analogue à celle d'autres mesures de taux d'imposition effective moyen, où les impôts payés sont divisés par une mesure des profits avant impôts.

$$EATR = \frac{NPV^* - NPV}{\frac{p}{1+r}}$$

Dans cette formule, la *NPV* avant impôts est

$$NPV^* = \frac{p^* - r}{1+r}$$

où p^* est le rendement avant impôts, à déterminer, et r est le taux d'intérêt réel. La *NPV* après impôts est la différence entre la valeur présente du revenu et la valeur présente du coût du bien,

$$NPV = V - C = \frac{(p^* + \delta)(1 - \tau) + (1 - \delta)(1 - A)}{1 + r}$$

où δ est le taux économique de dépréciation du bien, τ est le taux d'impôt sur les sociétés et A est la valeur présente des déductions par unité d'investissement.

Devereux et Griffith montrent que l'*EATR* peut être réécrit comme une moyenne pondérée du *EMTR* et du taux nominal, ou statutaire, d'imposition des sociétés,

$$EATR = \frac{\bar{p}}{p} EMTR + \left(1 + \frac{\bar{p}}{p}\right) \tau$$

B4. Séries de recettes d'imposition sur les sociétés / PIB

Les séries SGDP donnent la part dans le PIB, des « Corporate taxes on income, profits and capital gains » (1200), extraites des « Statistiques des recettes publiques 1965-1999 » cd-rom (OCDE),

$$\tau = \frac{1200}{PIB}$$

Chapitre 6

Conclusion

La concurrence fiscale est un phénomène qui touche de près les décideurs politiques. Leurs décisions peuvent générer une vague de réactions des États concurrents, et conduire à une perte générale du bien-être des populations. Afin d'éviter une situation de perte réciproque, la compréhension de la concurrence fiscale joue un rôle primordial.

Dans cette thèse, le lecteur a parcouru quatre travaux dont le thème central était la concurrence et la convergence fiscales. Ces articles peuvent être classés en :

- Un chapitre technique avec une description des taux de taxation effective, nécessaire pour comprendre la charge fiscale réelle supportée par une entreprise.
- Trois chapitres présentant un développement des théories de concurrence et convergence fiscales. Nous y corroborons, par ailleurs, de manière empirique, l'existence d'interactions stratégiques et la convergence fiscale entre pays de l'Union Européenne.

Les taux de taxation effective nous ont montrés que d'autres facteurs, à côté des taux de taxation statutaires, peuvent exercer une influence sur l'attractivité d'un territoire pour les capitaux. Nous avons vu qu'un taux de taxation effective ex-ante peut manquer un nombre de complications assez élevé, et donc ne pas prendre en compte les diverses indications du code fiscal et toutes les réponses possibles des firmes et des individus. Au contraire, une mesure ex-post peut prendre implicitement toutes ces complications en compte. Les deux indicateurs peuvent être justifiés ou réfutés, bien qu'aucun des deux ne puisse être tenu pour plus précis que l'autre. Ils indiquent seule-

ment des tendances générales. La décision finale de choisir l'un ou l'autre dépend du phénomène que le chercheur souhaite étudier, mais dans l'observation des tendances générales aucun des deux ne peut être éliminé.

Le choix entre un taux de taxation effective marginal et un taux de taxation effective moyen peut paraître plus simple. Le taux moyen a été créé pour évaluer des décisions d'investissement alternatives et le taux marginal pour déterminer le niveau d'investissement optimal. Cependant, dans un marché concurrentiel, des bénéfices extraordinaires sont supposés ne pas se maintenir, et dès lors, un taux marginal ou un taux moyen pourraient être utilisé de manière indifférente dans le long terme.

Par ailleurs, la discussion de la concurrence fiscale ne peut pas être centrée exclusivement sur une harmonisation des taux ou des codes fiscaux. Elle doit être examinée aussi dans un contexte plus large, en incorporant d'autres éléments, tels que la fourniture des biens publics¹. Dans le chapitre 3 nous avons montré, dans un contexte dynamique, que lorsque les gouvernements observent à chaque instant l'évolution de la taxe sur le capital dans le pays et à l'extérieur, et quand ils peuvent utiliser la fourniture du bien public pour contrôler le mouvement de la taxe à travers la contrainte budgétaire, les pays vont remarquer que si l'un d'entre eux augmente la fourniture du bien public, la taxe dans le pays doit aussi augmenter et le capital va se déplacer vers une localisation alternative afin d'égaliser les rendements nets. Cependant, si cet emplacement alternatif a le temps de réagir, il va augmenter la fourniture du bien public (et la taxe) afin d'égaliser le bénéfice social marginal au coût social marginal. Le résultat est que l'équilibre d'un impôt sur le capital se localise à un niveau plus élevé comparé à une situation où les pays observent seulement le niveau initial de leur taxes.

Le chapitre 4 a laissé voir qu'il existe une stratégie probable d'imitation entre les taux statutaires et les réformes des codes fiscaux en considérant comme voisins les pays proches dans un plan géographique. Cependant, d'autres mesures d'impôts effectifs ne permettent pas de conclure en faveur d'interactions stratégiques. De plus, tous les impôts effectifs subissent des chocs extérieurs communs, comme l'indique la présence d'effets fixes de temps. En d'autres termes, les résultats peuvent soutenir une UE-15 qui se comporte comme un bloc, qui réagit aux chocs communs, et où des voisins proches interagissent de manière limitée.

¹Sur ce point voir les modèles qui analysent les effets de la concurrence sur les dépenses publiques : Noiset (1995), Matsumoto (1998), Bayindir-Upmann (1998), entre autres.

Finalement, nous avons constaté qu'au sein de l'Union Européenne les taux de taxation effective sur les sociétés convergent. Cela suggère qu'une harmonisation de l'imposition sur les sociétés a déjà commencé sans accord préalable des gouvernements.

6.1 Des questions pour l'avenir

Quelle direction prendre pour de nouvelles recherches ? Il y a quelques mois, j'ai eu l'opportunité de rencontrer plusieurs économistes bien connus, comme le Prof. Selten et le Prof. North. Au cours de la discussion entamée avec eux, une évidence est apparue : la *Science Economique* doit se tourner vers une grande vague d'expérimentation afin de valider les hypothèses et les théories, permettant ainsi de retrouver des bases solides qui donneraient un nouveau départ à notre science.

Est-ce que l'économie publique doit emprunter le chemin de l'expérimentation ? Oui, certainement. Il existe actuellement un grand nombre de prémisses et de conclusions qui peuvent être examinées de manière expérimentale. Les jeux expérimentaux sur les biens publics en sont un exemple clair (en ce domaine, on renverra volontiers à Marwell et Ames (1981), Issac, Walker et Williams (1994) et JPE 89(8) (2005)). Les entreprises et les individus ont-ils une même réaction face à la fourniture de biens publics ? Est-ce que la culture d'une entreprise joue un rôle dans ses réactions ? Si les réponses à ces questions sont affirmatives, la façon d'aborder la concurrence fiscale pourrait changer. Etant donné que les craintes d'une mobilité des entreprises attirées par des régimes fiscaux favorables devraient diminuer, la manière de modéliser le problème doit aussi être reformulée. Telles sont les questions auxquelles un économiste public doit pouvoir répondre afin de comprendre les forces qui sous-tendent la concurrence fiscale.

L'économie publique peut-elle se détacher d'une économie prescriptive ? Non, certainement pas. L'économie publique a explicitement parmi ses objectifs la prescription et l'évaluation de politiques publiques. Ceci implique indéniablement l'influence de facteurs idéologiques présents chez le chercheur, et la non neutralité morale de ses prescriptions. La prise d'une position claire de la part du chercheur est nécessaire afin de garder une honnêteté intellectuelle, et de ne pas faire passer sa propre idéologie pour une science. Cette procédure doit aussi impliquer un suivi des recommandations politiques, avec une évaluation et une autocritique des résultats attendus et obtenus.

6.2 Pour conclure

Cette thèse a tenté de ne pas mettre de l'"old wine in a new bottle". Cependant, comme on l'a vu dans le passage d'Adam Smith cité dans l'introduction, les études sur la concurrence fiscale ont avancé trop lentement, malgré un développement relativement rapide de la littérature pendant les 20 dernières années (particulièrement à partir des travaux de Zodrow et Mieszkowski (1986) et Wilson (1986)).

La vision proposée ici est de présenter la concurrence fiscale d'une manière dynamique afin de faire un lien entre la concurrence et la convergence fiscales. Ces idées simples permettent l'utilisation de séries temporelles d'impôts pour évaluer une convergence fiscale à long terme au lieu d'évaluer une fonction de réaction fiscale statique. Cette conception centrale a été soumise à une corroboration empirique (bien que partielle, et avec des données sujettes à diverses critiques).

Je voudrais conclure ce travail avec les mots d'un épistémologue. Ils devraient nous inspirer afin d'améliorer nos connaissances sur la nature des relations économiques :

There is nothing shameful about scientific hypotheses being falsified. Only the stubborn clinging to hypotheses in the absence of supporting evidence, and even more so in the presence of negative evidence, should be cause of shame.

Mario Bunge, 1998.

Bibliographie

- [1] T. Bayindir-Upmamm. Two games of interjurisdictional competition when local governments provide industrial public goods. *International Tax and Public Finance*, 5 :471–487, 1998.
- [2] M. Bunge. *Social Science under Debate*. University of Toronto Press Incorporated, 1998.
- [3] R. Isaac, J. Walker, and A. Williams. Group size and the voluntary provision of public goods. *Journal of Public Economics*, 54 :1–36, 1994.
- [4] G. Marwell and R. Ames. Economist free ride, does anyone else ? *Journal of Public Economics*, 15 :295–310, 1981.
- [5] M. Matsumoto. A note on tax competition and public input. *Regional Science and Urban Economics*, 28 :465–473, 1998.
- [6] L. Noiset. Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods : Comment. *Journal of Urban Economics*, 38 :312–316, 1995.
- [7] J. Wilson. A theory of interregional tax competition. *Journal of Urban Economics*, 19 :296–315, 1986.
- [8] G. Zodrow and P. Mierszkowski. Pigou, Tiebout, property taxation and the underprovision of local public goods. *Journal of Urban Economics*, 19 :356–370, 1986.

