

Fiscalité énergétique, territoire et fédéralisme fiscal

**Centre d'Economie de la Sorbonne –
ENS Cachan**

Rapport final – Contrat 80

2017

Les opinions exprimées dans ce rapport sont celles du ou des auteurs ; elles ne traduisent pas nécessairement celles du Conseil Français de l'Énergie ou de ses membres.

Le Conseil Français de l'Énergie ou ses membres ne peuvent être tenus responsables de l'usage qui pourrait être fait des informations contenues dans ce rapport.

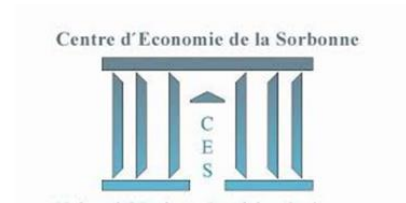


FISCALITE ENERGETIQUE, TERRITOIRE ET FEDERALISME FISCAL

Centre d'Economie de la Sorbonne – ENS Cachan

Rapport Final – Contrat CFE 80

Avril 2017



FISCALITE ENERGETIQUE, TERRITOIRE ET FEDERALISME FISCAL

Auteurs :

BREUILLE Marie-Laure, Chercheur à l'INRA

CHARLIER Dorothée, Maître de Conférences à l'Université Savoie Mont-Blanc, Irege

CHERNICK Howard, Professeur à Hunter College, New York

FODHA Mouez, Professeur à l'Université Paris 1, PSE

GASTINEAU Pascal, chercheur à l'IFSTTAR

KAHOULI Sondes, Maître de conférences à l'Université de Brest

KIRAT Djamel, Maître de conférences à l'Université d'Orléans, LEO

NDIAYE Youba, Doctorant ADEME, Université de Bourgogne

SCHUBERT Katheline, Professeur à l'Université Paris 1, PSE

TAUGOURDEAU Emmanuelle, Chercheur au CNRS, ENS Paris-Saclay (coordinatrice du projet)

Les questions et commentaires doivent être envoyés à :

Emmanuelle Taugourdeau

CREST, ENS Paris-Saclay

61, Avenue du président Wilson, 94235 Cachan

Tel: + 33 1 47 40 28 17

E-mail address: emmanuelle.taugourdeau@ens-cachan.fr

Sommaire

INTRODUCTION	8
1 Fiscalité énergétique en France	10
2 Concurrence fiscale et taxation de l'énergie	15
2.1 Fédéralisme et politique de l'énergie : le cas Nord-américain	15
2.1.1 Le contexte institutionnel	16
2.1.1.1 Un modèle de mimétisme fiscal	16
2.1.1.2 Concurrence fiscale verticale	19
2.1.1.3 Taxation des carburants aux Etats-Unis	19
2.1.1.4 Les taxes sur les carburants au Canada	23
2.1.1.5 Taxation optimale du carburant dans les pays fédéraux	24
2.2 Concurrence fiscale énergétique entre plusieurs échelons : le cas de la TICPE	25
2.2.1 Le cadre du modèle	26
2.2.2 Principaux résultats	28
2.2.2.1 La décision concernant les taxes	28
2.2.2.2 Comparaison des différents modèles de décision	29
2.2.2.3 Simulations	30
2.3 Concurrence fiscale des départements via la vignette automobile	32
2.3.1 Analyse statistique	35
2.3.2 Statistiques Descriptives	41
3 Taxation énergétique et hétérogénéité des territoires	43
3.1 Taxe carbone, hétérogénéité et distributions spatiales	43
3.1.1 Le cas de la taxe carbone en France	45
3.1.2 Quelle taxe carbone pour l'Europe ? Mesure des effets distributifs d'une politique carbone commune	46
3.2 Fiscalité locale et fiscalité énergétique	47
3.2.1 La littérature	48
3.2.2 Le cas Nantais	49
CONCLUSION GENERALE	53
Synthèse des résultats	53
Recommandations	54

Perspective	54
Bibliographie	56
ANNEXES.....	60
Annexe A : Choix résidentiel dans l'aire urbaine de Nantes.....	60
Annexes B : Articles en version Documents de Travail.....	64
B.1 Multi-tier tax competition on Gasoline, Marie-Laure Breuillé (CESAER, INRA) et Emmanuelle Taugourdeau (CREST, Université Paris-Saclay).....	64
B.2 Road tax interactions among local governments: A spatial panel data analysis of the French case over the period 1984-2000, Youba Ndiaye (CESAER, INRA)	64
B.3 The regional and distributional implications of the French carbon tax, Ibrahim Ahamada (Université Paris 1, PSE), Mouez Fodha (Université Paris 1, PSE), Djamel Kirat (niversity of Orléans, LEO)	64
B.4 CO2 emissions from the residential sectors in Europe: drivers and distributive consequences, Dorothée Charlier (University of Savoie Mont-Blanc, IREG), Mouez Fodha (Université Paris 1, PSE), Djamel Kirat (niversity of Orléans, LEO)	64

Liste des figures :

Figure 1 : Poids des taxes dans la facture des énergies (en %)	12
Figure 2 Part de chaque catégorie d'assiette dans les taxes environnementales en France en 2014 (en %) (source : SOES)	12
Figure 3 Taux de taxation sur les carburants local, fédéral et total (2000-2015)	20
Figure 4 Taux de taxation sur les carburants maximum, minimum et moyen (2000-2015)	20
Figure 5 Taux de taxation des carburants moyen et médian, et coefficient de variation	20
Figure 6 Taux de taxation des carburants par état en 2015	22
Figure 7 Taux de taxation des carburants (local et fédéral) ; taux nominal moyen (1970-2015)	25
Figure 8: Composition du prix du carburant à la pompe.	27
Figure 9: Répartition spatiale de la vignette automobile pour les véhicules de moins de 5 ans en 1984 et en 2000.	33
Figure 10: Evolution des revenus de la vignette durant la période de 1984 à 2000.	34
Figure 11 Tarif moyen de la vignette pour les véhicules de moins de 5 ans en 1984 et en 2000	36
Figure 12 Evolution du nombre de vignettes entre 1984 et 2000	37
Figure 13 Evolution des immatriculations	38
Figure 14 Représentation cartographique du nombre d'immatriculations et du nombre de vignettes délivrées en 1984 et 2000.	39
Figure 15 Immatriculations en fonction du nombre de vignettes délivrées	40
Figure 16 Evolution du nombre de permis de conduire.	41
Figure 17 Aire urbaine de Nantes.	49
Figure 18 Principaux flux de déplacements domicile-travail quotidiens au sein de l'aire urbaine de Nantes (source : INSEE, recensement 2012)	50

Liste des tableaux :

Tableau 1 Liste des taxes environnementales spécifiques à l'énergie	13
Tableau 2 Classification des tarifs de la vignette	36
Tableau 3 Statistiques descriptives	41
Tableau 4 Variabilité inter-départementale et intra-départementale	42

INTRODUCTION

Ce rapport présente les résultats des recherches effectuées dans le cadre du projet « fiscalité énergétique, territoire et fédéralisme fiscal » débuté en juin 2014 et soutenu financièrement par le Conseil Français de l'Énergie (CFE) pour une durée de 2 ans et 11 mois.

Equipe initiale

Emmanuelle Taugourdeau, chercheur CNRS, spécialiste de la fiscalité et de fédéralisme fiscal, *coordinatrice du projet*

Mouez Fodha, professeur des universités, Université Paris1, PSE, spécialiste des questions environnementales

Katheline Schubert, professeur des universités, Université Paris 1, PSE, spécialiste des questions environnementales et énergétiques

Marie-Laure Breuillé, chercheur à l'INRA, spécialiste des questions de finances publiques locales

Pascal Gastineau, chercheur à l'IFSTTAR, spécialiste des questions d'environnement et de transport

Djamel Kirat, maître de conférences, Université d'Orléans, économètre et spécialiste des questions énergétiques.

Quatre personnes ont par la suite rejoint le projet :

- Julie Le Gallo, professeur à Agrosup, Dijon, qui apporte son expertise sur l'économétrie géographique et spatiale
- Youba Ndiaye qui prépare une thèse sous la codirection de Julie le Gallo et Marie-Laure Breuillé sur la thématique du fédéralisme énergétique
- Dorothee Charlier, maître de conférences à l'Université de Savoie Mont-Blanc, qui a construit une base de données tout à fait intéressante sur l'hétérogénéité climatique et les besoins en énergie en France et en Europe
- Sondès Kahouli, maître de conférences à l'Université de Bretagne Occidentale et spécialiste des questions énergétiques.

Nous avons également profité de l'expertise d'un professeur Américain, Howard Chernick, retenu « spécialiste » par la commission franco-Américaine Fulbright et venu en visite à l'ENS Cachan pendant 5 mois (mi-janvier à mi-juin 2015). Spécialiste des questions de fédéralisme fiscal aux Etats-Unis, il nous a dressé un tableau très instructif des mécanismes de concurrence fiscale concernant la taxation du carburant aux Etats-Unis.

L'objectif de ce rapport est de proposer un cadre d'analyse pour répondre à la question de la transition énergétique et des politiques fiscales qui en découlent dans un contexte de superposition des échelons des différents acteurs économiques.

Deux mécanismes *a priori* contradictoires s'opposent aujourd'hui : la transition énergétique se définit désormais au niveau Européen et donc se centralise, alors que les acteurs de sa mise en place seront de plus en plus décentralisés et proche du consommateur. Ces mécanismes sont-ils si contradictoires et peut-on proposer une politique fiscale énergétique menant à une provision optimale des produits énergétiques tout en respectant les normes européennes ? C'est à cette question que ce projet souhaite répondre en construisant son analyse sur les outils issus du fédéralisme fiscal et en les adaptant aux questions énergétiques actuelles.

Dans cette nouvelle architecture institutionnelle, nous avons pour objectif de répondre à deux questions plus précisément :

- quelle sont les mécanismes d'interaction fiscale à l'œuvre dans le domaine de l'énergie ?
- faut-il introduire des mécanismes redistributifs et lesquels pour compenser les inégales charges fiscales liées aux consommations énergétiques dans un contexte d'hétérogénéité géographique ?

Les analyses proposées dans ce rapport sont aussi bien économétriques que théoriques. Les études économétriques nous ont permis de tester certaines relations (consommation d'énergie et inégalité de revenus par exemple pour introduire la question des mécanismes redistributifs), alors que les modèles théoriques nous ont permis de développer des analyses plus normatives et en particulier de juger de l'optimalité de certaines politiques fiscales énergétiques.

Alors que la politique énergétique se veut un des grands défis de l'Europe, les états membres restent aujourd'hui autonomes tant dans le choix de leurs sources d'approvisionnement qui, lorsqu'elles sont nationales, sont inégalement réparties sur le territoire que dans le choix de leur taxe ou subvention des produits énergétiques. Il s'agit ici d'un beau cas d'étude de mécanismes issus du fédéralisme mettant à jour des interactions tant verticales qu'horizontales entre plusieurs acteurs économiques.

Les études académiques axées sur la question du fédéralisme se sont principalement concentrées sur des instruments de politique fiscale tels que la taxation des revenus du capital ou la taxation des revenus du travail en y introduisant des mécanismes redistributifs ou péréquateurs permettant un réajustement des inégalités entre les territoires. Plus récemment, l'analyse du fédéralisme s'est adaptée à la thématique environnementale sous le label 'fédéralisme environnemental', directement relayé par W. Oates, père du fédéralisme fiscal. Il s'agit d'adapter les outils du fédéralisme fiscal au bien « environnement » vu alternativement comme un bien public pur, un bien public local ou une source d'externalités. C'est dans une direction un peu moins globale mais plus innovante au regard la transition énergétique telle qu'elle a été définie au niveau européen que nous proposons d'adapter les outils de l'analyse du fédéralisme aux questions énergétiques. L'analyse du fédéralisme énergétique est particulièrement complexe dans le sens où l'une des caractéristiques propre à la question énergétique est l'inégalité des territoires face à leur dotation et besoins en énergie.

Méthodes de travail

L'équipe composée de spécialistes des questions énergétiques pour les uns et des questions de fédéralisme fiscal pour les autres, s'est réunie à plusieurs reprises (environ une fois par semestre) pour échanger sur les avancées des travaux entrepris. Parallèlement, des binômes ou trinômes se sont créés pour répondre à des questions précises qui ont émergées des premières discussions. Ce projet a donc eu le double intérêt de faire travailler ensemble des spécialistes de deux horizons différents pour faire émerger des outils et analyses pertinentes issus de cette double compétence. Il a surtout permis de créer une dynamique de rencontre et de recherche qui n'aurait sans aucun doute pas existée sans le soutien financier du CFE.

Deux journées d'études ont été organisées dans le cadre de ce projet, en collaboration avec l'équipe de recherche de Catherine Baumont, professeur des universités à l'université de Bourgogne, dont le projet avait également été retenu par le CFE lors du même appel à projet. Les premières rencontres ont eu lieu à Dijon les 15 et 16 Octobre 2015, les secondes à Paris les 23 et 24 mars 2017.

Présentation du rapport

La deuxième partie de ce rapport sera consacrée aux mécanismes de concurrence fiscale dans le cadre de la fiscalité énergétique, mécanismes phares des analyses économiques dédiées au fédéralisme. Elle présentera tout d'abord les spécificités du système fédéral américain puis les résultats d'un modèle théorique

de « cross border shopping » appliqué au cas de la Taxe Intérieure de Consommation sur les Produits Énergétiques (TICPE). Une dernière sous partie sera dédiée à l'analyse particulièrement intéressante de la concurrence fiscale horizontale liée à l'instauration de la vignette dans les années 80.

La troisième partie de ce rapport sera consacrée aux effets de la taxation des produits énergétiques dans un contexte d'hétérogénéité des territoires. Plusieurs sources d'hétérogénéité seront analysées : le climat dans un premier temps avec deux analyses, l'une centrée sur le cas Français et la seconde étendue au cas Européen. La seconde hétérogénéité émergera de la fiscalité locale, qui, en interaction avec la taxation énergétique nationale, est un potentiel déterminant de la localisation des agents dans l'espace. Cette fois, l'analyse se fera au niveau de l'aire urbaine.

Préalablement à ces deux parties, nous proposons un court état des lieux de la fiscalité énergétique en France. Celui-ci permet entre autre d'illustrer l'existence de différents échelons bénéficiant de recettes fiscales provenant de la fiscalité énergétique. Ces différents échelons peuvent également détenir la compétence décisionnelle dans la détermination de toute ou partie de cette fiscalité. L'existence même de cette multiplicité d'échelons justifie que l'on s'intéresse aux interactions qui sont susceptibles d'exister entre eux.

1 Fiscalité énergétique en France

Développer des politiques environnementales efficaces afin de lutter contre le changement climatique, de préserver la biodiversité, et de réduire les pollutions de l'eau et de l'air est devenu un enjeu majeur des décideurs politiques d'aujourd'hui. A cet effet, les pouvoirs publics disposent d'une large palette d'instruments qui sont généralement réglementaires (instruments classiques, qui visent à contraindre le comportement des agents) ou économiques (approche incitative pour favoriser les comportements plus vertueux). La fiscalité environnementale apparaît comme un outil moins coercitif que la norme mais néanmoins efficace lorsqu'il permet d'avantager économiquement les comportements durables par rapport aux comportements nuisibles à l'environnement. Ainsi, la fiscalité est de nos jours reconnue comme un levier puissant de modification des comportements individuels et collectifs, en raison du signal-prix qu'elle adresse à ceux qui la supportent.

Par ailleurs, la fiscalité énergétique est en pleine mutation. Dans un cadre communautaire, l'Union européenne a fixé des objectifs drastiques en matière de politique énergétique, notamment la réduction de 20 % des émissions de gaz à effet de serre d'ici à 2020 et l'augmentation à hauteur de 20 % de la part des énergies renouvelables dans la consommation finale brute d'énergie. Cependant les Etats membres demeurent souverains en matière de ressources énergétiques et de moyens pour atteindre les objectifs fixés par l'Europe. Ainsi, il est important de souligner que la politique énergétique française relève à minima de trois niveaux de décision distincts : l'Union européenne, l'État et les collectivités locales. A cet effet, alors que la transition énergétique se définit de plus en plus au niveau européen, les acteurs de sa mise en œuvre seront de plus en plus décentralisés et proches des consommateurs. De plus, les ressources énergétiques sont de diverses formes et dispersées dans l'espace. Leur exploitation modifie la répartition géographique des potentiels énergétiques.

Si la question de la transition énergétique est au centre des préoccupations, il existe en revanche, d'un point de vue normatif, peu d'études sur la notion du "fédéralisme fiscal énergétique", défini comme l'imbrication de différents échelons de gouvernements qui possèdent une autonomie de taxation en matière énergétique. En d'autres termes, faut-il que les seuls Etats membres prélèvent la fiscalité énergétique? Quelle serait l'efficacité d'une taxe énergétique additionnelle prélevée à plus grande échelle, au niveau européen ? Est-il souhaitable que la politique fiscale soit transférée intégralement à un niveau central (Bruxelles dans un cadre

communautaire, ou l'Etat central dans le cadre d'un pays) ou au contraire, faut-il privilégier une décentralisation de la politique fiscale énergétique aux collectivités infra-nationales de manière à mieux prendre en compte les hétérogénéités entre territoires, notamment en matière d'accès à l'énergie ? La répartition des instruments de taxation énergétique entre les échelons doit-elle dépendre de la nature des énergies ? Ces différentes questions visent à déterminer quel échelon de gouvernement doit prélever quelle fiscalité énergétique.

Ainsi l'identification de l'échelon optimal est cruciale dans la détermination du niveau de taxation optimale des ressources énergétiques. Par ailleurs, dans un contexte de baisse des dotations de l'Etat aux collectivités, les considérations environnementales ne suffisent pas toujours pour encourager les collectivités territoriales à placer la transition énergétique parmi les priorités de leurs politiques publiques. La décentralisation de la fiscalité énergétique devra donc être analysée à l'aune de ces mécanismes, mais en tenant compte des spécificités des bases que sont les ressources énergétiques: les conséquences environnementales de l'exploitation des énergies, le caractère plus ou moins renouvelable des énergies, leurs impacts parfois immédiats sur la croissance économique, la plus ou moins grande substituabilité entre les bases ou la mondialisation des marchés de l'énergie.

La théorie du fédéralisme fiscal a pour objet d'étude le partage des compétences et des ressources budgétaires entre niveaux de pouvoir dans un État fédéral. Nous définissons le fédéralisme énergétique comme l'étude des conséquences normatives et positives de l'empilement d'autorités décisionnelles d'échelons différents – supra national, national et régional – en matière de politique énergétique. En d'autres termes, il s'agit de déduire les avantages/inconvénients d'une centralisation ou non des interventions publiques en matière énergétique.

D'un point de vue factuel, il existe plusieurs droits d'accise sur les produits énergétiques en France qui impliquent un ou plusieurs échelons de gouvernements (Tableau 1). Il s'agit d'abord des taxes intérieures de consommation (TICPE pour les produits pétroliers, TICGN pour le gaz, TICC pour le charbon, TICFE pour l'électricité...) qui sont reversées dans le budget de l'Etat ou des collectivités locales. Ensuite, la Contribution au Service Public de l'Electricité (CSPE) est une taxe s'appliquant aux consommations d'électricité pour financer le compte d'affectation spécial « Transition énergétique ». Enfin, la contribution climat énergie, mise en place en 2014, permet de taxer les consommations d'énergies fossiles proportionnellement à leurs émissions de CO₂ et suit une trajectoire devant atteindre 100 €/tCO₂ en 2030.

Par ailleurs, malgré ces différentes taxes sur les énergies, force est de constater qu'en France, peu a été fait pour réorienter les prélèvements et les dépenses fiscales vers une meilleure prise en compte des enjeux environnementaux. En effet, la France est mal classée à l'échelle européenne (22^e rang sur 28 pays de l'Union européenne) avec des recettes fiscales environnementales inférieures à la moyenne européenne. Au total, les recettes des taxes environnementales s'élevaient à 47 milliards d'euros (Md€) en 2015. En 2014, elles représentaient 44 Md€ et 2,1 % du PIB, quand la moyenne de l'UE28 s'établissait à 2,5 %.

Figure 1 : Poids des taxes dans la facture des énergies (en %)

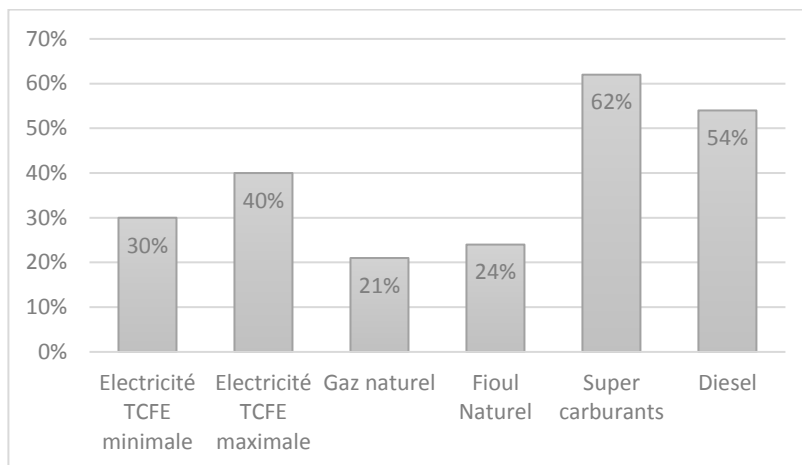
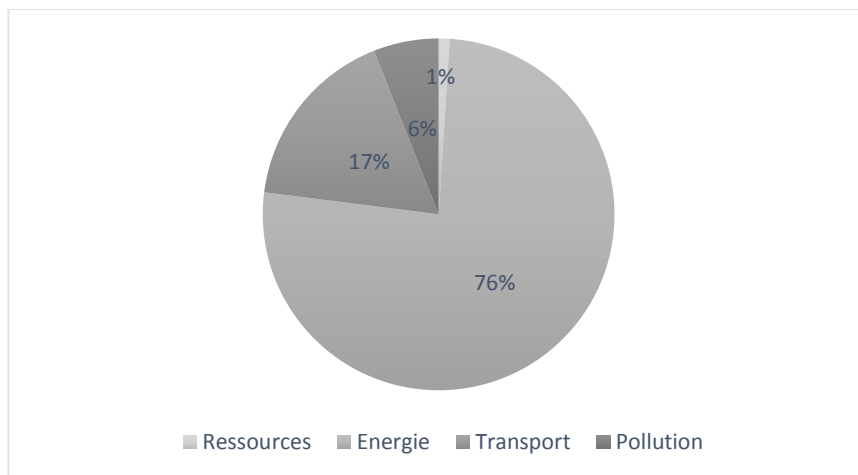


Figure 2 Part de chaque catégorie d'assiette dans les taxes environnementales en France en 2014 (en %) (source : SOES)



Recherche n° 80 financée par le Conseil Français de l'Énergie
Avril 2017

Tableau 1 Liste des taxes environnementales spécifiques à l'énergie

Taxe	Assiette	Taux (2016)	Recettes 2015 (estimation 2016 en M€)	Affectation
Taxe intérieure sur la consommation de produits énergétiques TICPE	Produits pétroliers utilisés comme carburants ou combustibles	Super SP95 E5/SP98 : 64,12 €/hL Super SP95 E10 : 62,12 €/hL gazole : 49,81 €/hL modulation régionale max : 2,5 €/hL	25 615 (27 947)	Budget général
Composante carbone (intégrée aux taux de TIC)	Énergies fossiles dont la combustion émet du CO2	22 €/tonne de CO2 émis		Budget général Compte d'affectation spéciale (CAS) Transition énergétique
Contribution au service public de l'électricité (CSPE)	Prorata de la quantité d'électricité consommée	16,5 €/MWh (2015)	6 663 (0 – fusionnée avec TICFE)	Fournisseurs d'électricité, afin de compenser leurs surcoûts liés au service public de l'électricité
Taxes locales sur l'électricité (Taxe intérieure sur la consommation finale d'électricité TICFE + Taxe sur la consommation finale d'électricité TCFE)	Quantité d'électricité souscrite (TICFE si supérieure ou égale à 250 kilovoltampères, sinon TCFE)	TICFE : 22,5 €/MWh TCFE : puissance < 36 kVA 0,75 €/MWh (ménages et professionnels) 36<puissance< 250 kVA 0,25 €/MWh (professionnels)	2 334 (7 800 – fusionnée avec CSPE)	TICFE : budget général TFCE : communes, EPCI, départements
Taxe intérieure sur la consommation de gaz naturel – TICGN	Gaz naturel utilisé comme combustible	4,36 €/MWh	678 (1 368)	Budget général
Taxe carburants dans les DOM	Produits pétroliers utilisés comme carburants ou combustibles	Fixés par les Conseils régionaux dans la limite des taux de TIC fixés pour les mêmes produits en métropole	486 (493)	Régions, départements et communes des DOM

Recherche n° 80 financée par le Conseil Français de l'Énergie
Avril 2017

Imposition forfaitaire sur les entreprises de réseau (IFER)	9 composantes (éoliennes et hydroliennes, installation nucléaire ou thermique, installation photovoltaïque ou hydroélectrique, transformateurs électriques, stations radioélectriques, installations gazières, matériel ferroviaire SNCF, matériel ferroviaire RATP, certains équipements de commutation téléphonique)	Taux différents en fonction de la puissance pour les installations de production d'énergie. Taux différents en fonction de la nature et de l'utilisation des équipements pour les autres.	1 552 (nc)	Communes, départements, EPCI
Taxe pour le comité professionnel des stocks stratégiques pétroliers	Coûts de constitution et de conservation pendant un an des stocks stratégiques		382 (375)	Comité professionnel des stocks stratégiques pétroliers
Contribution des distributeurs énergie électrique basse tension	Recettes des distributeurs d'énergie électrique à basse tension	Communes urbaines : entre 0,15 et 0,25 /KWh Communes rurales : entre 0,03 et 0,05 €/KWh	377 (369)	Fonds d'amortissement des charges d'électrification (FACE)
Imposition forfaitaire annuelle sur les pylônes	Pylônes supportant des lignes électriques dont la tension est au moins égale à 200 kilovolts	Lignes électriques dont la tension est comprise entre 200 et 350 Kvolts : 1 914 € par pylône Tension supérieure : 3 827 € par pylône	247 (250)	Communes
Taxe générale sur les activités polluantes (TGAP) carburants	Mise à la consommation des carburants	7 % d'une valeur forfaitaire déterminée pour chaque carburant	176 (montant 2014)	Budget général
TIC sur les houilles, lignite et cokes	Quantité d'énergie livrée exprimée en KWh	7,21 €/KWh	12 (nc)	Budget général
Total Énergie			38522	

Dispositifs dans le champ Eurostat

2 Concurrence fiscale et taxation de l'énergie

Dans cette partie, une attention toute particulière est portée à l'analyse des mécanismes de concurrence fiscale, qu'elle soit horizontale ou verticale (voir encadré). Ces mécanismes constituent les éléments centraux des enjeux du fédéralisme fiscal, résultat de l'empilement d'autorités décisionnelles d'échelons différents (supra nationale – nationale – régionale) en matière de politique fiscale. L'application de ces mécanismes au cas de la taxation énergétique va orienter notre analyse au cas du secteur des transports et notamment de la fiscalité des carburants. Afin d'illustrer les mécanismes classiquement identifiés dans la littérature économique du fédéralisme fiscal, nous nous intéresserons dans un premier temps au cas de la fiscalité des carburants aux Etats-Unis (section 2.1). Ce pays dont l'architecture décisionnelle est caractéristique des pays fédéraux, nous permet de dresser un état des lieux empirique et théorique des mécanismes de concurrence fiscale horizontale basés sur un modèle de « *mimicking* », c'est-à-dire de comportement d'imitation ou d'alignement des taux. Par la suite, nous analyserons le cas français où l'Etat central fort laisse moins de marges de manœuvre aux collectivités décentralisées. Pour ce faire, nous développerons un modèle de « *cross border shopping* » (achats transfrontaliers) permettant de capturer les effets de concurrence fiscale aussi bien verticale qu'horizontale via le cas de la TICPE (section 2.2). Nous analyserons par ailleurs les effets de la mise en place de la vignette automobile en France avec un intérêt tout particulier pour la concurrence fiscale inter départementale (section 2.3).

La **concurrence fiscale horizontale** caractérise les mécanismes de concurrence fiscale entre des gouvernements de même échelon (régions ou départements français, pays membres de l'Union Economique et Monétaire, Etats des Etats-Unis etc...).

La **concurrence fiscale verticale** caractérise en revanche les mécanismes de concurrence fiscale lorsque des instruments fiscaux de différents échelons de gouvernement (départements, régions, gouvernement national pour la France par exemple) s'appliquent sur une même base fiscale. Ainsi, la modification d'un des instruments peut profondément modifier les recettes du gouvernement qui n'a pas modifié son instrument par le biais du changement de comportement des agents économiques en réaction à la modification de la fiscalité d'un des niveaux.

2.1 Fédéralisme et politique de l'énergie : le cas Nord-américain

Cette première sous partie est consacrée à la présentation des mécanismes de taxation des carburants aux Etats-Unis, cas emblématique des pays fédéraux. Quelques références seront également faites au cas du Canada. De manière générale, les systèmes fiscaux américains et canadiens sont bien plus décentralisés que ne l'est le système fiscal français. Le cas de la taxation du carburant, présenté ici, en est une bonne illustration. Cette étude comporte cinq sections. La première dressera un tableau du contexte institutionnel aux Etats-Unis. La deuxième section présentera un modèle simple de mimétisme fiscal, ou alignement fiscal (« *fiscal mimicking* »), et mettra à jour les caractéristiques de la concurrence fiscale horizontale et verticale dans le cadre de la taxation des carburants. Les faits stylisés seront présentés dans la troisième section. La quatrième section présentera quelques particularités du cas canadien et la dernière section permettra de proposer une brève discussion et quelques remarques sur le schéma de taxation optimale des carburants dans un contexte de fédéralisme fiscal.

2.1.1 Le contexte institutionnel

La taxation des carburants se caractérise par un niveau de taxation très faible aux Etats-Unis comparativement aux autres pays développés (Li et al, 2014). La taxe sur les carburants est levée à la fois par l'Etat fédéral (échelon central) et par les Etats (échelon local). Dans la plupart des cas, le principe d'affectation de la taxe sur les carburants s'applique. Les recettes de cette taxe sont souvent utilisées pour le financement des infrastructures routières et de transport en général : route, ponts et transports collectifs. L'état du Michigan est un bon exemple permettant d'illustrer ce point (Voir Encadré 1).

Encadré 1 Affectation des revenus de la taxe sur les carburants au Michigan

Le Motor Fuel Tax Act (1925) et sa recodification (1927) ont alloué les revenus de la taxe sur les carburants au Fond pour les routes de l'état. Ces directives statutaires ont été renforcées par un amendement de 1938 de la constitution du Michigan de 1908. L'amendement ordonne que les recettes de « tous les impôts perçus directement ou indirectement sur les carburants et les combustibles vendus ou utilisés pour la propulsion des véhicules à moteur sur les routes de cet état, et sur tous les véhicules à moteur immatriculés dans cet état [...] après le paiement des dépenses nécessaires de collecte de celui-ci, doivent être utilisés exclusivement pour le financement des routes de l'état ». L'affectation des recettes de la taxation sur les moteurs à essence et de la taxe sur les immatriculations a été reportée dans la Constitution du Michigan de 1963 en vertu de l'article IX, section 9. La formulation originale de cet article stipule que « toutes les taxes spécifiques, à l'exception des taxes sur les ventes, les redevances et taxes réglementaires, imposées directement ou indirectement sur les carburants vendus ou utilisés pour la propulsion des véhicules automobiles sur les autoroutes et sur les véhicules à moteur immatriculés à des fins de transport sont, après le paiement de la charge de la collecte, utilisés exclusivement pour les infrastructures routières comme défini par la loi ». Cette section a été modifiée en 1976 afin d'élargir le champ de l'affectation des taxes sur les carburants et des taxes d'immatriculation des véhicules au financement des transports et non plus uniquement des infrastructures routières.

2.1.1.1 Un modèle de mimétisme fiscal

Le choix d'un état de s'aligner ou non sur le niveau des taxes des autres états voisins dépend de l'élasticité de la demande pour la consommation du bien domestique relativement à la consommation du bien de l'état voisin. Les taxes sur les carburants sont des droits d'assise - en cents per gallon - et non des taxes *ad valorem* – taux proportionnel au prix brut du carburant -.¹ L'incitation à s'aligner suite à une augmentation du niveau de la taxe d'un état voisin est réelle, car si un état choisit de ne pas aligner son niveau de taxe, le pouvoir d'achat retiré des recettes de la taxe diminue du montant de l'inflation. Puisque les taxes sur les carburants sont quasiment toujours affectées au financement des transports dans les états américains, le non alignement des taxes impliquerait une diminution constante du financement dédié aux infrastructures de transport. La combinaison de la nature de la taxe (droit d'assise) et de l'affectation des recettes des taxes aux infrastructures de transport augmente l'incitation des états à s'aligner sur le niveau de la taxe de leurs voisins en augmentant eux-mêmes leur taxe – i.e. « *tax mimicking* ». L'affectation des recettes de la taxe sur les carburants établit une relation claire entre les taxes payées et les bénéfices retirés de cette imposition. Le non alignement traduit, par conséquent, un choix délibéré de la part d'un état de diminuer (et non de maintenir constant) les investissements en infrastructures de transports.

¹ Au début des années 80, un bon nombre d'états a choisi de passer d'un droit d'assise à une taxe *ad valorem*. Par la suite, la majorité de ces états ont fait le chemin inverse à la fin des années 90 et sont repassés à un système de droits d'assise. (Li et al, 2014)

Dans un souci de simplicité, faisons l'hypothèse que l'état i poursuit un objectif de maximisation de ses recettes lorsqu'il choisit le niveau de sa taxe :

$$\max_{t_i} R(t_i) = t_i * C_i(t_i, t_j) \quad (1)$$

où C caractérise la consommation de carburant dans l'état i . Cette consommation dépend des taxes appliquées dans les deux états i et j . Considérons l'effet d'une augmentation de la taxe dans l'état voisin j (hausse de t_j).

$$\frac{dR_i}{dt_j} = \left(t_i \frac{dC_i}{dt_j} + C_i \frac{dt_i}{dt_j} \right) \quad (2)$$

Et examinons deux cas extrêmes :

Cas (1). $\frac{dt_i}{dt_j} = 0$ l'état i ne répond pas à l'augmentation de la taxe dans l'état j .

Dans ce cas, l'Equation (2) se réécrit

$$\frac{dR_i}{dt_j} = \left(t_i \frac{dC_i}{dt_j} \right) \quad (3)$$

En multipliant les deux côtés de l'Expression (3) par $\frac{t_j}{R_i}$ nous pouvons réécrire cette expression sous forme d'élasticités

$$\varepsilon_{R_i, t_j} = \varepsilon_{C_i, t_j | (dt_i=0)} \cdot dt_j$$

Où $\varepsilon_{C_i, t_j | (dt_i=0)} \cdot dt_j$ représente l'élasticité de la consommation de carburant de l'état i , étant donné qu'il choisit de ne pas aligner sa taxe sur la taxe de l'état voisin. (4)

Cas (2). $dt_i = dt_j$. L'état i s'aligne parfaitement sur l'augmentation de la taxe de l'état j .

$$\frac{dR_i}{dt_j} = \left(t_i \frac{dC_i}{dt_j} + C_i \right) \quad (5)$$

Nous pouvons réécrire l'Equation (5) en faisant apparaître les élasticités de la manière suivante :

$$\varepsilon_{R_i, t_j} = C_i (\varepsilon_{C_i, t_j | (dt_i=dt_j)} \cdot \frac{t_i}{t_j} + 1) \quad (6)$$

Dans un objectif de simplification, nous supposons $t_i = t_j$. En d'autres termes, nous faisons ici l'hypothèse que des états voisins sont similaires en termes de géographie, densité de population, revenu, ou toute autre variable influençant la consommation de carburant ou le taux de taxe sur les carburants. L'état choisit d'aligner son taux de taxe si

$$C_i (\varepsilon_{C_i, t_j | (dt_i=dt_j)} + 1) > \left| \varepsilon_{C_i, t_j | (dt_i=0)} \right| dt_j \quad (7)$$

Si $\varepsilon_{C_i, t_j | (dt_i=dt_j)} = -1$, l'état ne gagnera pas de recette supplémentaire en alignant le niveau de sa taxe et choisira donc de ne pas s'aligner sur le niveau de taxe de l'état voisin. En revanche, si l'élasticité de la consommation est inférieure à 1, la relation (7) implique qu'il est plus avantageux pour l'état i de s'aligner sur le niveau de taxe de son voisin.

L'élasticité de la consommation de carburant de l'état i , dépend i) de l'amplitude de la réaction des citoyens de l'état j qui auparavant achetaient leur carburants dans l'état j et qui sont maintenant incités à venir se fournir en carburant dans l'état i qui n'a pas augmenté sa taxe et ii) de la réaction des citoyens de i qui auparavant achetaient leur carburant en j et qui vont désormais l'acquérir en i .

La logique de la condition de l'équation (7) est simple. Si l'état i choisit de ne pas aligner sa taxe sur le niveau de taxe de l'état j , il retire un profit issu de l'augmentation de ses ventes aux non-résidents qui viennent désormais se fournir en i ainsi que des ventes aux résidents qui se fournissaient auparavant en j et restent désormais en i pour acquérir leur carburant. Néanmoins, si l'état choisit de ne pas s'aligner, il renonce à la possibilité d'augmenter ses recettes issues de la vente de carburant à la population des résidents dans son ensemble. Si l'élasticité de la demande des résidents hors frontière n'est pas trop élevée et que la population à la frontière n'est pas trop importante, il est alors préférable pour l'état i de s'aligner sur la taxe de l'état j .

Les achats de carburant hors frontière dépendent du coût du carburant dans l'état de résidence relatif au coût du carburant dans l'état voisin. Ce coût relatif dépend lui-même de la capacité du réservoir du véhicule, du coût de transport (monétaire et en temps) pour aller acquérir son carburant dans l'état voisin, du prix relatif à la pompe dans les deux états et de la fréquence avec laquelle les individus doivent retourner à la pompe. Cette dernière variable peut être interprétée comme une mesure de la demande sous-jacente pour le carburant. Ces facteurs diffèrent selon les états et la période. Par exemple, les nombreuses acquisitions de grands véhicules – type SUV et mini van – impliquent des capacités de réservoirs plus importantes ce qui peut en principe inciter à aller se fournir dans l'état voisin en cas de différentiel de prix. Inversement, l'amélioration des techniques permettant une baisse de la consommation en carburant des véhicules – ce qui diminue le coût par kilomètre – diminue la demande pour le carburant et réduit les mécanismes incitatifs des achats frontaliers.

Les fluctuations du prix net des carburants ont des effets ambigus. Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du prix net réduit le différentiel de prix relatif suite au différentiel de taxe, ce qui diminue l'incitation à consommer de l'autre côté de la frontière. Cependant, une diminution du prix net réduit l'incitation des individus à limiter leurs achats de carburants, entraînant ainsi une augmentation de la fréquence des passages à la pompe et donc les gains issus des achats transfrontaliers. Les coûts de transport (monétaires et en temps) dépendent de la distance jusqu'à la station essence de l'état voisin ainsi que de l'existence ou non de péages pour atteindre cet état ou cette station essence (une formalisation précise de ces coûts sera présentée dans le modèle de la section 2.2). Plus le pourcentage de la population habitant à la proximité des frontières est élevé et plus les achats transfrontaliers sont susceptibles d'être importants. Alors que plusieurs études mentionnées plus haut ont mis en avant une élasticité de la demande en carburant transfrontalière très importante, l'importance de cette consommation transfrontalière semble néanmoins tout à fait limitée. Dans une étude, Devereux et al (2007) montrent qu'il n'existe pas de résultat tangible mettant en avant un phénomène de consommation transfrontalière de grande ampleur.

Etant donnée la non significativité des achats transfrontaliers, l'élasticité prix de la demande des résidents pour le carburant de leur état de résidence semble être le principal déterminant de l'élasticité revenu sous les deux hypothèses envisagées (parfait alignement des taxes et non alignement des taxes). Les estimations de l'élasticité prix de la demande en carburant varient considérablement. Alors que Devereux et al (2007) mettent en avant des élasticités qui sont parfois proche de l'unité sur la base d'études datant des années 90, dans leur revue de la littérature, Hughes et al (2008) relèvent une diminution des élasticités de demande entre les années 70 et les années 2000. Li et al (2011) trouvent que l'élasticité prix de la demande de court terme pour le carburant intégrant les taxes est plus importante que l'élasticité prix net de taxe. Néanmoins, leurs estimation des élasticités du prix avec taxe est encore très inférieure à l'unité avec une estimation centrale de -0,07. Bien que beaucoup d'auteurs suggèrent que l'élasticité prix de long terme de la demande en carburant est plus élevée que l'élasticité de court terme, le remplacement des véhicules par des véhicules plus économes en carburant tend à laisser penser que de nouvelles études plus récentes pourraient mettre en avant une élasticité de long terme proche de 1. Bien que l'élasticité de long terme ne soit pas le point central de notre analyse il est néanmoins intéressant de noter que Klier et Linn (2010) ont trouvé une élasticité prix de la demande pour les véhicules neufs de 0,12. Ces estimations signifient qu'une hausse de 1\$ du taux

fédéral de taxation des carburants conduirait à une amélioration de l'efficacité énergétique moyenne des nouveaux véhicules comprise entre 0,5 et 1 *Mile Per Gallon* (MPG), ce qui est bien au-delà des résultats des politiques de taxation du carburants observées dans le passé aux Etats-Unis. Ce résultat sous-entend que lorsque les consommateurs achètent des voitures neuves, le prix de l'essence a un effet relativement limité sur les comportements de demande en carburant.

Etant donné les estimations des élasticités, l'équation (7) devrait correspondre à la situation de la majorité des états américains. De ce fait, nous devrions observer un phénomène d'alignement des taxes entre les états relativement important. Un certain nombre d'études a montré que l'alignement des taxes entre les états est de fait observé. Nelson (2002) et Rork (2003) mettent en avant l'existence d'une concurrence fiscale horizontale importante concernant la taxation des carburants et des cigarettes. Rork (2003) estime qu'une augmentation de 1 cent de la taxe sur les carburants dans les états voisins induit une augmentation de 0,43 à 0,6 cents de la taxe dans les états frontaliers.

2.1.1.2 Concurrence fiscale verticale

Alors que Devereux et al (2007) mettent clairement à jour un mécanisme de concurrence fiscale verticale dans leur étude, aucun effet d'alignement entre les mêmes niveaux de gouvernements, ou encore de concurrence fiscale horizontale n'apparaît. Contrairement à Rork (2003) et Nelson (2002), Devereux et al (2007) introduisent la taxe fédérale dans leur analyse dans le but de tester l'existence d'un effet de concurrence verticale. Selon Besley et Rosen (1998) l'effet de la concurrence fiscale verticale implique que lorsque le niveau central et le niveau local lèvent des taxes sur une même base, une augmentation de la taxe au niveau national réduit la base fiscale pour le niveau local. Afin de réduire la perte de revenu des gouvernements locaux, ils sont eux-mêmes amenés à augmenter leur taxe. Sur la base de données sur les années 80 et 90, Besley et Rosen (1998) mettent en avant un effet de concurrence fiscale verticale significatif concernant la taxation des carburants aux Etats-Unis.

Devereux et al affirment que si la demande pour le produit est élastique et que les coûts de transport sont relativement élevés, on peut alors s'attendre à trouver un effet de concurrence fiscale verticale positif mais peu de mimétisme fiscal au niveau horizontal. Leurs résultats empiriques concernant la taxation des carburants et des cigarettes tendent à valider ces prédictions. Toutefois, comme nous l'avons déjà indiqué, les estimations récentes de l'élasticité de la demande en carburant sont bien en dessous de 1. Un problème potentiel d'identification de l'effet de la concurrence fiscale verticale est que si la variation des taux d'imposition fédéraux induit une variation similaire dans tous les états, alors le mécanisme de concurrence fiscale qui ressort correspond à un mécanisme de concurrence fiscale verticale. Compte tenu de la rareté des modifications de l'impôt fédéral, l'effet vertical est susceptible d'évincer économétriquement les effets de la concurrence fiscale horizontale alors que celle-ci est tout de même effective. Le taux d'imposition national du carburant s'est maintenu à la valeur nominale de 18,4 cents par gallon depuis 20 ans. En effet, le gouvernement central a délégué le domaine fiscal aux états depuis cette période. Ainsi, le contraste entre le comportement de taxe sur les carburants de l'Etat fédéral dans les périodes antérieures et postérieures fournit une expérimentation naturelle de l'existence de concurrence fiscale verticale.

2.1.1.3 Taxation des carburants aux Etats-Unis

La Figure 1 reproduit les taxes moyennes nominales fédérales et locales sur la période 2000-2015. Il est intéressant de constater à quel point le taux nominal est resté stable sur cette période. Le taux fédéral a été maintenu à 18,4 cents par gallon, tandis que les taux locaux sont passés de 20 cents à 24,7 cents. Le pouvoir d'achat de la taxe fédérale a donc diminué de 28% depuis 1997. La Figure 2 retrace les taux minimum,

maximum et moyens locaux sur la période. Alors que le taux le plus faible est resté stable, les taux les plus élevés appliqués en Californie et en Pennsylvanie, ont cru de façon substantielle depuis 2010.

Figure 3 Taux de taxation sur les carburants local, fédéral et total (2000-2015)

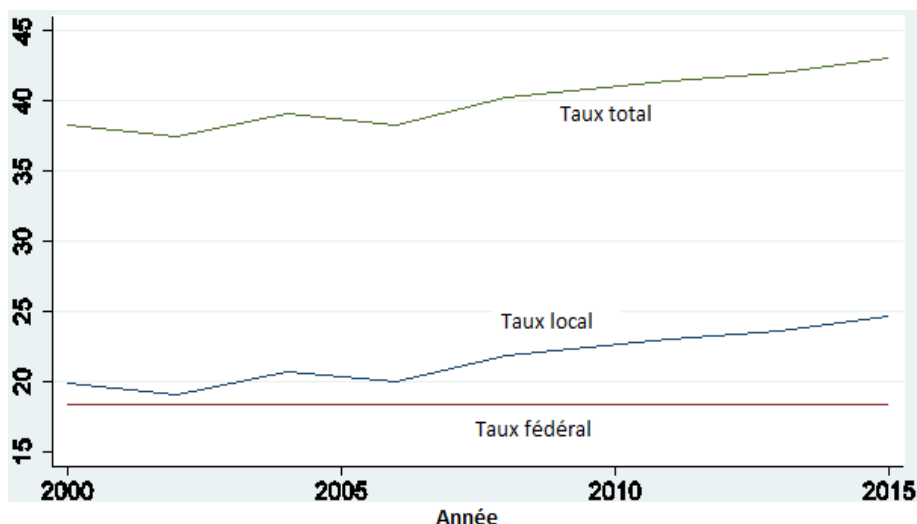
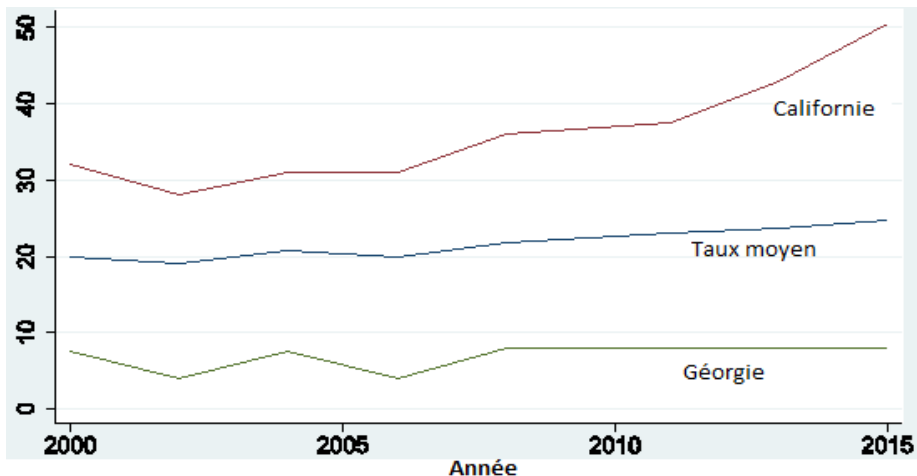
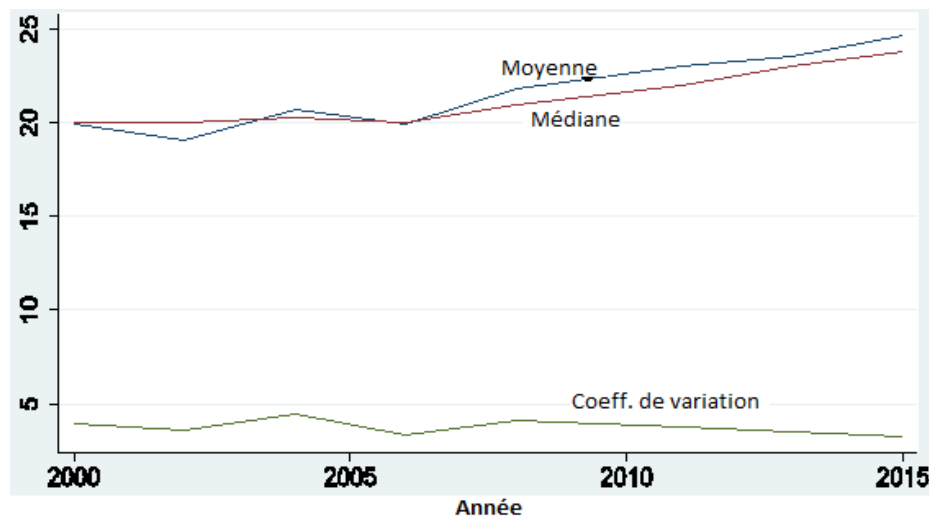


Figure 4 Taux de taxation sur les carburants maximum, minimum et moyen (2000-2015)



La Figure 3 représente les taux de taxe moyens et médians ainsi que les coefficients de variation des taxes étatiques sur les carburants (écart-type divisé par la moyenne). Elle met en avant que le taux nominal appliqué par les états a augmenté tandis que les écarts entre les différents états ont diminué. Comme le montre la Figure 2, Le taux appliqué dans l'état qui taxe le plus (Californie) s'est substantiellement écarté du taux moyen depuis 2010. Cependant, cette tendance n'a pas été suffisamment forte pour annuler l'effet global de compression des taux. Ainsi la Figure 3 met en évidence un effet d'alignement fiscal horizontal, ce qui est cohérent avec les estimations des niveaux d'élasticité relativement faibles trouvés dans la littérature.

Figure 5 Taux de taxation des carburants moyen et médian, et coefficient de variation

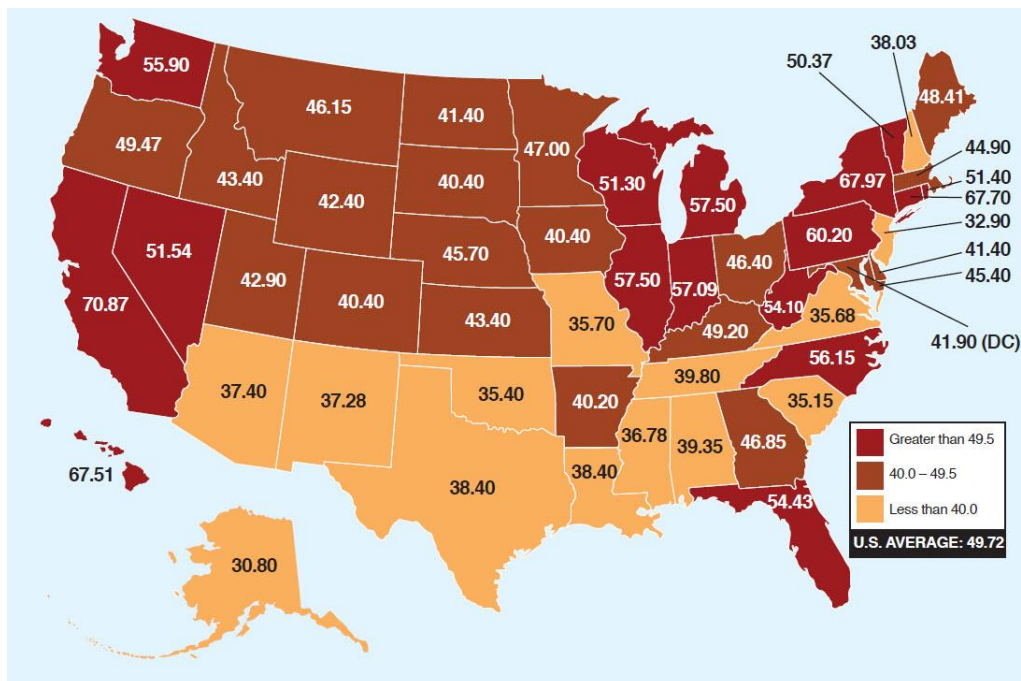


Taux nominaux exprimés en cents par gallon d'essence

La Figure 4 présente une cartographie des taux de taxe sur les carburants appliqués dans les différents états des Etats-Unis. Les différentes couleurs mettent à jour à la fois une variation entre les régions² et une relative similarité des taux à l'intérieur de ces « grandes » régions. Les états du sud appliquent des taux faibles comparativement aux autres états. Ce constat conforte la tendance selon laquelle les états du sud appliquent généralement des niveaux d'imposition (autres que les taxes sur les carburants) beaucoup plus faibles que les autres états. Ceci s'explique par une ruralité plus développée dans les états du sud, nécessitant pour beaucoup de parcourir des distances importantes pour se rendre sur leur lieu de travail ou pour atteindre les lieux de consommation (supermarchés, magasins etc...). Néanmoins, la carte met également en avant quelques cas particuliers montrant des différences importantes de taux de taxes entre deux états frontaliers. Pour exemple, la taxe en Californie est de 20 cents per gallon plus élevée que la taxe de ses états voisins comme le Nevada et l'Oregon, et 33 cents de plus qu'en Arizona. Pour un réservoir de 20 gallons de carburant, ceci implique une différence comprise entre \$4,00 et \$6,60.

² Une région est définie ici comme un ensemble d'états.

Figure 6 Taux de taxation des carburants par état en 2015



Un argument assez classique est de considérer que les différences de taxe sur les carburants (comme les taxes sur les autres biens) sont proportionnelles au coût de transport pour se rendre dans l'état voisin. De ce point de vue, la différence de niveau de taxe entre la Californie et ses voisins semble soutenable car la majorité des californiens vit loin des frontières de l'état et souvent près de l'océan pacifique. Ainsi, la distance que la plupart des californiens doit parcourir pour avoir accès à des prix du carburant moins élevés en raison de taxes moins élevées ne permet pas de dégager une économie suffisante. Une mesure approximative de l'importance du commerce transfrontalier est le pourcentage de la population de l'état qui réside dans les comtés bordant les frontières de l'états avec d'autres états³. Le pourcentage moyen aux Etats-unis est de 44% tandis que ce même pourcentage pour la Californie est seulement de 13 %, l'un des pourcentages les plus faibles du pays. Ainsi l'élasticité de la demande pour le carburant en Californie devrait être plus faible que pour la moyenne des Etats-unis, ce qui inciterait l'état à fixer une taxe plus élevée sur les carburants.

Inversement, le New Jersey est un état assez symptomatique par le faible niveau de taxe sur le carburant qui y est appliqué. Dans ce cas précis, la population vivant dans les comtés frontières de la Pennsylvanie et de NewYork est très importante comparée à la population de l'ensemble du New Jersey – 40 % plus élevée, de telle sorte que le potentiel d'achat de carburant dans le New Jersey de la population frontalière des autres états est très élevée. Il faut néanmoins nuancer cet état des lieux par les coûts de transport qui sont relativement élevés du fait de la topographie du New Jersey, puisque l'état est bordé par de nombreuses rivières. Ainsi, de nombreux péages sur les ponts et tunnels entre New York et le New Jersey ainsi qu'entre la Pennsylvanie et le New Jersey sont autant de barrières financières qui peuvent annuler l'intérêt financier d'aller se fournir en carburant dans un état qui perçoit des taxes sur les carburants plus faibles. Ces péages et droits de passage sont des instruments permettant de réduire la potentielle perte de demande de New York et de la Pennsylvanie généralement associée au fait d'appliquer des taxes sur le carburant plus élevées.

³ Les frontières avec l'océan pacifique ne sont en effet pas comprises.

Une question reste cependant non élucidée : pourquoi le New Jersey n'aligne-t-il pas ses taux sur ceux de New York ou de la Pennsylvanie ? La réponse vient certainement du fait que la demande en carburant y est relativement importante du fait de l'absence de centres urbains importants, ce qui implique des trajets importants et un ratio très élevé de véhicule par habitant. A cela s'ajoute une forte demande de carburant par les très nombreux non résidents qui transitent par l'autoroute qui traverse le New Jersey dans toute sa longueur. Cette demande exogène implique que le New Jersey est en mesure de dégager des revenus assez conséquents malgré des niveaux de taxe relativement faibles. Il faut néanmoins noter que le taux appliqué dans le New Jersey semble bien en deçà du taux optimal permettant de maximiser les recettes de l'état.

Enfin, il convient d'introduire quelques éléments d'économie politique pour compléter notre analyse. Les préférences envers la taxation sur les carburants peuvent différer selon les états. Le New Jersey a implicitement substitué la taxation sur les revenus par la taxe sur les carburants. Exception faite des niveaux de revenus les plus bas, la taxe sur les carburants a un effet régressif comparativement à la taxation sur les ventes et à la taxation sur les revenus.⁴ Besley et Rosen (1998) ont trouvé que les taxes sur les carburants étaient moins élevées lorsque le pouvoir est détenu par le parti Démocrate et plus élevées quand il est détenu par le parti Républicain. Ce résultat reste valable dans l'étude de Chernick (2005) qui montre que lorsque le pouvoir local est détenu par le parti Démocrate, à la fois au niveau de l'exécutif et des deux chambres législatives, les taxes ont des structures plus progressives que lorsque le pouvoir est détenu par le parti Républicain (structures moins progressives). Cependant, Li et al (2014) qui ont utilisé des données de panel sur la période 1966-2008 contredisent ces résultats et montrent que le « camp » du pouvoir en place n'a pas d'effet significatif sur la décision d'augmenter la taxe sur les carburants.

Plus récemment, Chernick et Reimers (2015) ont proposé une explication possible de ces différences de résultats entre Besley et Rosen (1998) et Li et al (2014). Dans les années 2000, une taxation plus progressive selon les états est souvent associée avec des niveaux de taxation absolus plus élevés, ce qui implique en retour des taxes sur les consommations élevées et une plus grande dépendance à l'égard de l'imposition sur les revenus.

2.1.1.4 Les taxes sur les carburants au Canada

Dans leur étude, Manuszak et Moul (2008) trouvent des élasticités de consommation de carburant entre les juridictions locales de l'Illinois très élevées. Une analyse portant sur les banlieues de Chicago met en avant que les conducteurs sont prêts à parcourir un mile de plus dans le but d'économiser entre 6,5 et 8,4 cents par gallon. Des études faites en Suisse montrent également de fortes élasticités de commerce transfrontalier.

Des élasticités élevées inter juridictionnelles ne sont pas forcément incohérentes avec des proportions d'achats transfrontaliers relativement faibles dans leur ensemble aux Etats-Unis. Comme nous l'avons souligné plus haut, les états des Etats-Unis tendent à aligner leurs taux les uns sur les autres car les états perdraient trop de recettes fiscales s'ils ne le faisaient pas, même si les élasticités de substitution paraissent plutôt élevées aux frontières. Ainsi, le niveau relativement faible des achats hors frontière met en avant le fait que pour la majorité de la population américaine, les taux ne diffèrent pas tant que cela entre les états.

⁴ Chernick et Reschovsky (1997) ont montré que la taxe sur les carburants était régressive aussi bien sur une base annuelle que sur une période de 11 années.

Le Québec ainsi que plusieurs pays européens ont mis en place des politiques alternatives qui reviennent à fixer des taux différents en fonction de la proximité des stations-services de la frontière. Le Québec applique un taux plus bas sur les carburants pour les achats effectués près de la frontière avec Ottawa et les États-Unis. Alors que cette politique peut apparaître comme une subvention des consommateurs qui auraient fait leurs achats au Québec même en absence de subvention, cela peut néanmoins apparaître comme une réponse optimale au problème du différentiel d'élasticités à l'intérieur même d'une juridiction.

Le Canada a également expérimenté la mise en place d'une « taxe carbone » supplémentaire de 6,67 cents par litre dans la Colombie-Britannique, pour un montant total des taxes de 21,17 cents per litre. Ce supplément a pour objectif d'atteindre les estimations du prix optimal du carburant qui prend en compte les coûts externes des émissions de carbone.

2.1.1.5 Taxation optimale du carburant dans les pays fédéraux

La théorie de la taxation optimale sur les biens préconise à la fois une composante nationale et une composante locale. Lorsque la taxe est affectée, comme cela est le cas aux États-Unis, la composante nationale tend à couvrir les frais inhérents aux infrastructures de transport gérées au niveau national. Le taux national dépend de la demande (qui dépend elle-même de la qualité des infrastructures de transport), des recettes retirées par le gouvernement central et la part des recettes réalisées au niveau national rapportée à la part spécifique à chaque état. Le niveau fédéral doit également être le niveau adéquat incluant une composante issues des externalités « à la Pigou » permettant de capturer les coûts externes résultant du changement climatique et d'autres coûts externes.⁵

Néanmoins, il faut noter que la taxe fédérale touche les états de façon inégale puisque cela dépend des différences de consommation de carburant par habitant. C'est le cas des états avec des zones rurales et une densité de population plus faible qui paient de fait plus que les autres. La consommation d'énergie dans le secteur du transport dont la consommation de carburant est la principale composante, est environ deux fois plus grande dans les dix états qui taxent le plus (122,3 millions de British Thermal Units' par habitant, exception faite de l'Alaska) que dans les 10 états qui taxent le moins (67,5, exception faite du District de Columbia) (cf U.S. Energy Information Administration, 2012). Alors que ces différences géographiques sont partiellement contrebalancées par des transferts fédéraux pour les transports qui vont en priorité aux états ruraux, les différences en besoins et en préférences entre les états tendent à justifier le maintien du partage de la base fiscale par plusieurs niveaux de gouvernements.

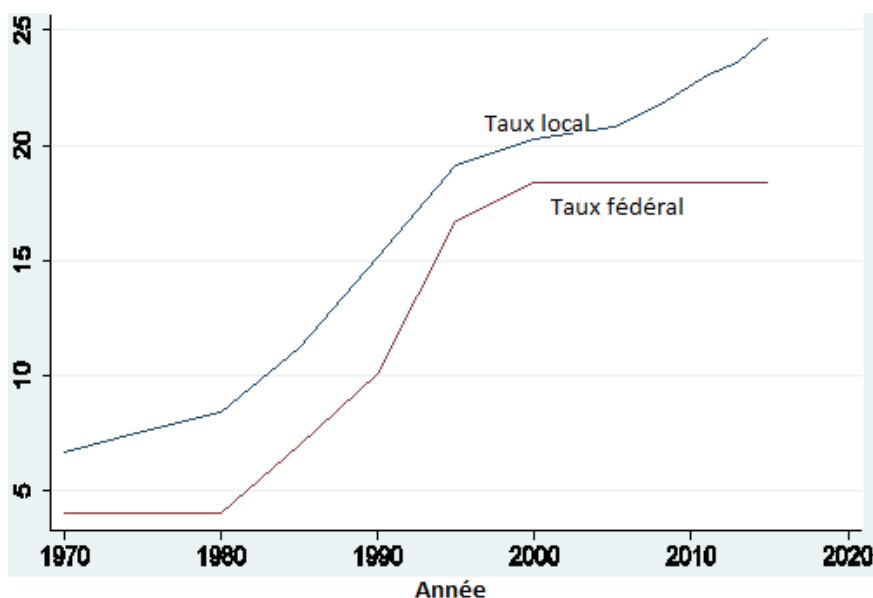
La Figure 5 suggère que l'effet de la concurrence fiscale verticale observé est sûrement un artefact de la période d'étude de Besley et Rosen (1998) et Devereux et al (2007). Sur la période étudiée, les taux tant fédéraux que locaux ont subi une augmentation (en termes nominaux). Néanmoins, depuis 1997 (date de la dernière augmentation des taxes fédérales), les États ont continué à augmenter le niveau de leur taxe, avec peut être un rythme plus faible que dans la période des années 80 et 90, période à laquelle la taxe fédérale augmentait régulièrement.

La Figure 5 met également en avant la faible augmentation des taxes étatiques sur les carburants en général, ce qui suggérerait que la concurrence fiscale horizontale limite fortement les marges de manœuvre des états pour augmenter le niveau de leur taxe. Le graphique suggère également que pour que

⁵ West et Williams (2007) estiment le coût externe de la consommation de carburant à 87 cents par mile parcouru.

les Etats-unis puissent atteindre une taxe proche du niveau optimal (celui qui internalise les coûts externes dus aux émissions de CO₂), et qui permette un financement optimal des infrastructures de transports, il faudrait que le gouvernement fédéral augmente de façon régulière sa taxe sur les carburants et récupère sa perte de pouvoir d'achat héritée de la longue période pendant laquelle la taxe fédérale n'a pas augmenté.

Figure 7 Taux de taxation des carburants (local et fédéral) ; taux nominal moyen (1970-2015)



2.2 Concurrence fiscale énergétique entre plusieurs échelons : le cas de la TICPE

Comme nous l'avons vu dans la section précédente, la question de l'élasticité prix de la demande de carburant est au cœur des raisonnements du fédéralisme fiscal énergétique. En effet, des mécanismes d'incidence fiscale (la modification des comportements du consommateur suite à des modifications de la fiscalité) peuvent potentiellement entraîner des pertes d'efficacité du système de taxation des produits énergétiques. Ces questions d'incidence fiscale sont d'autant plus difficiles à prendre en compte lorsqu'il existe à la fois des externalités horizontales et verticales (voir encadré). Pour illustrer ces mécanismes d'incidence fiscale, nous étudions le cas de la TICPE (Taxe intérieure due la Consommation des Produits Energétiques), bon exemple français de taxe produisant à la fois des externalités horizontales et verticales. Pour cela, nous développons un modèle théorique qui nous permet d'une part, de mettre à jour les différentes interactions fiscales qui s'opèrent dans le cadre de la taxation des carburants et d'autre part, de comprendre les différents mécanismes très complexes qui sont à l'œuvre.

Externalités horizontales conséquences positives ou négatives des décisions fiscales d'une entité publique sur les autres entités publiques de même échelon sans que cela ait pu faire l'objet d'un quelconque marchandage préalable.

Externalités verticales conséquences positives ou négatives des décisions fiscales d'une entité publique sur des entités publiques d'échelon différent sans que cela ait pu faire l'objet d'un quelconque marchandage préalable.

Deux instruments fiscaux sont dits « **compléments stratégiques** » lorsque l'augmentation de l'un des instruments implique en réaction une variation dans le même sens de l'autre instrument.

Deux instruments fiscaux sont dits « **substituts stratégiques** » lorsque l'augmentation de l'un des instruments implique en réaction une variation dans le sens inverse de l'autre instrument.

2.2.1 Le cadre du modèle

Nous considérons un modèle très stylisé de deux régions représentées sur un segment $[-1,1]$.⁶ La frontière entre les deux régions se situe au point « 0 ». La région 1 est représentée par le segment $[-1,0]$ et la région 2, par le segment $[0,1]$. Deux stations-service sont respectivement localisées aux extrémités -1 et 1.

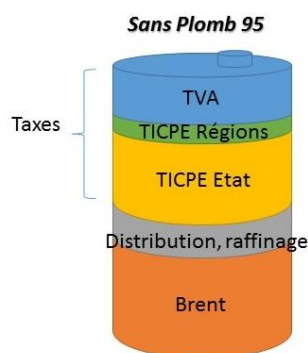
Pour se rapprocher au plus près de la réalité, nous supposons que le prix d'un litre de carburant se décompose de la manière suivante :

$$P_j = (p_j + t_j + T)(1 + \theta)$$

Où p_j est le prix du carburant hors taxe, T est le droit d'accise national, c'est-à-dire un montant par unité monétaire (TICPE nationale), t_j est le droit d'accise local (de la région j) (TICPE locale) et θ est le taux de TVA. La TVA, à la différence d'un droit d'accise, est proportionnelle à la quantité de bien tandis que le droit d'accise s'ajoute au prix du bien. En d'autres termes, le droit d'accise est un impôt ad valorem alors que la TVA est un impôt proportionnel. En France, la TICPE se décompose en 3 tranches (nous n'en retiendrons que 2 pour notre modèle) : un taux dont le niveau est déterminé par le niveau national fixé par la loi de finances initiale (LFI) auquel s'ajoute une tranche déterminée par les régions dans la limite d'un certain montant (au titre du transfert des compétences de la régionalisation) et une seconde tranche dont les recettes sont affectées au financement de grands projets d'infrastructure de transport dans le cadre du Grenelle de l'environnement. Le prix du carburant dans chaque station est donc constitué du prix hors taxe auquel s'ajoute un empilement de taxes (nationales et locale), comme le montre la Figure 8.

⁶ Le modèle est présenté sous forme d'article en annexe.

Figure 8: Composition du prix du carburant à la pompe.



L'analyse du modèle se concentre tout d'abord sur le choix d'un consommateur qui doit choisir la station-service (et donc la région) dans laquelle il achètera son carburant.

Le consommateur est doté d'un revenu exogène (Y) qu'il doit allouer entre deux biens : le carburant et un bien « numéraire » dont le prix est normalisé à 1. Ce bien est également soumis à la TVA. A ces dépenses de consommation directes s'ajoute un coût de transport (déjà mentionné dans la section 2.1) lié à la consommation de carburant qui se décompose en deux parties : un coût dit « psychologique » qui se traduit sous forme monétaire et un coût lié au fait que pour aller faire le plein dans une station-service, il faut consommer du carburant.

La contrainte budgétaire du consommateur s'écrit donc :

$$y = c_i(1 + \theta) + P_j x_i^j + (\delta + \alpha P_j) |s_i - S_j|$$

où δ est le coût en termes de temps pour aller acheter du carburant, α est la consommation de carburant aller-retour par unité de distance et $|s_i - S_j|$ est la distance entre la localisation s_i du consommateur et la localisation S_j de la station-service dans la région $j=1,2$.

Notons que ce cadre très stylisé implique deux premiers résultats importants pour la suite :

1/ l'absence d'effet revenu dans ce modèle, ce qui nous permet de nous focaliser sur les effets prix sur la demande

2/ la demande en carburant ne dépend pas du taux de TVA. Ce deuxième résultat vient du fait que le taux de TVA affecte les deux biens de façon similaire (le bien numéraire et le carburant).

Dans un premier temps, il convient de déterminer la localisation du consommateur « seuil », c'est-à-dire l'agent qui est indifférent entre les deux stations étant donné les prix hors taxes et le montant des droits d'accises locaux. Un mécanisme de concurrence fiscale horizontale va donc s'opérer : l'agent qui réside dans la région 1 peut être tenté de faire son plein dans la station de la région 2 si les avantages dus au prix relativement plus bas du carburant dans la région 2 excèdent les coûts liés au transport du fait d'aller plus loin comparativement à sa consommation dans la station de la région 1. Ce cadre d'analyse caractérise les modèles de « cross border shopping » ou, d'achats transfrontaliers dont le travail fondateur est celui de Kanbur et Keen (1993)

Les résultats obtenus sont assez intuitifs ; l'agent seuil se situe dans la région 1 si le prix hors TVA du carburant est plus élevé dans la région 1 comparativement à la région 2. Cela signifie qu'une partie seulement des habitants de la région 1 se procurent du carburant dans la station de la région 1 alors que la totalité des habitants de la région 2 plus une partie de la population de la région 1 vont se fournir dans la station de la région 2 où le prix est plus bas et donc plus attractif.

Les différentes taxes affectent donc la localisation de l'agent seuil. Le résultat le plus marquant est que les deux taxes nationales (le droit d'accise et la TVA) affectent la localisation de l'agent seuil dans des sens opposés : une augmentation du taux de TVA tend à déplacer l'agent seuil vers les extrémités du segment (vers la limite -1 si le prix hors taxe est plus important dans la région 2 et vers le point 1 dans le cas contraire), alors qu'une augmentation du droit d'accise tend à rapprocher l'agent seuil du centre du segment, ce qui restreint la consommation par les habitants de la région voisine. Ces deux effets opposés s'expliquent par le fait que le taux de TVA n'affecte pas la demande de carburant alors que le droit d'accise affecte négativement la demande de carburant par un effet prix (plus les droits d'accises augmentent, plus la demande diminue). Ainsi, une hausse du taux de TVA tend à diminuer les coûts de transports et donc les coûts de réapprovisionnement dans la région voisine alors qu'une augmentation des droits d'accise tend à augmenter ces coûts de transport.

2.2.2 Principaux résultats

2.2.2.1 La décision concernant les taxes

La base fiscale étant mobiles (les automobilistes sont libres de faire le plein de carburant dans n'importe quelle station-service sur le territoire), les régions peuvent donc (en théorie, car la plupart des régions choisissent le montant plafonné de la part régionale dans les faits) se lancer dans une concurrence fiscale horizontale, i.e. choisir leur montant de TICPE de manière à attirer des automobilistes résidant dans les régions voisines. Cette concurrence fiscale horizontale (Wilson, 1986, Zodrow et Mieszkowsky, 1986) se manifeste par une "course vers le bas", avec un taux d'imposition inefficacement bas à l'équilibre en comparaison du taux qu'aurait choisi un planificateur bienveillant. Dès lors que l'Etat prélève un montant additionnel, cela génère des externalités verticales, le montant prélevé par les régions affectant la consommation de carburant et donc les recettes fiscales de l'Etat et vice-versa. Cette concurrence fiscale dite verticale conduit à des taux inefficacement bas à l'équilibre (Keen et Kotsogiannis, 2002).

Nous considérons dans notre modèle très stylisé que les taxes sont déterminées dans le but de maximiser les recettes des différents échelons de gouvernement (niveau national et local).

Les résultats analytiques que nous obtenons sont valables pour le cas de régions symétriques, mais des simulations numériques tendent à les confirmer dans le cadre de régions asymétriques.

Choix des droits d'accise locaux

Résultat 1

1.1 L'augmentation du droit d'accise par une région incite l'autre région qui cherche à maximiser ses recettes à augmenter son propre droit d'accise. On dit alors que les droits d'accise locaux sont des compléments stratégiques.

1.2 L'augmentation du taux de TVA incite la région qui cherche à maximiser ses recettes à diminuer son droit d'accise. Les droits d'accise locaux et le taux de TVA sont donc des substituts stratégiques.

1.3 Les effets de l'augmentation du droit d'accise national sur la décision du droit d'accise local ne sont pas tranchés. L'existence de concurrence fiscale verticale dépend fortement de la réponse des consommateurs à une hausse du prix du pétrole (élasticité prix).

Choix des instruments fiscaux nationaux :

Résultat 2 :

2.1 L'augmentation du droit d'accise d'une des régions incite l'Etat qui cherche à maximiser ses recettes à diminuer son niveau de TVA : Les droits d'accise locaux et le taux de TVA sont donc des substituts stratégiques.

2.2 L'augmentation du taux de TVA incite l'Etat qui cherche à maximiser ses recettes à diminuer le niveau de son droit d'accise : les deux instruments nationaux sont donc des substituts stratégiques.

2.3. Sous des hypothèses raisonnables concernant l'élasticité prix du carburant (c'est-à-dire une élasticité inférieure à 1 en valeur absolue –voir encadré-), l'augmentation du droit d'accise d'une des régions incite l'Etat qui cherche à maximiser ses recettes à diminuer son propre droit d'accise : Les droits d'accise locaux et nationaux sont donc des substituts stratégiques.

Elasticité-prix du carburant :

L'*élasticité-prix* du carburant mesure la réaction de la demande de carburant suite à la variation de son prix (taxes incluses). La grande majorité des études empiriques montrent que l'élasticité prix est plus important dans le long terme que dans le court terme car l'adaptation des agents à la modification des prix du carburant peut être longue (réorganisation du mode de transport, déménagement, etc....). Ceci est valable pour tous les pays testés. Une étude récente pour la France montre qu'à court terme, l'élasticité-prix du carburant se situe entre - 0,25 et - 0,35, avec de forts écarts selon le niveau de vie. Les ménages les plus aisés réagissant peu aux prix du carburant, contrairement aux ménages modestes. A long terme, les élasticité-prix sont ainsi comprises entre - 0,6 et - 0,7. Celle des ménages les plus modestes se situe entre - 0,7 et - 0,8. Elle est légèrement supérieure à celle des ménages les plus aisés (entre - 0,6 et - 0,7) (Calvet et Marechal 2012).

2.2.2.2 Comparaison des différents modèles de décision

Nous sommes en mesure de comparer les niveaux des différents instruments fiscaux selon que ces instruments sont déterminés par i) un choix simultané des différents niveaux de gouvernements (Equilibre de Nash), ii) un planificateur social qui détermine à lui seul le niveau de tous les instruments pour maximiser les recettes globales ou iii) un leadership national qui correspond à la situation où le gouvernement national prend ses décisions en premier et les décideurs locaux par la suite (ces derniers prennent donc en compte la valeur du droit d'accise décidée par le gouvernement national).

Pour pouvoir comparer ces différents cas, nous devons tout d'abord déterminer le signe des externalités fiscales, c'est-à-dire l'impact d'une modification de la fiscalité d'un gouvernement (local ou national) sur les recettes des autres gouvernements (locaux ou national).

Ainsi, nous obtenons les résultats suivants :

Résultats 3

3.1 Une augmentation du droit d'accise local tend à augmenter les recettes fiscales de l'autre gouvernement local et diminuer les recettes nationales ;

3.2 Une augmentation du droit d'accise national tend à diminuer les recettes locales ;

3.3 Une augmentation du taux de TVA n'a aucun impact sur les recettes locales.

Enfin, l'analyse des différentes situations de choix, nous permet de retenir deux principaux résultats :

Résultats 4 :

4.1 Pour des niveaux fixes de droits s'accises locaux :

Le droit d'accise national optimal est plus élevé dans le cas d'un leadership national. Le choix d'un planificateur bienveillant aboutit au niveau le plus faible. Le niveau du droit s'accise résultat du choix issu d'un équilibre non coopératif se situe entre les deux.

Le taux de TVA national optimal est le moins élevé dans le cas d'un leadership national. Le choix d'un planificateur bienveillant aboutit au niveau le plus élevé. Le niveau du taux de TVA résultant du choix issu d'un équilibre non coopératif se situe entre les deux.

4.1 Pour un niveau de TVA fixe :

Les droits d'accise locaux sont supérieurs quand le choix est effectué dans le cadre d'un leadership national.

Encore une fois, il apparaît par le biais de ces résultats que les deux instruments fiscaux nationaux sont régis par des mécanismes aux effets opposés. Ceci met en avant la particularité du droit d'accise sur la consommation des produits pétroliers (TICPE).

Le dernier mécanisme concernant les droits d'accise locaux explique en partie le choix des différentes régions de fixer le taux maximum autorisé alors que la littérature de la concurrence fiscale classique tendrait à expliquer l'implémentation de taux beaucoup plus faibles par un mécanisme de concurrence par les prix.

2.2.2.3 Simulations

Dans notre exercice de calibration, nous prenons le taux de TVA comme fixé, ce qui nous semble être la situation la plus réaliste. Nous calibrons les paramètres de la manière suivante :

	variable	valeur
Consommation de carburant	α	0,14
Préférence pour le carburant	β	50
Taux de TVA	θ	20%
Valorisation monétaire du temps	δ	0,3
Prix du carburant hors taxe dans région	p_1	0,54 euros
Prix du carburant hors taxe dans région	p_2	0,56 euros

β est ici estimé pour un plein de 60 euros.

δ est la valorisation monétaire du temps consacré pour se rendre à la station-service et remplir son réservoir. Elle est basée sur le taux du smic horaire.

α est calibré sur la base d'une consommation de 7l/100 km

Les résultats sont obtenus pour une fonction d'utilité linéaire dans le bien numéraire et log-linéaire pour le carburant avec un coefficient β reflétant la préférence pour le carburant.

Dans un premier temps, nous fixons T à sa valeur soit 0,6241 pour le SP95 et 0,4682 pour le Gazole. Nous en déduisons les montants optimaux pour t_1 et t_2 à équilibre non coopératif

	t_1	t_2
$T=0,6241$	0,025592	0,012606
$T=0,4682$	0,0221674	0,0091614

Dans un second temps, nous fixons t_1 et t_2 au seuil maximal choisi par la plupart des régions (0.025) et nous en déduisons le montant optimal :

	T
$t_1=t_2=0,025$	0,542999

Lorsque le choix se fait de façon simultanée (Jeu de Nash), on obtient :

T	t_1	t_2
0,534563	0,02425	0,01125

Ces résultats sont de façon très surprenante assez proches des taux qui sont appliqués dans la réalité. La contrainte sur le plafond des droits d'accise locaux semble converger avec le taux qui serait choisi dans un équilibre non coopératif. Néanmoins, la convergence des taux régionaux sur le taux maximum autorisé en France sous-entend qu'il n'existe pas de réel comportement stratégique de la part des collectivités locales dans la fixation de la TICPE locale.

Que peut-on conclure de cette analyse ?

Tout d'abord, la fiscalité des carburants en France est complexe et semble illisible pour les consommateurs. Sa complexité rend les réactions des consommateurs en réponse à une modification de la fiscalité difficile à prévoir. De ce fait, l'efficacité d'une augmentation de la TICPE sur les recettes fiscales des entités qui la mettent en place reste incertaine. Enfin, la contrainte qui s'applique aux régions sur le choix du montant des droits d'accise fausse le vrai mécanisme de concurrence fiscale horizontale.

En effet, la concurrence fiscale horizontale semble limitée en France (les régions ont choisi (à l'exception d'une) d'appliquer le taux maximum qui leur est permis). Mais ce résultat semble biaisé par le fait que le plafond du droit d'accise auquel les régions doivent se contraindre semble correspondre au résultat d'un équilibre non coopératif.

2.3 Concurrence fiscale des départements via la vignette automobile

Le secteur du transport est un des principaux contributeurs à la pollution de l'air. En 2013, ce secteur a contribué à près d'un quart (24,4%) des émissions totales de gaz à effet de serre dans le périmètre de l'Union Européenne des 28 (Agence Européenne de l'Environnement). De manière plus spécifique, le transport routier produit plus de 70% des émissions de CO₂ transportées (Ryan et al. 2009⁷). Au regard de cette situation, de nombreux pays européens ont mis en place un certain nombre d'instruments afin de réduire la contribution du secteur du transport en termes de pollution de l'air. La fiscalité automobile est partie prenante de ces instruments et se base principalement sur trois types d'instruments fiscaux. Il s'agit d'une part, de la taxe liée à l'acquisition du véhicule (TVA, certificat d'immatriculation,...), de la taxe sur la possession (la vignette automobile) et enfin les taxes liées à l'utilisation (taxes sur le carburant, les péages, ...). Cette section du rapport se focalise sur la vignette automobile pour le cas Français. L'objectif de cet instrument est souvent de nature budgétaire, mais peut viser aussi à la réduction des émissions polluantes locales ou globales. C'est le cas en Autriche, en Allemagne, en Suède, en Suisse, aux Pays-Bas et au Danemark notamment. Ainsi, à l'échelle européenne, la vignette est souvent utilisée comme un instrument de lutte contre l'effet de serre.

En France, la vignette automobile a été instaurée en 1956 pour financer la retraite et le montant de la vignette dépendait de l'âge et de la puissance fiscale du véhicule. Cependant, depuis sa création, cet instrument fiscal a connu de mutations majeures. En 1984, avec la première phase de la décentralisation (1982-1986), l'Etat central décidait de déléguer le produit de la vignette aux départements, afin de compenser les nouvelles charges supportées par ces derniers. Depuis cette période, les départements français avaient une certaine marge de manœuvre dans le choix de fixation du tarif de la vignette et les montants de la vignette étaient fixés par les Conseils généraux. Il en découle une forte hétérogénéité du montant de la vignette selon les départements (cf. graphique 1). En effet, à l'époque, certains conseils généraux ont eu recours à des politiques tarifaires « agressives » pour inciter les sociétés qui immatriculent beaucoup de véhicules (en particulier les sociétés de location) à le faire dans leur département. En guise d'illustration, le département de la Marne, durant la période 1996-1999 environ, avait fixé un prix de la vignette de moitié inférieur à la moyenne des autres départements, attirant ainsi de très nombreuses sociétés, au point que le nombre d'immatriculations dans ce département fut multiplié par cinq, et les recettes de la vignette y furent donc plus que doublées (sans compter l'augmentation des recettes perçues pour l'établissement des certificats d'immatriculation, qui sont perçues non par le département mais par la région).

La vignette automobile a été supprimée en France en 2000 pour les véhicules de particuliers et en 2006 pour les voitures de sociétés, avec comme argument la réduction du fardeau fiscal. Toutefois, avant sa suppression, cet instrument fiscal a permis aux départements de générer des recettes fiscales conséquentes. En 1984, lorsqu'elle a été transférée aux départements, la vignette représentait 52,01% de la fiscalité indirecte locale et 8,3% des recettes totales des départements. En 2000, la contribution de la vignette sur les ressources départementales était relativement élevée, rapportant ainsi 13 milliards de francs aux départements, avec une part de la fiscalité indirecte locale s'élevant à 29,77%. Elle représentait ainsi 6,4% des recettes totales des départements. La Figure 9 montre l'évolution des revenus de la vignette durant la période de 1984 à 2000.

⁷ Ryan, L., Ferreira, S., & Convery, F. (2009). The impact of fiscal and other measures on new passenger car sales and CO₂ emissions intensity: evidence from Europe. *Energy Economics*, 31(3), 365-374

Figure 9: Répartition spatiale de la vignette automobile pour les véhicules de moins de 5 ans en 1984 et en 2000.

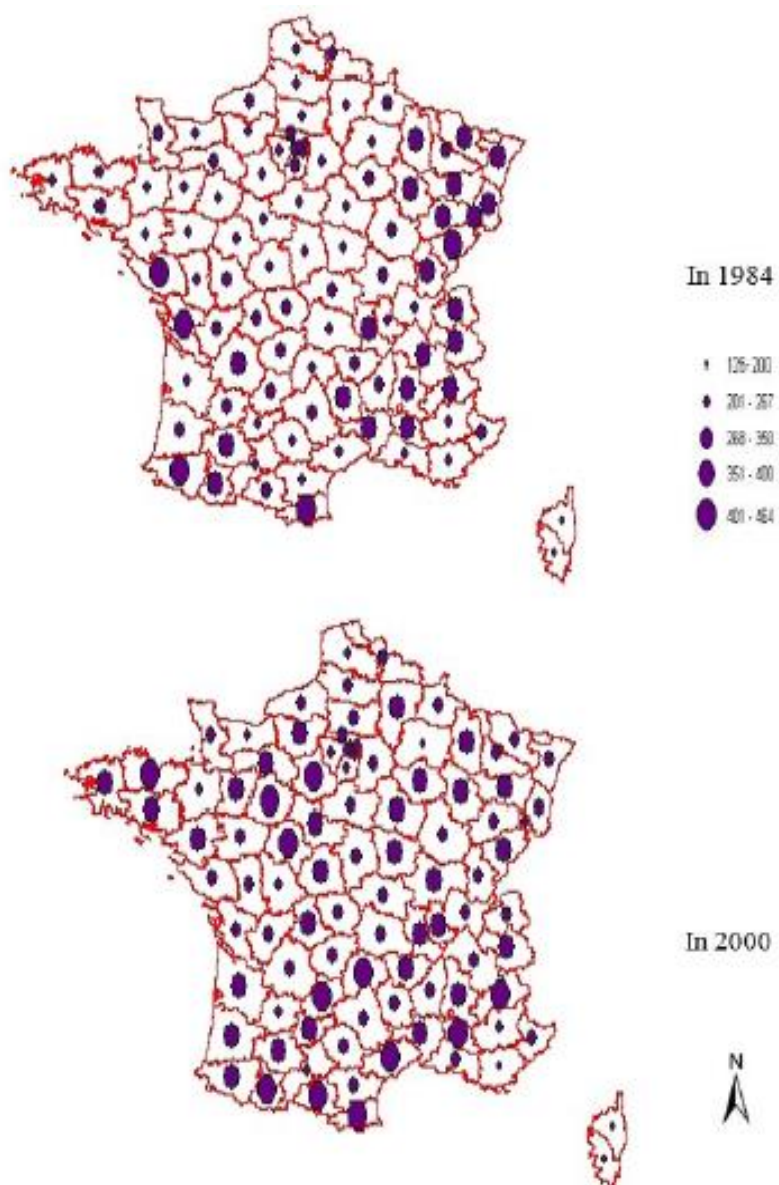
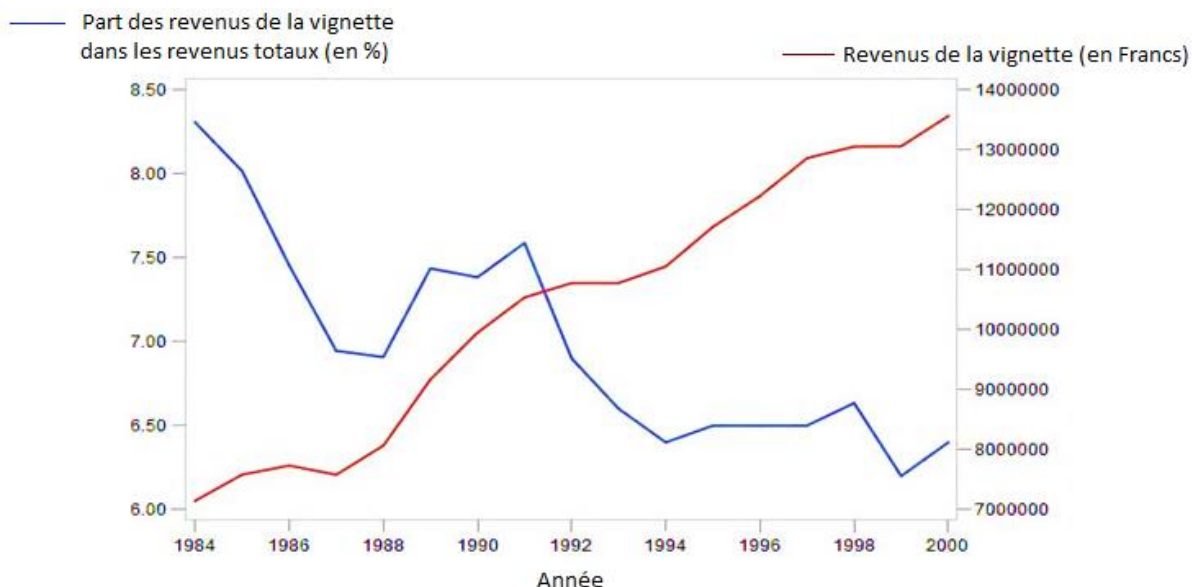


Figure 10: Evolution des revenus de la vignette durant la période de 1984 à 2000.



Le débat sur la fiscalité environnementale fait émerger l'idée d'un retour de la vignette. Cependant, pour juger du potentiel intérêt d'un retour à la vignette, rares sont les travaux qui ont analysé en profondeur cet instrument dans la littérature. Rolin (2002) a trouvé que la suppression de la vignette a favorisé l'achat de véhicules plus puissants et a ainsi conduit à la hausse des émissions de gaz carbonique imputables au secteur des transports. Selon Ricono et al. (2000), il faut pleurer la mort de la vignette pour au moins trois raisons : d'abord, c'est un impôt local. Ensuite c'est sans doute la moins régressive des taxes routières et surtout il s'agit potentiellement du meilleur instrument économique pour inciter les automobilistes à acheter des voitures moins émettrices de gaz à effet de serre. De plus, supprimer un impôt local, c'est aller à l'encontre de la décentralisation.

Toutefois, le produit fiscal de la vignette soulève la question de la définition de l'échelon optimal car cette taxe est passée d'un barème national à celui départemental avant de disparaître. Certains prônent l'idée que le produit de la vignette doit être défini sous un barème national afin qu'il puisse servir de moyen efficace de lutte contre l'effet de serre. D'autres mettent en avant les vertus d'un impôt local pour, d'une part, favoriser la concurrence entre départements et d'autre part, permettre aux départements d'avoir de nouvelles sources de recettes. Notre étude s'oriente davantage sur ce second aspect, à savoir la concurrence fiscale des départements français via la vignette automobile.

La vignette automobile constitue un réel instrument de la fiscalité environnementale. Notre analyse cherche à démontrer le jeu des interactions entre consommateurs et producteurs, précisément en matière de comportement d'achat et de vente, *in fine* en termes d'évolution des infrastructures de transports et de consommation énergétique des usagers du secteur de l'automobile. Plus précisément, nous cherchons à tester l'existence d'une corrélation entre le nombre de vignettes délivrées et l'évolution du parc automobile (en termes d'immatriculations) ou la consommation départementale en carburant.

Pour répondre à cette problématique générale, différentes interrogations sont émises :

- Y-a-t-il une convergence à la baisse des tarifs de la vignette au cours du temps comme l'a décrit la littérature théorique?
- Quel est l'impact du montant de la vignette sur le nombre d'immatriculations et sur la consommation de carburant des départements ? Comment cet impact varie en fonction de la localisation des immatriculations (introduction de l'aspect spatial pour prendre en compte des interactions spatiales) ?
- Quel est l'impact du montant de la vignette sur la composition du parc automobile en termes de puissance ?
- Quel effet a eu la suppression de la vignette sur la fiscalité locale ? Vers quelles bases se sont retournés les départements?

L'objectif de cette analyse est double. D'une part, tester d'un point de vue empirique l'existence d'interactions spatiales entre les départements français via la vignette automobile. D'autre part, ce travail met en exergue les principaux déterminants de la vignette automobile pour *in fine* proposer des recommandations en termes de politiques publiques relatives à la fiscalité automobile française. Pour mener à bien ce travail, nous avons collecté des données relatives aux tarifs appliqués à la vignette qui sont fournies par le Centre des Archives Economiques et Financières (CAEF) via les bulletins officiels des impôts. A travers ces bulletins, nous avons pu collecter les données sur le tarif de la vignette sur la période de 1984 à 2000. Par ailleurs, la classification des tarifs est effectuée selon 2 critères principaux, un premier critère basé sur l'âge du véhicule et un autre relatif à la puissance du véhicule. Concernant l'âge, nous disposons de 3 sous-catégories, à savoir les véhicules de moins de 5 ans, ceux de 5 à 20 ans et enfin les véhicules de plus de 20 ans. Quant à la puissance du véhicule, elle est classée en plusieurs sous-groupes et la classification de ces sous-groupes n'est pas uniforme durant notre période d'analyse. Nous proposons, un résumé synthétique (cf. Tableau 2) afin d'avoir une idée de la variabilité des tarifs de la vignette selon les âges et les puissances des véhicules.

2.3.1 Analyse statistique

Dans un premier temps, une analyse statistique descriptive de l'évolution des tarifs départementaux nous permet de vérifier s'il y a une tendance de convergence à la baisse (Field et al. 2002).

- Tarif de la vignette :

La vignette automobile est un impôt annuel sur les véhicules en circulation. Elle a été créée en France en 1956 par le 1956 par le gouvernement Ramadier. La classification des tarifs est effectuée selon 2 critères principaux, un premier critère basé premier critère basé sur l'âge du véhicule et un autre relatif à la puissance du véhicule. Concernant l'âge, nous disposons de 3 nous disposons de 3 sous-catégories, à savoir les véhicules de moins de 5 ans, ceux de 5 à 20 ans et enfin les véhicules de plus de les véhicules de plus de 20 ans. Quant à la puissance du véhicule, elle est classée en plusieurs sous-groupes et la classification de groupes et la classification de ces sous-groupes n'est pas uniforme durant notre période d'analyse. Nous proposons, un résumé proposons, un résumé synthétique (cf.

Tableau 2) afin d'avoir une idée de la variabilité des tarifs de la vignette selon les âges et les puissances des véhicules.

Tableau 2 Classification des tarifs de la vignette

Véhicules de moins de 5 ans (VP et VU) ⁸										
1984	Cat A	Cat B	Cat C	Cat D	Cat E		Cat F			
1985 à 1987	Cat A	Cat B	Cat C	Cat D	Cat E		Cat F	Cat O	Cat P	Cat R
1988 à 2006	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9	A10
Puissance	1 à 4 CV ⁹	5 à 7 CV	8 à 9 CV	10 à 11 CV	12 à 16 CV		VP 17 et 18 CV VU 17 CV et plus	VP 19 et 20 CV	VP 21 et 22 cv	23 CV et plus
Véhicules de 5 à 20 ans (VP et VU)										
1984	Cat H	Cat J	Cat K	Cat L	Cat M		Cat N			
1985 à 1987	Cat H	Cat J	Cat K	Cat L	Cat M		Cat N	Cat T	Cat V	Cat W
1988 à 2006	H1	H2	H3	H4	H5	H6	H7	H8	H9	H10
Puissance	1 à 4 CV	5 à 7 CV	8 à 9 CV	10 à 11 CV	12 à 16 CV		VP 17 et 18 CV VU 17 et plus	VP 19 et 20 CV	VP 21 et 22 CV	VP 23 CV et plus
Véhicules de 20 à 25 ans (VP et VU)										
1984 à 2000	Cat S									
Puissance	Toutes puissances									

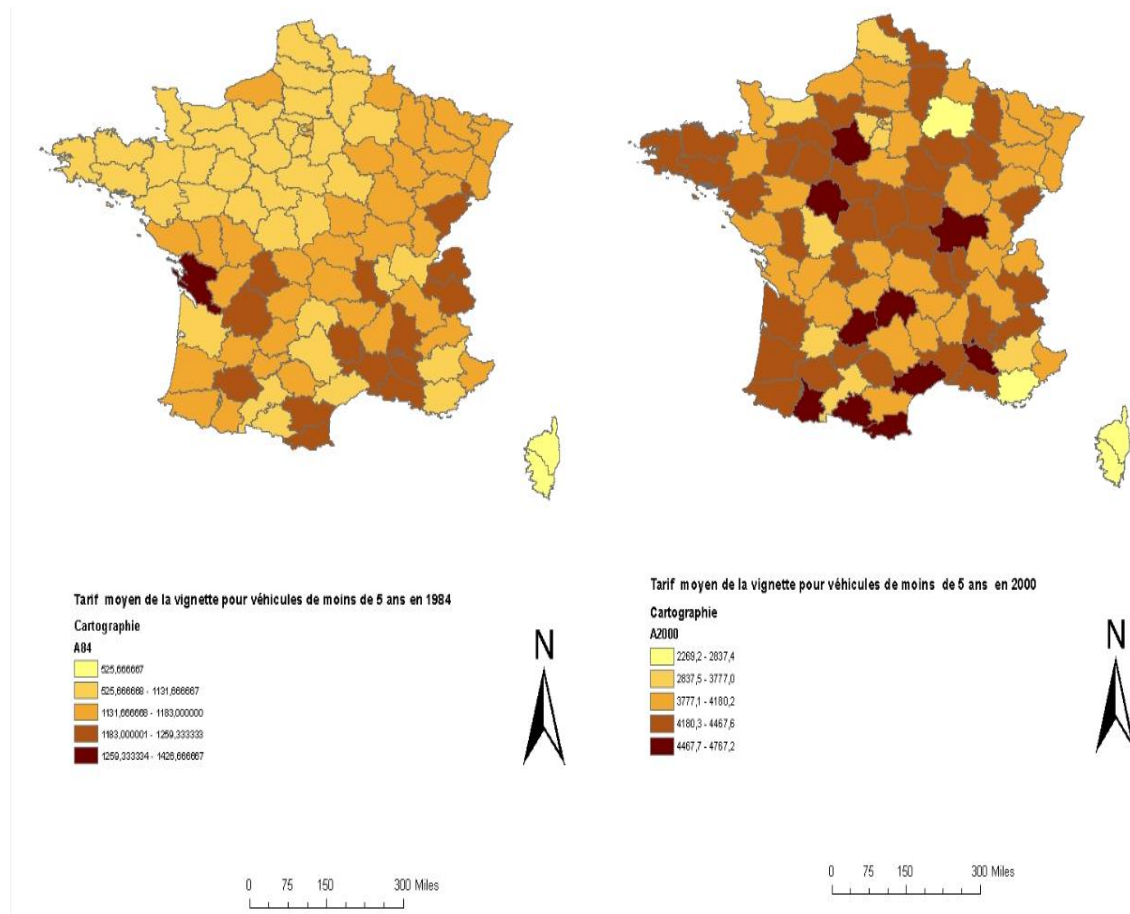
Pour prendre en compte la divergence dans la classification des tarifs selon les années, et par souci de respect de la période d'analyse, nous avons été contraints d'exploiter les données relatives aux tarifs de la vignette en recourant aux moyennes selon les catégories d'âges. En d'autres termes, nous avons calculé le tarif moyen de la vignette pour les véhicules de moins de 5 ans, puis pour ceux de 5 à 20 ans. Pour les véhicules de plus de 20 ans, les tarifs sont uniformes sur toute la période d'analyse.

Par ailleurs, il est important de rappeler que le respect de la période d'analyse n'est pas fortuit car d'une part 1984 correspond à la fois à l'année de la décentralisation et à l'année de transfert des recettes de la vignette du budget de l'Etat aux budgets des départements. D'où l'intérêt d'analyser la concurrence fiscale entre départements à partir de cette date. D'autre part, l'année 2000 correspond quant à elle, à la date d'annonce de la suppression de la vignette pour les voitures des particuliers. A titre d'illustration, le graphique ci-dessous nous renseigne sur la répartition spatiale du tarif moyen de la vignette pour les véhicules de moins de 5 ans.

⁸ VP : Voitures particulières et VU Voitures utilitaires.

⁹ CV : Cheval Vapeur

Figure 11 Tarif moyen de la vignette pour les véhicules de moins de 5 ans en 1984 et en 2000

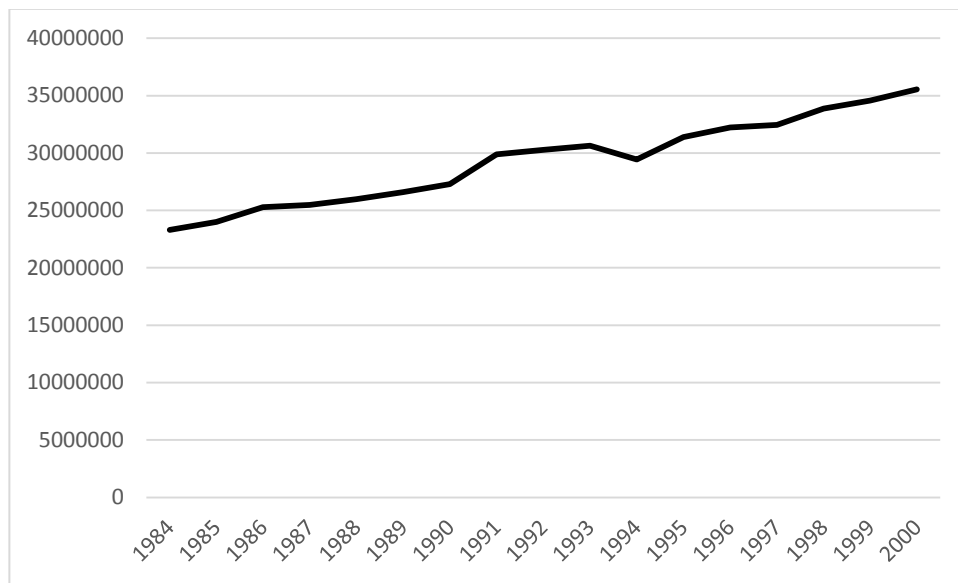


L'analyse du graphique de gauche (celui de 1984) révèle une certaine harmonisation du tarif moyen de la vignette pour la partie supérieure de la France tandis qu'en 2000, cette tendance n'est plus vérifiée. Ceci pourrait porter à croire à l'existence d'un comportement de mimétisme des départements français au début de la décentralisation. Ce phénomène s'est dissipé au cours du temps, et les départements ont eu tendance à fixer le tarif de la vignette de manière indépendante, toutes choses égales par ailleurs.

- Nombre de vignettes délivrées :

Sur la période d'étude, le nombre total de vignettes délivrées croît de manière régulière avec un taux de croissance annuel moyen de 5,88% (cf. Figure 12).

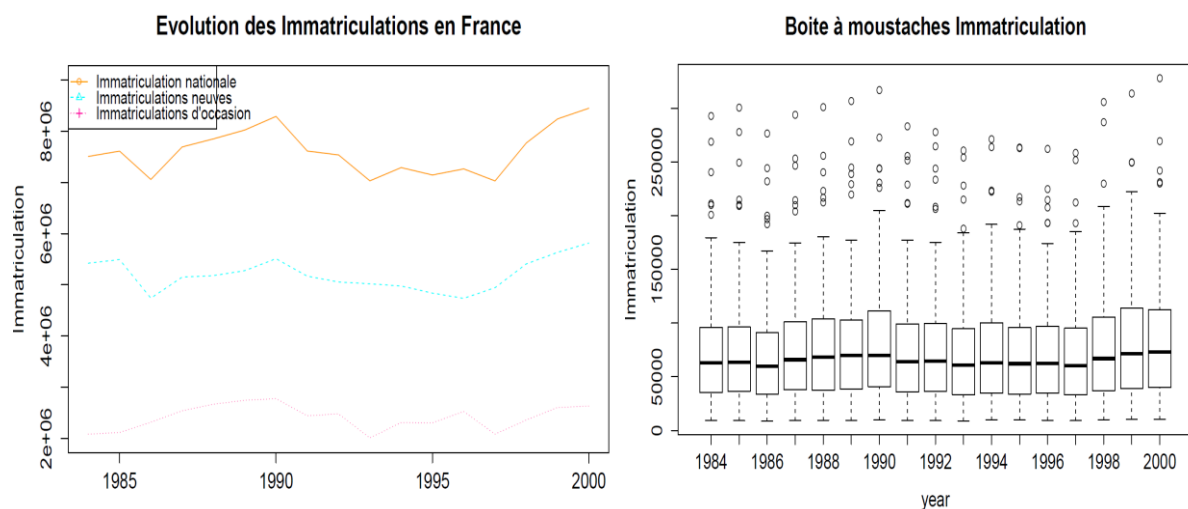
Figure 12 Evolution du nombre de vignettes entre 1984 et 2000



- Immatriculations des véhicules en France:

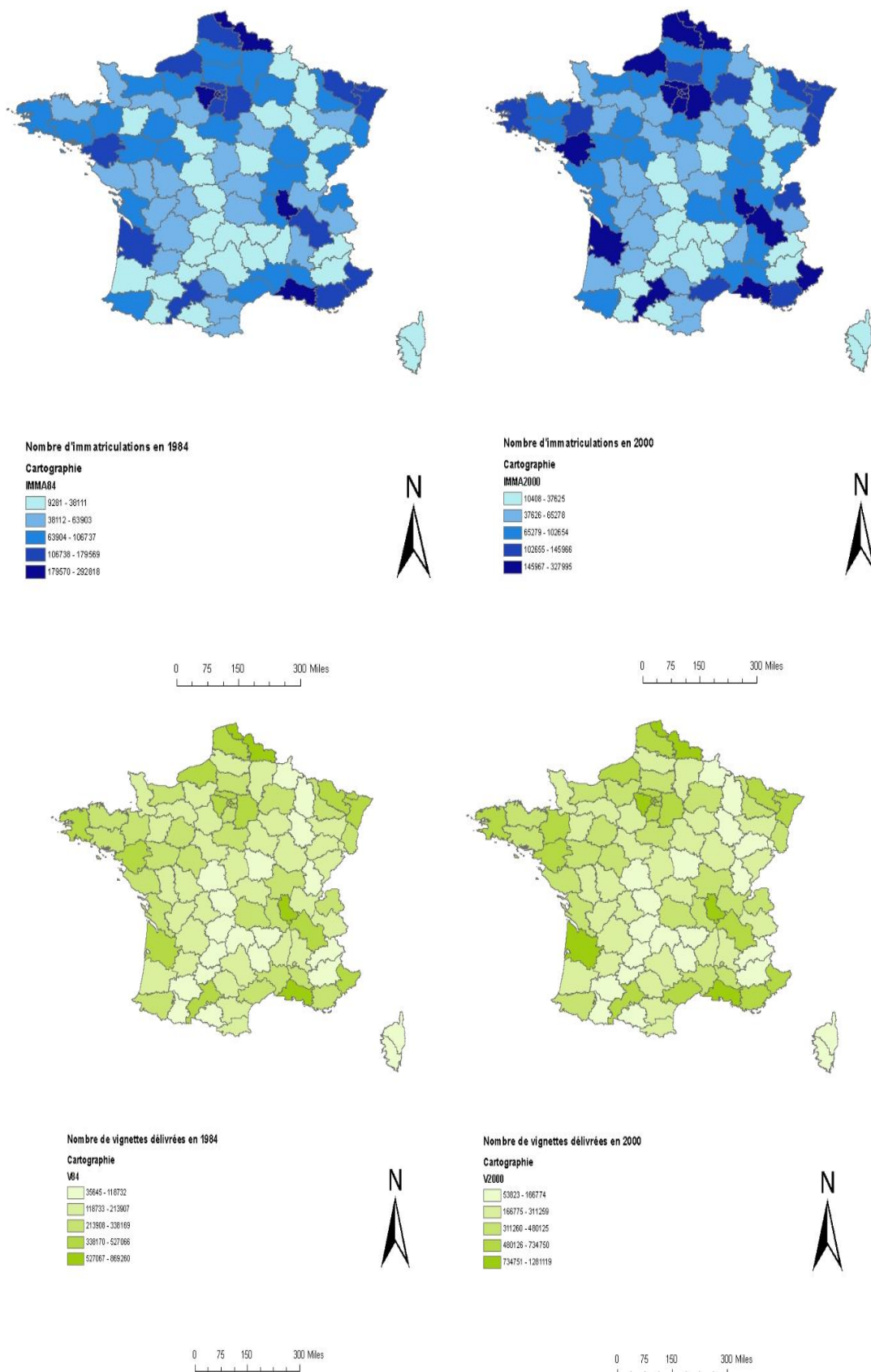
Cette variable fournit des informations sur la structure du parc automobile français au niveau départemental. La Figure 8 permet de voir l'évolution des immatriculations des véhicules neufs et d'occasion sur la période de 1984 à 2000. Sur ce graphique, on peut constater une certaine symétrie dans l'évolution des immatriculations neuves par rapport au trend des immatriculations totales. La boîte à moustaches apporte plus d'informations sur la distribution des immatriculations au cours des années en permettant de déceler les « outliers ». A travers cette boîte, on observe que la distribution des immatriculations oscille légèrement au cours des années.

Figure 13 Evolution des immatriculations



Une analyse cartographique permet d'apporter des éléments de réponse en rapport avec l'éventuelle corrélation entre le nombre d'immatriculations et le nombre de vignettes délivrées.

Figure 14 Représentation cartographique du nombre d'immatriculations et du nombre de vignettes délivrées en 1984 et 2000

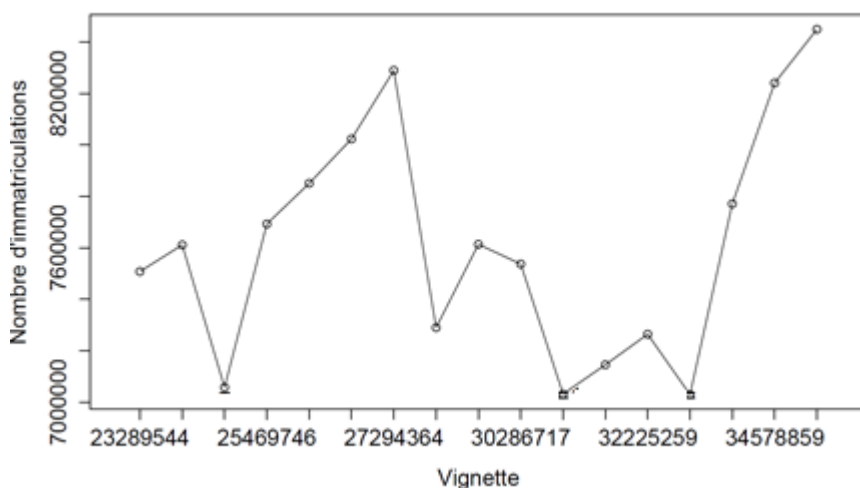


La cartographie (Figure 14) nous informe que pour les années 1984 et 2000, il y a une certaine corrélation positive entre le nombre d'immatriculations et le nombre de vignettes délivrées, toutes choses égales par ailleurs. En effet, pour ces deux années, la cartographie montre nettement que les départements ayant enregistrés le plus grand nombre de véhicules immatriculés sont quasiment les mêmes qui ont délivrés le plus de vignettes automobiles.

Par ailleurs, par souci de rigueur, une analyse économétrique approfondie nous permettra d'éviter les biais d'interprétations.

Néanmoins, le graphique de corrélation ci-dessous peut servir de fondement pour étayer notre hypothèse relative à la liaison entre les immatriculations et la vignette (Figure 15).

Figure 15 Immatriculations en fonction du nombre de vignettes délivrées

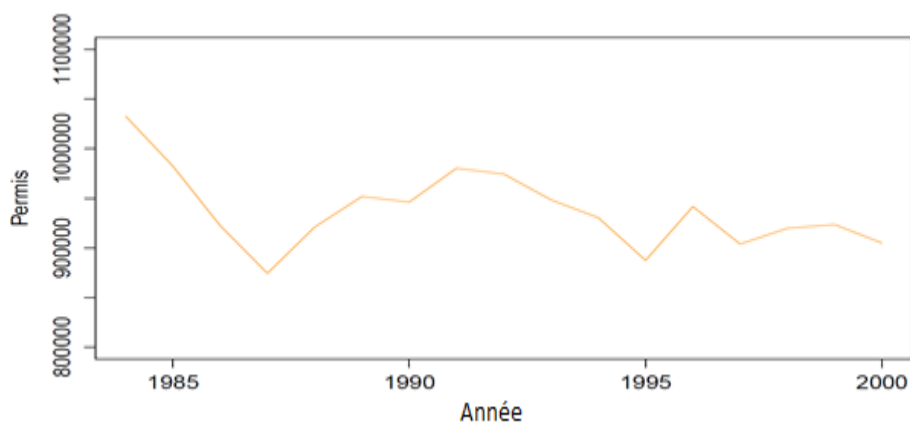


Ce graphique montre une relation non linéaire entre les immatriculations et le nombre de vignettes délivrées. En outre, il serait biaisé de conclure à une absence de corrélation entre ces deux variables.

Nombre de permis délivrés :

En France, le permis de conduire est formellement apparu dans le code de la route en 1922. Concernant notre période d'analyse, le graphique ci-dessous révèle une évolution en dents de scie du nombre de permis de conduire délivrés (Figure 16).

Figure 16 Evolution du nombre de permis de conduire



2.3.2 Statistiques Descriptives

Tableau 3 Statistiques descriptives

Nom des variables	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Nombre de vignettes délivrées pour les véhicules de moins de 5 ans	123157	96334,14	7565	761147
Nombre de vignettes délivrées pour les véhicules de 5 à 20 ans	165273	105774,1	20371	729430
Nombre de vignettes délivrées pour les véhicules de 20 à 25 ans	3741	2624,435	92	46268
Nombre de vignettes gratuites délivrées	13114	12588,45	1163	343499
Tarif moyen de la vignette pour les véhicules de moins de 5 ans	3510,2	783,092	525,7	4897,6
Tarif moyen de la vignette pour les véhicules de 5 à 20 ans	1757,3	394,8322	266	2414,3
Tarif de la vignette pour les véhicules de 20 à 25 ans	95,98	15,50608	30	126
Population	593322	452563,4	72390	2555471
Superficie	571362	193515,1	10561	1014958
Taux de chômage	9,055	2,109911	4,2	16,4
Nombre de vignettes délivrées	305285	206293,5	35020	1281119
Nombre d'immatriculations des véhicules d'occasion	54158	36976,59	6342	227111
Nombre d'immatriculations des véhicules neufs	25139	23970,55	2107	243683
Nombre total d'immatriculations	79297	58100,85	8756	327995
Nombre de Permis de conduire délivrés	9771	7068,528	1164	42585

L'analyse des statistiques descriptives (Tableau 3) montre une forte hétérogénéité dans les observations de certaines variables. Il s'agit notamment des immatriculations (totales, neuves et d'occasion), du nombre de vignettes et de permis délivrés ainsi que de la population départementale. Pour ces variables, les écarts entre les minima et les maxima sont importants, ce qui justifie également la forte dispersion observée autour de ces variables. Par ailleurs, la variabilité des tarifs de la vignette n'est pas importante, plus particulièrement pour le tarif des véhicules de 20 à 25 ans, dont l'amplitude s'élève à hauteur de 96 Francs.

Cependant, il serait erroné de conclure à une absence d'hétérogénéité sur la base d'une simple analyse descriptive et ce, pour au moins deux raisons. D'une part, l'ordre de grandeur des variables diffère, ce qui peut également expliquer les différences d'amplitude observées entre les variables (les tarifs étant évalués en franc et les autres variables en unité). D'autre part, ces statistiques descriptives fournissent des informations sur la tendance générale de chacune des variables.

En outre, le Tableau 4 permet de détecter la source de l'hétérogénéité, à travers une analyse des variabilités intra-départementale et interdépartementale¹⁰. Ce tableau révèle la prédominance d'une variabilité interdépartementale. En d'autres termes, l'hétérogénéité provient des différences entre les départements pour toutes les variables, à l'exception des variables liées aux tarifs de la vignette. Pour celles-ci, la répartition de la variabilité est plus homogène entre la dimension temporelle et la dimension individuelle.

Tableau 4 Variabilité inter-départementale et intra-départementale

Variables	Variabilité inter-départementale	Variabilité intra-départementale
Immatriculations départementales	0,96503	0,00616
Immatriculations neuves	0,88025	0,0103
Immatriculations d'occasion	0,97324	0,00739
Nombre de vignettes délivrées	0,93363	0,03466
Nombre de vignettes délivrées pour les véhicules de moins de 5 ans	0,92534777	0,01564398
Nombre de vignettes délivrées pour les véhicules de 5 à 20 ans	0,90413407	0,06286437
Nombre de vignettes délivrées pour les véhicules de 20 à 25 ans	0,60157099	0,05319435
Nombre de vignettes gratuites délivrées	0,41765529	0,06027305
Tarif moyen de la vignette pour les véhicules de moins de 5 ans	0,1898092	0,7620224
Tarif moyen de la vignette pour les véhicules de 5 à 20 ans	0,1940815	0,7542231
Tarif de la vignette pour les véhicules de 20 à 25 ans	0,3803938	0,4582525
Nombre de permis de conduire délivrés	0,979602721	0,003120721
Population	0,99753	0,00076
Taux de chômage	0,76338	0,14607

Résultat

En recourant aux méthodes de l'économétrie spatiale, plusieurs résultats ont été obtenus (Voir article en annexe pour une description détaillée du modèle). Dans un premier temps, l'hypothèse d'interaction spatiale n'est pas rejetée. En d'autres termes, les départements français adoptent un comportement mimétique dans le choix de fixation du montant de la vignette durant la période 1984-2000. Ainsi, cette étude montre que la mise en œuvre d'une politique de fiscalité sur l'automobile qui se veut pérenne, viable et soucieuse de l'environnement devrait prendre en compte l'existence d'interactions stratégiques entre les différentes collectivités locales (communes, départements, régions,...). Ensuite, cette étude montre une relation d'interdépendance entre la fiscalité automobile via la vignette, et les autres instruments de la fiscalité locale. Plus particulièrement, nous avons trouvé une complémentarité entre la taxe professionnelle, la taxe sur le foncier non bâti et la vignette automobile. Par ailleurs, les résultats d'estimations montrent une relation de substituabilité entre la taxe d'habitation, la taxe sur le foncier non bâti et la vignette automobile. Enfin, les

¹⁰ On parle de variabilité intra-départementale lorsque l'on mesure la variabilité au sein d'une même dimension (la dimension individuelle) alors que la variabilité inter est celle mesurée entre les éléments d'une dimension (temporelle).

résultats montrent que les départements qui ont une forte population et un taux de chômage élevé ont tendance à fixer des tarifs élevés de la vignette.

3 Taxation énergétique et hétérogénéité des territoires

Dans la deuxième partie de ce document, nous nous sommes concentrés sur les mécanismes de concurrence fiscale mettant à jour l'existence ou non d'une hétérogénéité « administrative » des territoires. Cette hétérogénéité administrative peut être le résultat de la diversité des territoires (ici considérée comme un facteur exogène) mais aussi d'un arbitrage des décideurs publics locaux dans un contexte de choix stratégiques. L'hétérogénéité des territoires est un élément important à prendre en compte dans un contexte de fédéralisme fiscal car elle permet de justifier un niveau de décentralisation avancé ou la mise en place de mécanismes redistributifs lorsque des objectifs communs nationaux ou supra nationaux doivent être poursuivis, ce qui est particulièrement le cas concernant les objectifs énergétiques et environnementaux.

Dans cette troisième partie, une attention toute particulière est portée au secteur résidentiel et aux effets spatiaux au sens « physique » du terme : hétérogénéités climatique et géographique constitueront la base de notre analyse. Nous verrons en quoi cette hétérogénéité peut créer des inégalités entre les agents des différents territoires, s'il existe des moyens de réduire ces inégalités par des mécanismes péréquateurs (section 3.1 et 3.2) et si ces différences orientent ou non les choix de localisation des agents sur le territoire (section 3.3).

3.1 Taxe carbone, hétérogénéité et distributions spatiales

La mise en place du Système Communautaire d'Echange de Quotas d'Emissions (SCEQE) a fait de l'Europe un leader mondial en matière de lutte contre le changement climatique. Le SCEQE est le plus grand marché de permis d'émission au monde. Il concerne les industriels les plus gros émetteurs de Gaz à Effet de Serre (GES). Cependant, de nombreux secteurs tels que les secteurs résidentiels et tertiaires demeurent non encore règlementés. Le choix de l'instrument le mieux adapté pour réduire les émissions de ces secteurs fait l'objet de nombreux débats au sein de l'Europe, et des économistes. La France, comme de nombreux pays scandinaves, a décidé de mettre en place une taxe carbone depuis 2014.

Quelles sont les conséquences de cette taxe carbone sur les inégalités ? Une taxe environnementale peut difficilement être mise en place sans une redistribution adéquate des revenus permettant d'améliorer l'acceptabilité de la politique environnementale.

L'objectif de cette partie est de contribuer à ce débat en mesurant les conséquences, pour la France d'une part, et pour les pays européens d'autre part, des hétérogénéités géographiques sur la charge fiscale d'une tarification publique du carbone émis. Nos contributions reposent sur l'analyse des compensations interrégionales potentielles que les gouvernements pourraient mettre en œuvre pour corriger les impacts différenciés (voire régressifs) de la taxe carbone.

Ce travail est au carrefour de deux branches de la littérature : la première explore le lien entre la croissance économique et les émissions de polluants; la deuxième traite des déterminants de la consommation d'énergie.

La première partie de la littérature analyse les conséquences environnementales de la croissance économique. La relation entre la croissance économique et la pollution a fait l'objet d'intenses recherches au cours des dernières décennies. Plusieurs études empiriques ont suggéré l'existence d'une relation en forme de « U » inversé entre l'activité économique, généralement mesurée en termes de PIB par tête, et les émissions de polluants (cette relation a été appelée la courbe de Kuznets environnementale, EKC). Depuis le début des années 1990, l'EKC est devenue un enjeu de recherche indépendant et essentiellement empirique, à la suite des études de Grossman et Krueger (1993), Shafik et Bandyopadhyay (1992), Panayotou (1993), Selden et Song (1994), Galeotti (2007). Cependant, les résultats et conclusions empiriques sont controversés. D'une part, certaines études empiriques ont confirmé l'existence d'un EKC pour différentes mesures de dégradation environnementale (voir par exemple, Panayotou (1993), Selden et Song (1994)). D'autre part, de nombreux auteurs affirment qu'il n'y a aucune preuve permettant de vérifier l'existence de l'EKC. Ces derniers plaident plutôt pour une relation monotone croissante ou décroissante entre la pollution et le revenu par habitant (voir par exemple, Holtz-Eakin et Selden (1995), Torras et Boyce (1998), Hettige et al (1999), de Bruyn et al (1998), et Roca et al (2001)).

La seconde branche de la littérature analyse les déterminants de la demande d'énergie et les impacts des variations de prix de l'énergie sur la demande d'énergie, le bien-être et l'équité. La plupart des études économétriques prennent en compte les revenus et les variables climatiques séparément. Concernant les interactions entre la demande d'énergie et les revenus, il existe un consensus sur une relation en forme de « U » inversé (voir par exemple Ang (1987) ou Fouquau et al. (2009)). Inversement, il n'y a pas de consensus concernant les relations entre les variables climatiques et la demande d'énergie. Engle et al. trouvent une relation en forme de « V » alors que Bessec et Fouquau (2008) ont mis en lumière une forme en « U ». Tol et al. (2012) prennent en compte les conditions climatiques, les revenus et les prix de l'énergie et trouvent des relations significatives entre toutes ces variables.

Notre questionnement est proche de Tol et al. (2012), mais nous nous distinguons d'eux en simulant les conséquences de la taxation des émissions de CO₂, en termes de coûts régionaux et d'inégalités.

En effet, les taxes environnementales sont souvent régressives. Metcalf et al (2008) et Metcalf (2009) considèrent les effets distributifs possibles de taxes sur le carbone aux États-Unis. Ces études montrent que les taxes environnementales sont très régressives. Wier et al. (2005) confirment les propriétés régressives de ces politiques environnementales pour le cas du Danemark. Ekins et Dresner (2004) considèrent l'impact distributif de l'introduction d'une taxe carbone et de l'augmentation des taxes sur le carburant au Royaume-Uni. Notre analyse suggère que, sous certaines conditions et des mécanismes de compensation bien conçus, une taxe sur le carbone pourrait être progressive. Cependant, la taxe exacerberait la situation de ceux qui sont actuellement les plus touchés par la pauvreté énergétique. En ce qui concerne le cas français, Nichele et Robin (1995) montrent que l'augmentation des prix de l'énergie en raison d'une taxe sur le carbone va affecter plus lourdement les ménages les plus pauvres. Une taxe sur la consommation d'énergie ou sur les transports affecte négativement les ménages à bas salaires plus de trois fois plus que les ménages aux salaires les plus élevés (Ruiz et Trannoy (2008)). Bureau (2011) montre également que les effets distributifs d'une taxe carbone sur les carburants sont susceptibles d'être régressifs avant un recyclage des recettes de la taxe.

Notre apport à ce débat s'appuie sur deux échelles géographiques. Dans un premier temps, nous nous intéressons à un cadre national (le cas de la France), dans lequel les mesures pourraient être implémentées sans surcoût en termes d'économie politique ; puis dans un second temps, nous translatons notre raisonnement au cas européen, où évidemment, se pose la question essentielle de la coordination (question que pour l'instant nous ne traitons pas).

3.1.1 Le cas de la taxe carbone en France

Dans le contexte des questions énergétiques, les caractéristiques géographiques des régions françaises mettent à jour deux grandes problématiques : les territoires sont inégalement dotés en ressources naturelles et les besoins en consommation énergétique sont inégaux entre les régions. Nous nous concentrerons dans cette partie plus spécifiquement sur le deuxième point, à savoir, les besoins inégaux entre régions. Il peut en effet exister jusqu'à 6°C de différence en moyenne entre deux régions françaises ce qui implique indubitablement des inégalités en termes de consommation énergétique (consommation de chauffage par exemple).

Dans un premier temps, nous testons économétriquement (en Panel) la relation entre les émissions de carbone par habitant (secteurs *résidentiels et tertiaire*) et le revenu par habitant pour les 22 régions métropolitaines françaises (1995-2009). Des variables climatiques régionales sont également prises en compte. Les résultats confirment des effets significatifs du revenu régional, du prix des énergies, de la température et du nombre de jours de gel sur les émissions de CO₂. On retrouve donc les hétérogénéités régionales économiques et climatiques dans les émissions de CO₂ (voir article en annexe pour plus de détails).

A l'aide des résultats des estimations économétriques, nous simulons l'impact d'une taxe sur les émissions de carbone à 17€/tonne CO₂, par un exercice de rétopolation. Cette taxe assise sur les émissions devrait corriger la défaillance de marché qu'est la sous- (voire la non) tarification du CO₂.

Etant donnée les hétérogénéités économique et climatique des régions, imposer une réforme nationale avec un taux d'imposition homogène, implique des différences géographiques dans la charge fiscale, qui pourraient entraîner des inégalités de traitement entre les ménages. Une telle hypothèse est mesurée par un ratio du type « recettes fiscales prélevées sur PIB » dans chaque région. Ainsi, au taux de 17€/tonne CO₂ émise, les régions Ile de France et Corse sont celles qui présentent le plus faible ratio « recettes fiscales/PIB », alors que les régions Aquitaine et Auvergne détiennent les ratios les plus élevés.

Afin de corriger ces inégalités, nous proposons de mettre en place une politique d'accompagnement permettant d'atteindre une contribution relative égale entre les régions. Nous supposons ainsi que chaque région paie la même proportion de son PIB à la contribution climat-énergie. Nous mettons en lumière les ajustements de politiques fiscales qui doivent être envisagés en amont ou en aval :

- en amont : il s'agit de calculer des taux de taxes différenciés par région afin que chaque région converge vers le taux de contribution national moyen (égale au ratio recette nationale totale/PIB national) ;
- en aval : pour un taux taxe homogène à 17€/tonne, l'Etat procède à des transferts forfaitaires des régions sous-contributrices vers les régions sur-contributrices, afin d'égaliser les efforts.

Résultat

Sur la base des données disponibles, une première estimation des émissions de CO₂ engendrées par le chauffage résidentiel par régions met en lumière des effets significatifs du revenu régional, du prix des énergies, de la température et du nombre de jours de gel. On retrouve donc les hétérogénéités régionales économiques et climatiques dans les émissions de dioxyde de carbone. La mise en place d'une taxe carbone assise sur ces émissions, vient corriger la défaillance de marché qu'est la sous- (voire la non) tarification du CO₂. Lors de la mise en place d'une taxe homogène entre les régions, au taux de 17€/tonne CO₂ émise, les régions Ile de France et Corse sont celles qui présentent le plus faible ratio recettes fiscales/PIB, alors que les régions Aquitaine et Auvergne détiennent les ratios les plus élevés. Afin de corriger ces inégalités face à la fiscalisation du carbone pour les ménages, nous proposons de mettre en place une politique d'accompagnement permettant d'atteindre une contribution relative égale entre les régions. S'agissant d'une

taxation différenciée, nous montrons que le taux de taxe carbone à mettre en œuvre en Ile de France devrait atteindre 30€ tonne carbone émise alors que ce taux ne serait que de 12€ en Auvergne. Une alternative plus simple à mettre en œuvre serait de garder un taux homogène entre les régions mais d'envisager un reversement forfaitaire des régions sous-contributrices vers les régions sur-contributrices. Nous obtenons alors un versement moyen de 15€/an d'un habitant de l'Ile de France alors qu'un résident en région Auvergne devrait recevoir 7€/an.

3.1.2 Quelle taxe carbone pour l'Europe ? Mesure des effets distributifs d'une politique carbone commune

L'Europe fait aujourd'hui figure de leader mondial en matière de lutte contre le changement climatique. Dès 2005, après avoir ratifié le protocole de Kyoto, les autorités européennes ont mis en place le système communautaire d'échange de quotas d'émission (SCEQE), le plus grand marché au monde de permis d'émissions de GES. Ce marché, qui ne concerne que les industries fortement émettrices de GES, a rapidement laissé pointer ses limites ; il fait dorénavant l'objet de nombreuses critiques, avec un prix de la tonne carbone bien en-dessous des valeurs préconisées pour lutter efficacement contre le changement climatique. Une politique environnementale européenne ambitieuse nécessiterait d'une part, une nouvelle définition du mode d'allocation des quotas (volume et mise initiale sur le marché), et d'autre part, l'inclusion de certains secteurs économiques non concernés par le SCEQE. Il y a en effet un besoin réel de réguler les secteurs jusque-là épargnés tels que les secteurs résidentiel et tertiaire.

Les émissions de CO₂ du secteur résidentiel représentent plus de 20% des émissions totales en Europe. Bien qu'il existe des mécanismes nationaux de taxation de ces émissions dans certains pays (Danemark, Finlande, France, Irlande, Suède), ces politiques fiscales demeurent isolées, sans véritable coordination au niveau européen. Par ailleurs, la mise en place d'une telle régulation est limitée, elle ne concerne que 5 pays sur 28 membres, et se heurte fréquemment à des problèmes d'acceptabilité, accentués par l'hétérogénéité des territoires européens.

Les spécificités géographiques et climatiques des pays européens expliquent les différences entre les pays dans les besoins énergétiques des ménages. Nous observons jusqu'à 4000 degré-jours d'écart en moyenne entre deux pays européens, ce qui implique des différences importantes en termes de besoins en chauffage domestique, et donc en consommation énergétique. Le niveau de développement et la richesse des pays européens sont également très variés. Certains pays comme la Pologne, la Hongrie, la Slovaquie ou la République Tchèque ont des PIB par tête inférieurs à 10 000€ annuel, ce qui représente moins d'un quart des PIB par tête des pays les plus riches comme la Norvège et le Danemark.

Enfin, les prix des énergies utilisées pour le chauffage résidentiel (gaz naturel, fioul domestique, charbon et électricité) sont très disparates d'un pays européen à l'autre, ce qui explique les différences dans les choix des énergies utilisées. Les pays scandinaves se chauffent en utilisant principalement de l'électricité. Les ménages norvégiens se chauffent à 90% à l'énergie électrique. En Pologne en revanche, la part du charbon est comprise entre 40 et 65%. Les pays d'Europe de l'Est (proches de la Russie), ainsi que le Royaume-Uni et les Pays-Bas utilisent quant à eux, du gaz naturel à près de 70%.

Nous avons cherché à identifier les déterminants des comportements de chauffage des ménages des différents pays européens. Notre objectif est de proposer une politique européenne coordonnée de régulation des émissions de CO₂ du secteur résidentiel. Il s'agit de montrer dans quelle mesure les facteurs liés à l'hétérogénéité territoriale (économiques, géographiques et sociaux) expliquent les différences dans les émissions de CO₂ en Europe.

Pour ce faire, nous avons dans un premier temps estimé un modèle dynamique des émissions de CO₂ par tête dans le secteur résidentiel. Parmi les variables explicatives, nous considérons celles communément admises, telles que le PIB/tête, les prix des énergies, les données climatiques et géographiques, en y ajoutant des caractéristiques sociales (superficie moyenne des logements, part des maisons individuelles, ratio de population urbaine, éducation, structure démographique). Nous prenons également en compte des données sur les politiques publiques (par type de mesures) existantes ou achevées dans les différents pays européens. La constitution de ce panel original a donc nécessité le recours à des données issues de plusieurs organismes comme l'Agence Internationale de l'Energie (donnée sur les prix), le cabinet ENERDATA (base de données Odyssée pour les émissions de CO₂ et les données climatiques), la Banque mondiale (données géographiques et caractéristiques sociales) et la base de données Odyssée-Mûre (données sur les politiques publiques dans le secteur résidentiel). Notre panel est finalement constitué de 19 pays européens, les variables sont en données annuelles sur la période 1990 - 2012.

Dans un deuxième temps, nous menons plusieurs exercices de simulations pour mesurer l'impact d'une taxe carbone européenne sur les émissions de carbone d'une part et sur les revenus des ménages d'autre part. Dans le contexte de fortes hétérogénéités des pays européens, mettre en œuvre une réforme européenne avec un taux d'imposition homogène implique des différences géographiques dans la charge fiscale, ce qui entraîne des inégalités de traitement entre les ménages. Une telle hypothèse est testée et mesurée par un ratio du type « recettes fiscales versées sur PIB » pour chaque pays. Nous mettons ainsi en lumière les principaux pays bénéficiaires et les pays les plus fortement contributeurs à l'effort de lutte contre le changement climatique.

Ces résultats suggèrent la mise en place de politiques d'accompagnement afin d'améliorer l'acceptabilité sociale de la fiscalité carbone dans les pays où le coût de la mesure est le plus contraignant pour les ménages.

Dans un troisième temps, nous évaluons un ensemble de mécanismes redistributifs visant à compenser les inégalités de charges fiscales dues aux disparités géographiques entre les pays. Un premier scénario consiste à établir que chaque pays paie la même proportion de son PIB aux recettes totales de la taxe carbone européenne. Nous chiffrons donc le prélèvement moyen induit par la taxe pour une période donnée par pays. Puis, nous imposons que chaque pays atteigne le même taux de contribution : des ajustements de politiques fiscales sont alors envisagés en amont et en aval.

En amont, nous calculons des taux de taxes différenciés par pays afin que chacun converge vers le taux de contribution européen moyen, égal au ratio recettes européennes totales/PIB européen. En aval, nous maintenons un taux de taxe unique et homogène pour tous les pays, et l'Europe reverse des subventions ou prélève forfaitairement aux pays, afin d'égaliser les efforts. Ces mécanismes rejoignent ceux mis en œuvre dans le cadre de la Politique Agricole Commune.

Résultat

Nous montrons ainsi qu'une taxe carbone européenne, correctement définie et accompagnée, peut être un outil de politique efficace afin de lutter contre les émissions de carbone (voir article en Annexe pour des résultats plus détaillés).

3.2 Fiscalité locale et fiscalité énergétique

Les communes françaises étant plus dépendantes de leurs ressources fiscales locales que ne le sont la plupart de leurs consœurs européennes, la baisse des dotations de l'Etat ainsi que l'augmentation des

transferts de compétences peuvent à terme les fragiliser. Par ailleurs, on observe depuis quelques années une « résidentialisation » des recettes fiscales, à savoir un plus grand poids des recettes fiscales liées aux ménages (taxe d'habitation et taxe foncière sur le bâti) dans le produit total des impôts locaux (Grandclement et Boulay, 2015). Sachant que le coût des transports (et notamment le prix des carburants) pèse sur le choix résidentiel des ménages, il semble donc utile de questionner le lien (même indirect) existant entre la fiscalité des carburants et la fiscalité locale. Cette interrogation s'inscrit dans un contexte d'évolution observée ou annoncée de ces deux fiscalités avec d'une part, l'introduction de la taxe carbone (ou contribution climat-énergie) en 2014 et d'autre part, la réforme de la fiscalité locale (notamment de la taxe d'habitation).

3.2.1 La littérature

Les déterminants des choix de localisation résidentielle ont été principalement représentés selon deux approches. La première repose sur les modèles d'Alonso (1964), Muth (1969) et Mills (1972). Ce cadre classique de l'économie urbaine rend bien compte de l'arbitrage entre coût du transport et coût du logement. *« Les ménages font un arbitrage entre le coût de leurs migrations alternantes domicile-travail et le coût de leur logement. Un rapprochement du centre-ville, qui réduit le coût de déplacement, se traduit par un renchérissement du coût du logement. Lorsque le gain est exactement compensé par le surcoût, un ménage n'a pas de raison de déménager : gains et pertes s'équilibrent. L'équilibre urbain est ainsi atteint. On trouve près du centre-ville, de petits logements dans des immeubles collectifs et, plus loin, des logements d'autant plus grands qu'ils sont périphériques. La diminution des valeurs foncières lorsqu'on s'éloigne du centre-ville s'explique par cet arbitrage »* (Cavailhes, 2012). La seconde approche repose sur les modèles de choix discrets (Aissaoui, 2015). Les résultats de ces différents travaux permettent de conclure que le choix de localisation repose d'une part sur des arbitrages de marché (coût de transport vs. coût de marché ou coût de transport vs. prix de l'immobilier) et d'autre part sur les préférences individuelles (choix du voisinage, d'un niveau de vie, de certaines aménités environnementales ou sociales). Dans ce cadre, les taxes d'habitation et foncière doivent être prises parmi l'ensemble des dépenses (logement, mobilité, énergie) car elles ont un réel impact sur le budget des ménages.

Certains auteurs ont tenté de modéliser les interactions possibles entre fiscalité (ou prix) des carburants et choix de localisation en liant un modèle monocentrique d'économie urbaine avec un modèle de ségrégation afin d'étudier comment les communautés urbaines et périurbaines évoluent (différemment) selon l'évolution des coûts de transports (ici directement proportionnels au prix du carburant). Li et Peng (2016) ont ainsi analysé les effets de l'introduction d'une taxe sur les carburants sur les choix de localisation de ménages distingués selon deux classes de revenus. Selon eux, une taxe sur les émissions élevées pourrait conduire les ménages à bas revenu à « migrer » du périurbain vers le centre urbain (les ménages à haut revenu suivant le mouvement inverse). Bien qu'une telle taxe soit susceptible d'améliorer le bien-être social agrégé, elle pourrait néanmoins se traduire par des inégalités (en termes de gains/pertes d'utilité) entre les ménages de différents revenus. D'autres auteurs (Wu, 2010 ; Wang, 2010) ont également étudié l'effet indirect d'une variation des coûts de transport sur la péri-urbanisation via l'offre de biens publics locaux dont le financement dépend du niveau de taxe locale fixée selon un modèle de l'électeur médian. Le niveau de bien public offert dépend donc de la composition de la population (en termes de proportion de chaque classe de revenus). Selon le modèle de Wang (2010), une baisse des coûts de navettage n'implique pas nécessairement une « migration » de résidents des centres-villes vers les zones péri-urbaines. L'effet net - en termes de migration résidentielle - dépend de la quantité et de la qualité de bien public local, de la distance au centre d'emploi et de la distribution des revenus au sein des communautés et entre ces dernières. Le modèle de Wu (2010) détermine, de manière endogène, les caractéristiques des communautés urbaines et péri-urbaines et permet ainsi d'étudier l'évolution de ces communautés lorsque certains fondamentaux économiques (revenus, coût de navettage) évoluent. Wu (2010) conclut que les disparités économiques et fiscales entre les communautés urbaines et péri-urbaines sont déterminées par plusieurs facteurs, parmi lesquels le revenu relatif et les coûts de navettage des ménages à bas et hauts revenus, l'élasticité de l'utilité en fonction de la taille des terrains

disponibles et des services publics, l'hétérogénéité spatiale des aménités environnementales, et les économies d'échelle dans l'offre de services publics.

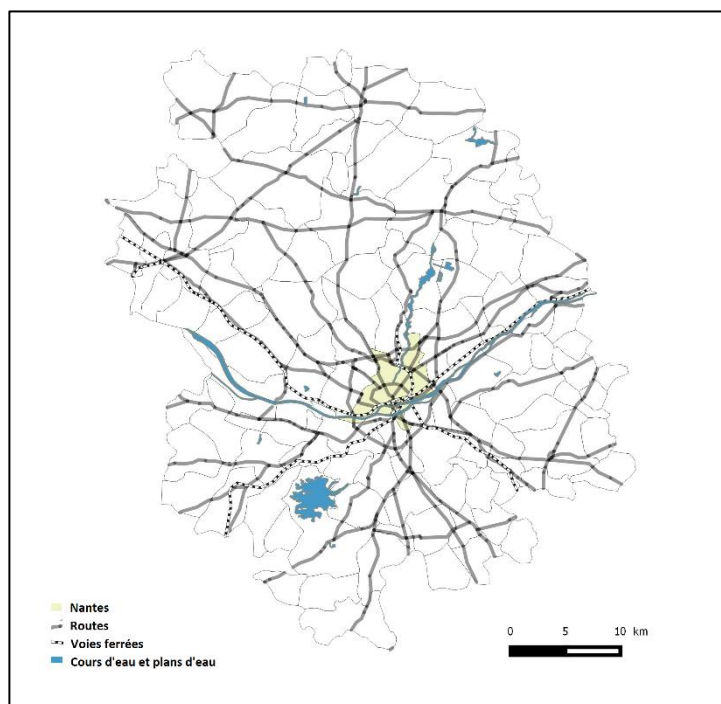
L'introduction d'une taxe sur les carburants peut affecter les choix de localisation des ménages à court et moyen terme et donc les formes urbaines à plus long terme (Gusdorf et Hallegatte, 2007a ; 2007b). La forte variabilité des prix de l'énergie ou des coûts de transports ne permet donc pas à la structure urbaine – qui évolue à un rythme beaucoup plus lent – d'être optimale en tout point dans le temps. Cette redistribution des ménages sur le territoire induite par l'instauration d'une taxe peut être différenciée selon les revenus de ces derniers et donc se révéler inégalitaire.

Il est difficile d'estimer l'effet de l'évolution du prix des carburants (ou de la fiscalité sur ces derniers) sur les finances publiques des communes car celui-ci transite par de nombreux canaux (dont le choix résidentiel). Toutefois, si on considère que celui-ci pèse sur le choix résidentiel des ménages et qu'en parallèle, les recettes fiscales des communes dépendent de plus en plus de la fiscalité portant sur les ménages, il semble probable qu'une évolution des prix suffisamment forte pour influencer sur le choix résidentiel des ménages ne serait pas sans conséquence sur la capacité des communes à percevoir des ressources suffisantes pour assurer les services dont elles ont la charge. Il semble, dès lors, nécessaire de poser la question de l'interaction entre prix du carburant (fiscalité du carburant) et fiscalité locale.

3.2.2 Le cas Nantais

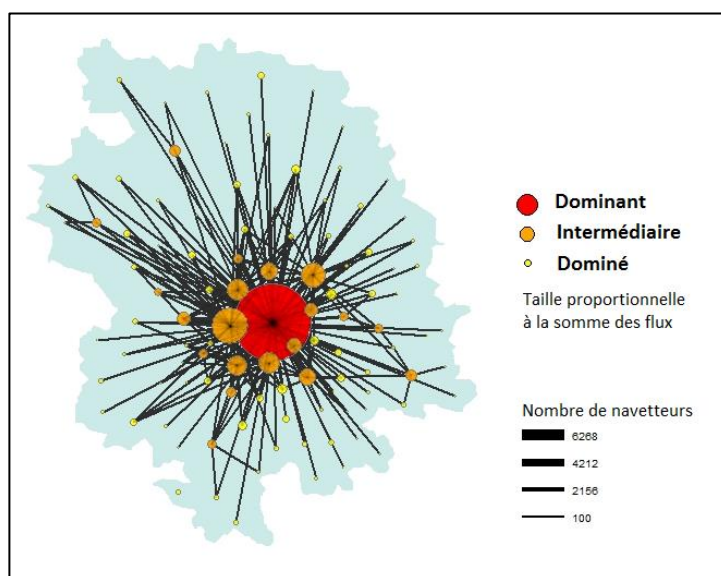
Une aire urbaine (ou « grande aire urbaine ») se définit selon l'INSEE comme « un ensemble de communes, d'un seul tenant et sans enclave, constitué par un pôle urbain (unité urbaine) de plus de 10000 emplois, et par des communes rurales ou unités urbaines (couronne périurbaine) dont au moins 40% de la population résidente ayant un emploi travaille dans le pôle ou dans des communes attirées par celui-ci ». Il s'agit donc de l'échelle pertinente pour étudier les choix de localisation résidentielle et, ce faisant, les possibles effets conjugués du coût du transport et de la fiscalité locale.

Figure 17 Aire urbaine de Nantes



Le cas qui nous intéresse, à savoir l'aire urbaine nantaise (Figure 17), est intéressant en cela qu'il s'agit d'une zone dynamique d'un point de vue démographique et économique. Le caractère monocentrique de la structure de cette aire urbaine, composée de 114 communes (960000 habitants au 1^{er} janvier 2014), semble prépondérant. Ainsi, l'effet de la distance sur le prix du logement est douze fois plus faible pour les pôles secondaires qu'il ne l'est pour Nantes, le pôle principal (Le Boennec et Sari, 2015). L'étude des flux de déplacements domicile-travail permet de confirmer cette intuition (Figure 18). En effet, les principaux flux ont, pour la plupart, pour destination Nantes et sa proche couronne où sont situés les principaux centres d'emplois.

Figure 18 Principaux flux de déplacements domicile-travail quotidiens au sein de l'aire urbaine de Nantes (source : INSEE, recensement de la population 2012)



L'expansion des zones d'habitat est particulièrement marquée en 2^e et 3^e couronnes. Ce territoire périurbain y apparaît comme le lieu où la croissance de l'urbanisation résidentielle est la plus forte. Cela s'explique d'une part par la décohabitation des ménages en milieu urbain, d'autre part, par la hausse des prix de l'immobilier et enfin, par l'aspiration à la maison individuelle (Chupin et Pottier, 2012). Si l'accueil résidentiel croît et se diffuse de plus en plus aux espaces périurbains et ruraux, l'emploi, lui, reste concentré dans Nantes et sa proche périphérie. Cet éloignement grandissant entre « communes de résidence » et « communes de travail » est à l'origine d'un nombre croissant de déplacements d'actifs et d'un élargissement de l'aire urbaine. Notons que cette extension reste néanmoins sensible à l'évolution du coût de transport; les choix de localisation des acquéreurs de maisons sont sensibles à des variations à court terme du prix du gazole (et par conséquent des coûts de déplacement en automobile) (Le Boennec et Sari, 2015). Cela se traduit principalement par une préférence plus marquée pour le centre principal (de Nantes) en cas de forte augmentation du prix du gazole sur une courte période (+3%/mois). Cette préférence diminue au fur et à mesure que l'on s'éloigne du centre.¹¹ Comme le prédit la littérature en économie urbaine, une hausse des

¹¹ Les observations de Le Boennec et Sari (2015) valident le modèle Alonso-Mills-Muth ; en d'autres termes, la pression sur la contrainte budgétaire induite par une hausse du coût unitaire de déplacement incite à limiter les distances. Ainsi, la demande de sol à proximité

coûts de déplacement (via une hausse du prix du gazole notamment) est donc susceptible de conduire les ménages à de nouveaux choix de localisation.

Ces divers phénomènes ne sont pas sans influence sur l'évolution de la ségrégation urbaine. Ainsi, dans le cadre d'une analyse diachronique (1990-2008) de la situation dans l'aire urbaine de Nantes, Madoré (2013) constate l'« embourgeoisement » de la couronne périurbaine. Mesurant les distances socio-résidentielles présentes dans cette aire urbaine, Madoré montre que les cadres, avec les ouvriers, affichent des indices de ségrégation supérieurs de 5 à 6 points à ceux des autres catégories (on observe néanmoins un net affaïssement de ce phénomène). La valorisation sociale du périurbain (hausse de la proportion de cadres voire de professions intermédiaires au détriment des commerçants et ouvriers) se traduit par l'éloignement des classes populaires du pôle urbain (ces zones de migration résidentielle des cadres tendent à s'élargir au cours du temps).¹²

Du point de vue de la fiscalité locale, la croissance observée du produit des impôts locaux témoigne d'une mobilisation des marges de manœuvre fiscale par les communes.¹³ L'analyse descriptive (analyse en composantes principales et classification hiérarchique ascendante) de l'évolution de la fiscalité locale au sein de l'aire urbaine de Nantes sur la période 2003-2009 permet notamment de rendre compte de la part croissante prise par les impôts reposants sur les ménages dans les recettes fiscales des communes. Toutefois, on observe une certaine hétérogénéité entre les communes ; d'une part, l'importance de ce poids dépend des possibilités de collecter d'autres types de recettes fiscales (ex : grande entreprise sur une petite commune qui va payer une forte taxe professionnelle¹⁴ et d'autre part, la dynamique du poids pris par les impôts « résidentiels » (taxe d'habitation et taxe foncière sur le bâti) est plus ou moins tiré par un effet « base » ou un effet « taux » selon les communes. Cette évolution des recettes fiscales locales se révèle intéressante si l'on considère que la réforme de l'impôt économique (taxe professionnelle) intervenue en 2009, qui prive les communes d'une source de revenus dynamiques et substantiels), ainsi que la réduction des dotations de l'Etat rendent difficile le financement des dépenses (croissantes) des collectivités. Dès lors, face à ces contraintes, les collectivités n'ont d'autres recours que l'augmentation des recettes fiscales résidentielles qui ont l'avantage d'être facilement mobilisables. Deux possibilités leur sont alors offertes : étendre les bases fiscales des taxes (en ouvrant de nouveaux secteurs à l'urbanisation par exemple) ou augmenter les taux des deux impôts résidentiels. Ainsi, Le Gand (2012) craint que "[les communes ne soient] contraintes de recourir au levier fiscal et de revoir à la hausse les taux d'imposition des taxes sur lesquelles elles ont encore le pouvoir de fixer les taux et qui pèsent en premier lieu sur les ménages." Etant donnée le coût politique associé à cette option, Grandclement & Boulay (2015) font, eux, l'hypothèse que les élus locaux seront plutôt tentés d'agir sur la base fiscale (sous contrainte des disponibilités foncières sur la commune). La fiscalité locale serait alors facteur de changement d'affectation de l'espace. De même, Charlot et al. (2011) soulignent que les collectivités urbaines et rurales ne disposent pas des mêmes marges de manœuvre en termes de fiscalité locale et que ces dernières ne peuvent se permettre d'augmenter leur taux d'imposition, sous peine de voir leur base fuir dans d'autres communes (conséquence des mécanismes de concurrence fiscale déjà vus dans la partie 2 de ce rapport).

du centre principal augmentation ce qui se traduit par une hausse des prix fonciers et immobiliers. Au-delà d'un certain seuil, cette relation s'inverse. Dans le cas nantais, Le Boennec et Sari (2015) estiment ce seuil à 3km.

¹² Cette analyse pourrait néanmoins être nuancée du fait de l'assez grande disparité de situations au sein de la catégorie « cadre ».

¹³ Faute de bases comparables, les taux ne permettent pas d'effectuer de comparaisons pertinentes.

¹⁴ Supprimée en 2009, la taxe professionnelle était un des quatre impôts locaux directs. Sa base d'imposition était la valeur locative des immobilisations corporelles dont disposaient les entreprises. En 2010, un impôt plus rigide est venu remplacer la taxe professionnelle qui assurait jusque-là des revenus "dynamiques" et substantiels aux communes.

Suivant la démarche de Schaeffer et al. (2016) nous estimons les déterminants du choix résidentiel des ménages au sein de l'aire urbaine de Nantes (modèle logit conditionnel). Pour ce faire, nous utilisons les données issues du recensement en restreignant notre échantillon à l'ensemble des ménages qui, au cours de l'année 2012, ont quitté un logement situé dans l'aire urbaine nantaise pour un autre logement situé lui-aussi dans cette même aire urbaine (que le ménage ait changé ou non de commune).

Résultat

Le modèle estimé (voir Annexe A) permet de mettre en évidence l'effet négatif joué par les coûts de transport (ici pris en compte via le coût généralisé de transport entre une commune et Nantes¹⁵) ainsi que par le prix du logement et par la fiscalité locale¹⁶ sur la probabilité d'un ménage de choisir une commune donnée.¹⁷ Ces effets peuvent toutefois être nuancés en fonction de la taille du ménage, de la catégorie socio-professionnelle ou du statut d'occupation du nouveau logement. Par ailleurs, le coût de navettage et la fiscalité locale ne sont pas les seuls déterminants du choix résidentiel. Comme le prédit la littérature en économie urbaine, certaines aménités environnementales ou encore certains services publics sont des variables significatives dans le modèle estimé. Là encore, les effets de ces variables varient selon les caractéristiques des ménages. Ces résultats mettent en lumière les effets que peuvent engendrer la fiscalité sur les carburants et la fiscalité locale sur l'attractivité résidentielle d'une commune. Dès lors, pour les communes, se pose la difficulté (en fonction de leur éloignement au centre d'emplois) d'avoir une politique fiscale suffisamment attractive pour qu'elle ne pèse pas trop dans le coût global du logement pour les ménages mais suffisante pour financer certains biens publics, eux-mêmes facteurs d'attractivité résidentielle. Cet équilibre sera nécessairement fonction de l'éloignement de la commune au centre d'emplois, de la politique fiscale des communes avoisinantes ainsi que des aménités environnementales présentes sur son territoire.

Conclusion

La hausse des prix des carburants affectant notamment le coût de déplacement domicile-travail pour un grand nombre de ménages, elle se traduit à court et moyen termes par une modification des choix résidentiels des ménages et à plus long terme par une modification de la structure urbaine des villes. Si on estime qu'une variation suffisamment importante des prix des carburants (qu'elle soit liée à l'évolution du prix des marchés ou à l'introduction d'une fiscalité plus forte) aura nécessairement un impact sur le choix résidentiel des ménages alors il semble utile d'anticiper les répercussions que cela pourra avoir sur les communes dont les ressources dépendent de plus en plus sur la fiscalité dite « résidentielle » (taxe d'habitation, taxe foncière sur le bâti) reposant sur les ménages. La politique fiscale sur les transports doit essayer de mieux prendre en compte les répercussions (même indirectes) qu'elle peut avoir sur les finances publiques et les politiques fiscales des communes. Au vu de cette observation, il semble nécessaire d'aborder la question de l'évolution de la fiscalité des transports dans un cadre plus global, en prenant en compte les problématiques rencontrées par les communes dans le cadre de l'élaboration de leur politique fiscale locale. Cela semble d'autant plus important que, dans ce domaine, les marges de manœuvre des communes risquent de décroître au fur et à mesure de la baisse des dotations de l'Etat.

¹⁵ Le coût généralisé du transport se définit comme suit (Crozet, 2005) : $C_g = p + hT_g$ avec p le prix monétaire du voyage entre le lieu i et le lieu j , T_g la durée du déplacement entre i et j et h le paramètre monétaire représentant la valeur moyenne du temps ressenti par les voyageurs.

¹⁶ La fiscalité locale est prise en compte via une variable composite affectant aux ménages locataires, la taxe d'habitation moyenne par foyer fiscal et aux ménages propriétaires, la taxe d'habitation moyenne et la taxe foncière sur le bâti moyenne par foyer fiscal.

¹⁷ Les informations étant disponibles à l'échelon de la commune, il n'a pas été possible d'étudier les possibles phénomènes de ségrégation résultants des choix résidentiels des ménages ; cela supposerait d'utiliser des données à un échelon plus fin.

CONCLUSION GENERALE

Dans ce rapport, nous avons adapté les outils et mécanismes de la théorie du fédéralisme fiscal standard au cas particulier de la fiscalité énergétique. Cet objectif se justifie pleinement par l'architecture décisionnelle verticale et horizontale observée dans la mise en place de la politique fiscale énergétique en France et dans les pays européens mais aussi à l'échelle de l'Europe.

En mettant à jour des mécanismes d'interactions fiscales et d'hétérogénéité des territoires, nous avons pu analyser certains des instruments fiscaux dont disposent les décideurs publics au travers du prisme du fédéralisme fiscal. Une partie de ce rapport s'est ainsi concentrée sur l'analyse des mécanismes de concurrence fiscale énergétiques tandis que la seconde s'est attachée à illustrer les enjeux redistributifs induits par l'hétérogénéité des territoires.

Synthèse des résultats

Si la concurrence fiscale horizontale concernant la taxation des carburants semble effective aux Etats-Unis, celle-ci paraît beaucoup moins vive en France. Cela peut s'expliquer par deux arguments. Tout d'abord, la France n'étant pas un pays fédéral, dans le domaine énergétique, le rôle accordé aux collectivités décentralisées est bien moins important qu'il ne l'est dans les pays fédéraux tels que les Etats-Unis. D'autre part, concernant la TICPE, les marges de manœuvres dont disposent les collectivités locales étant particulièrement restreintes, elles ne peuvent adopter de réel comportement stratégique dans la fixation de leur droit d'accise. En extrapolant cette étude au cas de l'Europe, nous pouvons en déduire que les normes et contraintes édictées par l'Europe sont potentiellement susceptibles de biaiser les mécanismes classiques de concurrence fiscale entre les pays Européens. Cette absence de concurrence fiscale horizontale ne signifie pas pour autant l'absence d'interactions stratégiques dans le domaine de la fiscalité des carburants. En effet, les collectivités décentralisées sont amenées à adapter leurs décisions à celles de l'Etat central puisque leurs instruments fiscaux respectifs reposent sur les mêmes bases fiscales. On parle alors de concurrence fiscale verticale.

L'exemple passé de la vignette automobile permet d'illustrer ce que pourrait être les comportements stratégiques des autorités décentralisées si les marges de manœuvre qui leur étaient accordées étaient plus importantes. Notre analyse portant sur la vignette automobile a permis d'identifier l'adoption par les départements de comportements stratégiques caractéristiques des mécanismes de concurrence fiscale horizontale.

La taxe sur le carbone conduit à des inégalités dans la charge fiscale, mesurée par le ratio «recettes fiscales par rapport au PIB » dans chaque région. Une taxe uniforme pèserait plus lourdement sur les ménages des régions françaises les plus pauvres et les plus froides. Ainsi, un habitant de la région Lorraine, l'une des régions les plus froides et les moins riches, contribue en moyenne à hauteur de 0.19% de son revenu à la recette de la taxe carbone. Cette contribution est près de quatre fois supérieure à celle d'un francilien qui ne contribue qu'à hauteur de 0.05% de son revenu. En comparaison, un centrais contribue à hauteur de 0.14% de son revenu. Les contributions d'un limousin et d'un picto-charentais représentent 0.10% et 0.11% de leurs revenus respectifs. D'autre part, une taxe européenne sur le carbone (20€ par tonne) augmenterait les inégalités entre les pays, en termes de recettes fiscales rapportées au PIB.

Recommandations

Dans la lignée des conclusions issues de la théorie du fédéralisme fiscal, il apparaît que l'empilement des échelons décisionnels et le partage de la base fiscale par plusieurs niveaux de gouvernement se justifie par des différences en besoins et préférences des différents territoires.

Pour observer de vrais mécanismes de concurrence fiscale horizontale sur les carburants, il faudrait déplaçonner les droits d'accise contraignant les régions. Néanmoins, alors que la concurrence fiscale classique tend à réduire les taux d'imposition en deçà de leur niveau optimal, la complexité du système de taxation des carburants pourrait à l'inverse, selon le degré de réaction des consommateurs (élasticité prix), exercer une pression à la hausse sur les prix du carburant par un jeu de concurrence fiscale verticale.

La mise en œuvre d'une politique de fiscalité sur l'automobile qui se veut pérenne, viable et soucieuse de l'environnement doit prendre en compte l'existence d'interactions stratégiques entre les différentes collectivités locales (communes, départements, régions,...)

La prise en compte des effets spécifiques par régions peut aider à rendre la tarification carbone plus acceptable par les contribuables. En effet, si un objectif commun est appliqué uniformément à l'ensemble du territoire sans prendre en compte les spécificités, les inégalités régionales seront exacerbées et la nécessité de mettre en place des mécanismes redistributifs devient essentiel pour rendre ces politiques acceptables en termes de justice sociale.

Les interactions de la fiscalité énergétique avec d'autres instruments fiscaux (TVA, taxes locales sur le foncier...) ont des effets jusqu'alors peu étudiés. Le souci et la nécessité de préserver notre environnement légitiment aujourd'hui le recours à la fiscalité énergétique. Il faut néanmoins, dans le cadre d'une architecture fiscale complexe, choisir les bons instruments et ne pas, à des fins de préoccupations écologiques, procéder à des arbitrages qui seraient certes favorables à l'environnement mais creuseraient les inégalités territoriales et économiques déjà existantes.

Une réforme de la fiscalité environnementale nécessite une redistribution spécifique entre les régions. Le montant de la contribution ne doit pas être égal pour toutes les régions, mais devrait dépendre de certaines caractéristiques régionales. L'analyse de scénarios de redistribution des recettes de la taxe permettant d'accroître l'acceptabilité sociale de cette politique suggère que les effets spécifiques régionaux doivent être pris en compte dans la redistribution des revenus. Cela est censé améliorer l'acceptabilité sociale qui est probablement la clé la plus importante pour le succès de la réforme de la fiscalité environnementale en France. Au niveau européen, la question est encore plus sensible car l'acceptabilité d'un mécanisme de redistribution est loin d'être acquise.

Perspective

L'Europe s'est engagée dans une politique ambitieuse de lutte contre les émissions de gaz à effet de serre et le changement climatique. Parmi les mesures importantes mises en œuvre, le paquet climat-énergie, le marché des permis d'émissions, les voies pour une transition énergétique sont des éléments significatifs, mais ils devraient vraisemblablement être accompagnés de mesures tarifaires pour efficacement relever le défi climatique. Les conclusions de ce rapport participent à ce débat. La mise en place d'une taxe carbone par exemple, à l'échelle européenne, permettrait d'accélérer la transition énergétique et d'orienter les comportements vers plus de sobriété. Néanmoins, ces outils fiscaux font courir le risque d'une concurrence

entre les territoires et de coûts inégalement supportés. Nous mettons en lumière la nature de ces dysfonctionnements, qui viendraient entraver la bonne conduite de ces politiques (concurrence verticale et horizontale), mais nous proposons également des mesures de compensation permettant de corriger les effets pervers, par le biais de transferts notamment et de système de péréquation inter-territoriaux. Ces schémas sont aujourd'hui à l'œuvre dans le cadre de la politique agricole commune et nos travaux proposent de les étendre aux questions environnementales et énergétiques.

Bibliographie

- Aissaoui H., Bouzouina L., Bonnel P., 2015. Choix de localisation résidentielle, entre contraintes du marché et préférences individuelles: application à l'aire urbaine de Lyon (1999). *Revue d'Economie Régionale Urbaine* 2015/4, 629- 656.
- Alonso W., 1964. *Location and Land Use*. Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Ang B. 1987. A cross-sectional analysis of energy-output correlation. *Energy Economics*, 9, pp. 274-286.
- Besley T., Rosen H.S. 1998. Vertical externalities in tax setting: evidence from gasoline and cigarettes. *Journal of Public Economics*, 70, pp. 383–398.
- Bessec M., Fouquau F. 2008. The non-linear link between electricity consumption and temperature in Europe: A threshold panel approach. *Energy Economics*, 30(5), pp. 2705-2721.
- de Bruyn S.M., Van den Bergh J.C.J.M., Opschoor J.B. 1998. Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. *Ecological Economics*, 25, pp. 161-175.
- Bureau B. 2011. Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France. *Energy Economics*, 33, pp. 121-130.
- Bureau D. 2012. The political economy of the 2009 French carbon tax project, Working Party on Integrating Environmental and Economic Policies, OECD, 2012.
- Calvet, L., & Marical, F. (2011). Consommation de carburant: effets des prix à court et à long terme par type de population. *Economie et statistique*, 446(1), 25-44.
- Cavallès J., 2012. Le choix de la localisation résidentielle des ménages obéit à de bonnes raisons économiques. *La revue du CGDD*, numéro spécial « Urbanisation et consommation de l'espace, une question de mesure », pp. 67-72.
- Charlot S., Paty S., Pigué V., 2011. Les enjeux de la fiscalité locale: des collectivités rurales prises entre interactions fiscales et forces d'agglomération. *INRA Sciences Sociales* 5/2010-Avril 2011.
- Chernick H., 2005. On the Determinants of Sub-National Tax Progressivity in the U.S. *National Tax Journal*, March.
- Chernick H., Reschovsky A. 1997. Who Pays the Gasoline Tax? *National Tax Journal*, June.
- Chernick H., Reimers C. 2015. Consumption Taxes, Income Taxes, and Revenue Stability: States and the Great Recession. Mimeo, Hunter College.
- Chupin O., Pottier P. 2012. 10 ans d'évolution de l'occupation du sol dans les territoires de Loire-Atlantique (1999-2009). Les particularités locales face à la progression des espaces résidentiels. *Cahiers nantais* 2012-2, 5-15.
- Crozet Y. 2005. Le temps et les transports de voyageurs. Table ronde: 436 le temps et les transports, ECMT.
- Devereux M., Lockwood B., Reoano M. 2007. Horizontal and Vertical indirect tax competition: Theory and some evidence from the U.S., *Journal of Public Economics*, 91(3-4), pp. 451-479.

- Ekins P., Dresner S. 2004. The Distributional Impacts of Economic Instruments to Limit Greenhouse Gas Emissions from Transport, *Policy Studies Institute*, 2004.
- Engle R., Granger C., Rice J., Weiss A. 1986. Semiparametric Estimates of the Relation Between Weather and Electricity Sales. *Journal of the American Statistical Association*, 81 (394), pp. 310-320.
- Feld L. P., Josselin J. M., Rocaboy Y. 2005. Le mimétisme fiscal: une application aux régions françaises. *Economie et prévision*, 156, pp. 43-49.
- Fouquau J., Destais G., Hurlin C. 2009. Energy Demand Models: A Threshold Panel Specification of the "Kuznets Curve", *Applied Economics Letters*, 16(12), 1241-1244.
- Galeotti M. 2007. Economic growth and the quality of the environment: Taking stock. *Environment, Development and Sustainability*, 9, pp. 427-454.
- Grandclement A., Boulay G. 2015. Fonction résidentielle et dynamique de la fiscalité locale sur le littoral méditerranéen français. *L'Espace Géographique* 442 2015/2 (Tome 4), 57-72.
- Grossman G.M. Krueger A.B. 1993. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement In: Garber P. (ed) 1993. The Mexico-U.S. free trade agreement, P. Garber, ed. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Gusdorf F., Hallegatte S., 2007a. Behaviors and housing inertia are key factors in determining the consequences of a shock in transportation costs. *Energy Policy* 35, 3483-3495.
- Gusdorf F., Hallegatte S., 2007b. Compact or spread-out cities: Urban planning, taxation, and the vulnerability to transportation shocks. *Energy Policy* 35, 4826-4838.
- Hettige H., Mani M., Wheeler D. 1999. Industrial pollution in economic development: Kuznets revisited. In: P. (ed.) 1999. Trade, Global Policy and the Environment. World Bank Discussion Papers, vol. 402.
- Holtz-Eakin D., Selden T.M. 1995. Stoking the fires? CO2 emissions and economic growth, *Journal of Public Economics*, 57, pp. 85-101.
- Hotelling (1929), Stability in competition. *Economic Journal*, 39, pp. 41–57.
- Hughes J., Knittel C., Sperling D. 2008. Evidence of a Shift in the Short-Run Price Elasticity of Gasoline Demand. *Energy Journal*, 29(1), pp. 113-134
- Kanbur, R., & Keen, M. (1993). Jeux Sans Frontières: Tax Competition and Tax Coordination When Countries Differ in Size, 83 *Amer. Econ. Rev.*, 877.
- Keen, M. J., & Kotsogiannis, C. (2002). Does federalism lead to excessively high taxes? *American Economic Review*, 363-370.
- Klier T., Linn J. 2010. The Price of Gasoline and New Vehicle Fuel Economy: Evidence from Monthly Sales Data. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(3), pp. 134-153.
- Kopp R. J. 2007. Policies to reduce CO2 emissions from the light-duty vehicle-feet. Assessing U.S climate policy. Issue brief 12.
- Le Boennec R., Sari F. 2015. Nouvelles Centralités, Choix modal et Politiques de Déplacements : le Cas Nantais. *Les Cahiers Scientifiques du Transport* 67, 55-86.

- Le Gand P. 2012. Crise financière et ressources des collectivités territoriales. *Revue Française d'Administration Publique* 2012/4 (n 144)
- Li S., Linn J., Muehlegger E., 2014. Gasoline Taxes and Consumer Behavior. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4), pp. 302-342.
- Li Z.-C., Peng Y.-T. 2016. Modeling the effects of vehicle emission taxes on residential location choices of different-incomes households. *Transportation Research Part D* 48, 248-266.
- Madoré F. 2013. Evolution de la ségrégation socio-spatiale en milieu urbain. Le cas de l'aire urbaine de Nantes. *Annales de Géographie* 2013/4, n°692, 371-392.
- Manuszak M., Moul C. 2008. HOW far for a buck? Tax Differences and the Location of retail gasoline activity in southeast Chicagoland. *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), pp. 744-765.
- Metcalf G.E. 2009. Designing a Carbon Tax to Reduce U.S. Greenhouse Gas Emissions, *Review of Environmental Economics and Policy*, 3(1), pp. 63-83.
- Metcalf G.E., Holak J.F., Jacoby H., Paltsev S., Reilly J. 2008. Analysis of U.S. Greenhouse Gas Tax Proposals. NBER Working Paper No. 13980.
- Mills E.S., 1972. *Studies in the Structure of the Urban Economy*. Resources for the Future, Washington DC.
- Muth R.F. 1969. *Cities and Housing: The spatial Pattern of Urban Residential Land Use*. University of Chicago Press, Chicago, IL.
- Nelson M.A. 2002. Using excise taxes to finance state government: do neighboring state taxation policy and cross-border markers matter? *Journal of Regional Science*, 42, pp. 731–752.
- Nichele V., Robin J.M. 1995. Simulation of indirect tax reforms using pooled micro and macro French data. *Journal of Public Economics*, 56, pp. 225-244.
- Panayotou T. 1993. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. Working Paper WP238 Technology and Employment Programme, Geneva: International Labor Office.
- Pesaran M.H. 2004. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Papers in Economics, 0435, University of Cambridge.
- Roca J., Padilla E., Farré M., Galletto V. 2001. Economic growth and atmospheric pollution in Spain: Discussing the environmental Kuznets curve hypothesis. *Ecological Economics*, 39, pp. 85-99.
- Ricono G., Darbéra R., Orfeuill J. P., 2000. La fiscalité automobile entre confusion et contradiction. La lettre du CNT, Le Monde, INSEE.
- Rolin O. 2004. L'impact de la suppression de la vignette sur les émissions de CO₂. Notes de synthèse du SES N° 154.
- Rork J. 2003. Coveting thy neighbors' taxation. *National Tax Journal*, 56, pp. 775–787.
- Ruiz N., Trannoy A. 2008. Le caractère régressif des taxes indirectes : les enseignements d'un modèle de microsimulation. *Economie et Statistique*, pp. 413, 21-46.

Sarafidis V., De Hoyos R.E. 2006. On testing for cross sectional dependence in panel data models. mimeo, University of Cambridge.

Schaeffer Y., Cremer-Schulte D., Tartiu C., Tivadar M. 2016. Natural amenity_driven segregation : Evidence from location choices in French metropolitan areas. *Ecological Economics* 130, 37-52.

Selden T.M., Song D. 1994. Environmental quality and development: Is there a Kuznets curve for air pollution? *Journal of Environmental Economics and Environmental Management*, 27, pp. 147-162.

Senit C.A. 2012. The politics of carbon taxation in France: preferences, institutions, and ideologies. Working paper N°20/12, IDDRI SciencesPo.

Shafik N., Bandyopadhyay S. 1992. Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence. Background Paper for World Development Report 1992, World Bank, Washington DC.

Tol R.S.J., Petrick S., Rehdanz K. 2012. The Impact of Temperature Changes on Residential Energy Use. University of Sussex, Economics Department Working Paper Series, No.44-2012.

Torras M., Boyce J.K. 1998. Income, inequality and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*, 25, pp. 147-160.

U.S. Energy Information Administration, Table C13, 2012. available at http://www.eia.gov/state/seds/sep_sum/html/pdf/rank_use_capita.pdf

West S., Williams III R.C., 2007. "Optimal Taxation and Cross-Price Effects on labor supply: Estimates of the Optimal Gas Tax." *Journal of Public Economics*, 91: 593-617.

Wier M., Birr-Pedersen K., Jacobsen H.K., Klok J. 2005. Are CO2 taxes regressive? Evidence from the Danish experience. *Ecological Economics*, 52, pp. 239-251.

Wang C. 2010. Falling commuting costs, amenity advantages, and suburbanization. *The Annals of regional science* 45(2), 351-364.

Wilson, J. D. (1991). Tax competition with interregional differences in factor endowments. *Regional science and urban economics*, 21(3), 423-451.

Wu J. 2010. Economic fundamentals and urban-suburban disparities. *Journal of regional science* 50(2), 570-591.

Zodrow, G. R., & Mieszkowski, P. (1986). Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods. *Journal of Urban Economics*, 19(3), 356-370.

ANNEXES

Annexe A : Choix résidentiel dans l'aire urbaine de Nantes

Nous tentons d'identifier économétriquement certains déterminants des choix résidentiels des ménages au sein de l'aire urbaine de Nantes au cours de l'année 2012. Les données recueillies offrent, pour chaque commune de l'aire urbaine, des informations sur les finances publiques locales, la fiscalité locale (taxe d'habitation et taxe foncière sur le bâti), le nombre de foyers fiscaux ainsi que leur revenu médian, la part de la superficie de la commune recouverte par des cours ou des plans d'eau, la part de la superficie de la commune recouverte par de la forêt. Le prix du logement est ici pris en compte, lui, via le prix moyen de vente des maisons anciennes (exprimé en euros/m², PERVAL). Le coût généralisé des transports (en voiture) entre la commune et le centre d'emploi principal de l'aire urbaine, à savoir Nantes, est calculé en utilisant les distances et durée de trajet fournies par le distancier de l'INSEE (Metric)¹⁸. La valeur du temps est, elle, la valeur tutélaire proposée par le rapport Quinet (2013)¹⁹ pour les investissements publics tandis que les prix de l'énergie sont fournis par le service de l'observation et des statistiques (SOeS) du ministère de l'Environnement, de l'Énergie et de la Mer (SOES). Enfin, la consommation énergétique des véhicules est une donnée fournie par la base Odyssee (Enerdata)²⁰.

Pour rappel, le coût généralisé e généralisé du transport se définit comme suit (Crozet, 2005) :

$$Cg = p + hTg$$

avec p le prix monétaire du voyage entre le lieu i et le lieu j , Tg la durée du déplacement entre i et j et h le paramètre monétaire représentant la valeur moyenne du temps ressenti par les voyageurs.

La base de données « migrations résidentielles » issue du recensement de la population (INSEE) fournit des données bilocalisées résidence actuelle-résidence antérieure (1 an auparavant) décrivant les caractéristiques de l'individu ainsi que celles du ménage auquel il appartient (taille du ménage, activité du chef de ménage, statut d'occupation du nouveau logement,...). Afin de conduire, notre étude, nous avons restreint notre échantillon aux ménages dont le changement de localisation résidentielle s'est effectué au sein de l'aire urbaine (i.e. la commune d'origine et la commune de destination sont situées au sein de l'aire urbaine nantaise). Au final, nous disposons de 28113 observations.

La présence de certains équipements est renseignée par la base permanente des équipements (INSEE) tandis que la présence de certaines aménités environnementales est estimée grâce à la base Corine Land Cover.

Afin d'identifier les déterminants du choix résidentiel des ménages retenus, nous utilisons un modèle logit conditionnel.

¹⁸ https://www.cmh.ens.fr/greco/apf_metric.php

¹⁹ Quinet E., 2012. Evaluation socioéconomique des investissements publics. Rapports & Documents, Septembre 2013, Commissariat général à la stratégie et à la prospective, 354p.

²⁰ <http://www.indicators.odyssee-mure.eu/>

Modèle de choix de localisation

L'usage de la famille des modèles choix discrets s'inscrit dans le cadre de la théorie de l'utilité aléatoire. Afin de maximiser son utilité un ménage n choisit une alternative i (ici une commune dans laquelle emménager) dans un ensemble J d'alternatives qui s'excluent mutuellement. Dans notre cas le nombre d'alternatives dans l'ensemble J est 114, c'est-à-dire le nombre de communes au sein de l'aire urbaine. Certains attributs de ces alternatives étant inobservables, l'utilité totale U_{ni} se compose d'un élément d'utilité observé V_{ni} et d'un autre inobservé, le terme d'erreur ε_{ni} qui est aléatoire :

$$U_{ni} = V_{ni}(X_i, S_n) + \varepsilon_{ni}$$

avec X_i : les attributs de la commune i , S_n : les caractéristiques du ménage n .

Si on fait l'hypothèse que la fonction d'utilité est linéaire, l'utilité s'écrit alors :

$$U_{ni} = \beta' X_{ni} + \varepsilon_{ni}$$

avec X_{ni} : un vecteur des attributs de l'alternative i pour le ménage n , β' le vecteur des paramètres à estimer. Pour ce faire nous utilisons un modèle logit conditionnel selon lequel la probabilité pour un ménage n de choisir l'alternative i parmi l'ensemble de choix J peut se calculer ainsi :

$$P_{ni} = \frac{e^{\beta' X_{ni}}}{\sum_j e^{\beta' X_{nj}}}$$

Statistiques descriptives

Pour la fiscalité locale, une variable composite est créée : elle prend le montant moyen de la taxe d'habitation par foyers fiscaux pour les ménages locataires et le montant moyen de la somme de la taxe d'habitation et de la taxe foncière sur le bâti par foyers fiscaux pour les ménages propriétaires.

Par ailleurs, une variable rend compte de la distance entre la commune d'origine et la commune de destination.

Les statistiques descriptives des principales variables sont les suivantes :

Variables	Moyenne	Ecart-type
Prix du logement (euros/m2)	2545.25	437.89
Impôt local moyen par foyer	835.57	277.01
Coût du navettage (commune de résidence - Nantes)	3.62	4.10
Migration au sein de la même commune (=1 si oui)	.57	.49
Distance entre communes de l'ancien et du nouveau logement	6.46	10.20
Part de la superficie de la commune recouverte par cours ou plans d'eau	4.58	3.40
Part de la superficie de la commune recouverte par forêt	2.67	3.48
Collège (=1 si présence sur la commune)	.87	.33

Estimations

Les modèles simples présentés ci-dessous, permettent d'illustrer l'effet du prix du logement (modèle 1), des taxes locales (modèle 2) et du coût du transport de la commune au centre d'emplois (i.e. Nantes) sur le choix résidentiel des ménages. D'autres facteurs (aménités environnementales, bien public,) influent également ce choix.

	Modèle 1 - Logit conditionnel
<i>Prix du logement (euros/m2)</i> ²¹	-0.0026** (.0001)
<i>Résidus prix</i>	.00143*** (.0001)
<i>Coût du navettage</i>	-.2668*** (.0081)
<i>Migration au sein de la même commune</i>	1.5338*** (.0231)
<i>Distance entre communes de l'ancien et du nouveau logement</i>	-.0987*** (.0010)
<i>Part de la superficie de la commune recouverte par cours ou plans d'eau</i>	.0043* (.0022)
<i>Part de la superficie de la commune recouverte par forêt</i>	0.0067*** (0.0021)
<i>Collège</i>	1.0767*** (.0250)
<i>Nombre d'observations (114 alternatives)</i>	28113
<i>Log likelihood</i>	-55718.549
<i>R²</i>	0.5815

	Modèle 2 - Logit conditionnel
<i>Impôt local par foyer</i>	-.0006475*** (.000524)
<i>Coût du navettage</i>	-.2858*** (.0032)
<i>Migration au sein de la même commune</i>	1.6873*** (.0208)
<i>Distance entre communes de l'ancien et du nouveau logement</i>	-.0953*** (.0010)
<i>Part de la superficie de la commune recouverte par cours ou plans d'eau</i>	-0.0015 (.0022)
<i>Part de la superficie de la commune recouverte par forêt</i>	0.0084*** (0.0021)
<i>Collège</i>	1.0883*** (.0242)
<i>Nombre d'observations (113 alternatives)</i> ²²	28043
<i>Log likelihood</i>	-55589.802
<i>R²</i>	0.5807

Les effets des divers facteurs sur le choix résidentiel dépendent des caractéristiques socio-économiques des ménages et du statut d'occupation du nouveau logement. Ainsi, par exemple, ci-dessous, nous réestimons le modèle 2 pour deux sous-échantillons, à savoir les ménages dont le chef de ménage est cadre et ceux dont le chef de ménage est ouvrier. On peut dès lors identifier des différences entre les sous-populations (non-significativité de la variable « *impôt local* » pour les cadres par exemple).

²¹ Afin de traiter le problème d'endogénéité associé à la variable « *prix du logement* », nous avons mené utilisé, à l'instar de Schaefer et al (2016), une méthode de fonction de contrôle en deux étapes. Ainsi, dans un premier temps, nous avons estimé un modèle MCO avec pour variable à expliquer le « *prix du logement* » et pour variables explicatives les variables contextuelles utilisées par la suite ainsi qu'une variable instrumentale (ici le prix des logements des communes avoisinantes). Les résidus du modèle ainsi estimés sont ensuite introduits dans le modèle logit conditionnel.

²² Le produit de la taxe foncière sur le bâti n'étant pas renseigné pour une commune, celle-ci a été retirée de l'analyse.

Recherche n° 80 financée par le Conseil Français de l'Énergie
Avril 2017

	Cadres	Ouvriers
<i>Impôt local par foyer</i>	.0001 (.0001)	-.0010*** (0.0001)
<i>Coût du navettage</i>	-.2619*** (.0081)	-.2137*** (.0068)
<i>Migration au sein de la même commune</i>	1.6150*** (.0531)	1.6580*** (0.426)
<i>Distance entre communes de l'ancien et du nouveau logement</i>	-.1024*** (.0029)	-.0984*** (.0020)
<i>Part de la superficie de la commune recouverte par cours ou plans d'eau</i>	.0008 (.0057)	-.00005 (.0043)
<i>Part de la superficie de la commune recouverte par forêt</i>	0.0274*** (0.0050)	-.0028 (.0041)
<i>Collège</i>	1.0795*** (.0623)	.9913*** (.0453)
<i>Nombre d'observations (113 alternatives)</i>	4792	5762
<i>Log likelihood</i>	-55589.802	-13835.328
<i>R²</i>	0.5807	0.49

Annexes B : Articles en version Documents de Travail

B.1 Multi-tier tax competition on Gasoline, Marie-Laure Breuillé (CESAER, INRA) et Emmanuelle Taugourdeau (CREST, Université Paris-Saclay)

B.2 Road tax interactions among local governments: A spatial panel data analysis of the French case over the period 1984-2000, Youba Ndiaye (CESAER, INRA)

B.3 The regional and distributional implications of the French carbon tax, Ibrahim Ahamada (Université Paris 1, PSE), Mouez Fodha (Université Paris 1, PSE), Djamel Kirat (niversity of Orléans, LEO)

B.4 CO2 emissions from the residential sectors in Europe: drivers and distributive consequences, Dorothée Charlier (University of Savoie Mont-Blanc, IREGE), Mouez Fodha (Université Paris 1, PSE), Djamel Kirat (niversity of Orléans, LEO)

Mutli-tier tax competition on Gasoline

Marie-Laure Breuillé*

Emmanuelle Taugourdeau †

Working Paper - March 2017

Abstract

This paper aims to analyze the fiscal interactions arising from the gasoline taxation in a federation. We adopt a general theoretical model for studying simultaneous vertical and horizontal tax competition by i) introducing a specific monetary cost of refueling ii) assuming that the price of the gasoline is affected by either excise taxes (local and federal) and the VAT rate, ii) considering elastic demand for gasoline. We show that horizontal taxes are strategic complements but vertical taxes are strategic substitutes. Moreover, we show that the reaction functions of the different taxes crucially differ according to the pattern of decision making (Social planner, Nash or decentralized leadership).

Keywords: Fiscal Federalism, Gasoline Taxation, Nash equilibrium

JEL Codes: E62, H7, Q48

1 Introduction

Taxes represent 61.9% of unleaded gasoline price and 56.2% of gasoline price in 2015 for the French consumer. The central government levied 14,9 billions of euros from the domestic consumption tax on energy products (the fourth source of central tax revenue), plus VAT tax revenues. Regional governments levied 5,3 billions of euros from a regional modulation of the domestic consumption tax on energy products and the "départements" received 6,5 billions of euros from the central government to compensate some transfers of competencies (DGCE (2016)). All in all, tax revenues from the domestic consumption tax on energy products amount to 27,4 billions of euros in 2015 in France. Currently, the differences among prices at the pump essentially depend on the cost of distribution, as all regions except two set the upper limit of the regional modulation. However, what would be the consequences of removing the upper limit of the regional modulation, which is an option for ensuring more revenue to newly reinforced regions? This question is of particularly high importance in a context of decreasing transfers granted by the central government to local ones together with the devolution of powers from the central Government to local authorities. In this

*CAESAR, INRA

†CREST, University of Paris-Saclay

context, local governments have to raise more revenues. Nowadays, gasoline taxation represents around 30% of the revenue from indirect taxation of local authorities (regions and dpartements) and less than 10% of the whole local revenues.

To address this question, we assume that two gas stations located on both sides of a regional border could set two very different prices, implied by two different regional tax policies, giving rise to a strategic behaviour of the French driver. The driver, and therefore the tax base (i.e., the number of liters of gasoline purchased), is indeed mobile, but partially as the cost in terms of gasoline consumed of not fueling in the closest gas station must at least be covered by the price difference between two gas stations. This architecture of the taxation of oil products would give rise to horizontal tax interactions among regions –through the regional modulation of the rate of the domestic consumption tax on energy products– and vertical tax interactions –as the domestic consumption tax on energy products is also levied at the national level– as well as tax interdependence between two national instruments, i.e. the domestic consumption tax on energy products and the VAT.

Our paper aims at modeling this two-tier tax competition game, with a specific good which is gasoline, and two tax instruments at the top tier. We thus contribute to the seminal paper of horizontal cross-border shopping by Kanbur and Keen (1993) through i) an endogenous demand for the good whereas it is exogenous in Kanbur and Keen (1993); ii) the specification of two costs, i.e. a psychological cost proportional to the distance traveled to purchase the gasoline and a monetary cost that characterizes the fact that traveling to buy gasoline implies the consumption of gasoline, rather than a cost of crossing the border in Kanbur and Keen (1993), iii) the existence of vertical tax interactions and two tax instruments at the top tier, in addition to horizontal interactions. Price elasticity of gasoline demand is a key issue in our model. Recent meta-analysis as the one by ? have shown that price elasticity demand for gasoline is higher in long run due to the lag of adjustment of the consumer behaviors. Nevertheless, even if the price elasticity of demand is quite small in the short term, we argue that consumers are quite sensitive to a difference in gasoline prices for a quite small distance. This idea is supported by the paper by ? who show that the demand for gasoline crucially increases just before tax increase and delay purchase before tax decrease, rendering the tax instrument endogenous.

Devereux et al. (2007) already considered horizontal and vertical competition in excise taxes, with endogenous demand and cross-border shopping. However, our structure of cost is more sophisticated for gasoline than for their good (e.g. cigarettes) and we introduce also the existence of VAT in our model (in addition to excise taxes). A strand of the literature has tried to identify the tax responses of excise taxes in a context of vertical competition (Keen, 1998) or horizontal competition with cross-border shopping Kanbur and Keen (1993). In line with the theoretical model by Devereux et al. (2007), we extend the cross boarding shopping models by allowing an individual demand for gasoline to be price-elastic and so tax elastic. Our paper is in line with the literature on tax rate interactions and tax reaction function that has been mainly developed in tax competition models (see Vrijburg and de Mooij (2016)). We still adopt a general theoretical model for analyzing simultaneous vertical and horizontal competition that we adapt to the peculiar case of gasoline. Our results show that regional excise taxes are strategic complements, which is currently standard in a model of tax competition with Leviathans. The impact of the local taxes on the federal ones are more interesting : local taxes are strategic substitutes with VAT

and may be strategic complements or strategic substitutes with the federal excise, depending on the curvature of the demand for gasoline. Our simulation show that the excises taxes are more likely to be strategic complements. Finally, the tax reaction functions of a social planner that maximizes the sum of the revenues or a central government which acts as a leader with respect to local governments are crucially modified compared with the Nash game.

The paper is organized as follow: section 2 describes the model and exhibits the fiscal interaction functions. Section 3 compare the central planner program to the Nash equilibrium and Section 4 exhibits the comparison of the Nash program with a sequential game (decentralized leadership). The last section concludes.

2 The model

We consider a federal country, which is modeled as a segment –in line with Hotelling (1929)– of length 2 with 2 regions i ($i = 1, 2$) of equal size. Region 1 belongs to the interval $[-1, 0]$ and region 2 to the interval $[0, 1]$, the geographical border being 0. We assume that a gasoline station is located in each region, respectively at $S_1 = -1$ in region 1 and $S_2 = 1$ in region 2.

Each region i is populated by N identical agents uniformly distributed over the territory. For the sake of simplicity, we assume that $N = 1$. An agent k who lives in region i benefits from the consumption of two goods: a numeraire private good c_k^i consumed in her location and a quantity of gasoline x_k^j purchased in the station j of her choice, with $j = 1, 2$.

A special feature of the good "gasoline" is that the act of purchasing itself implies the consumption of part of the purchased amount because driving to the gas station consumes gasoline. We denote by α the gasoline consumption per unit of distance, whose monetary cost depends on the after-tax gasoline price per unit P_j in station j . In addition to this monetary cost, the agent bears a psychological cost δ (or opportunity cost of not devoting time to another activity), which is measured in terms of time per unit of distance. The distance between the location s_k^i of an agent k and the location S_j of the gas station j is measured by $|s_k^i - S_j|$.

For each unit of gasoline sold by the station S_j at a pre-tax price p_j , the federal government levies a federal gasoline excise tax T and the government of the region of the station ($i = j$) levies a regional origine-based gasoline excise tax t_j . In addition, the federal government applies a rate θ of VAT on the purchase of a quantity x_k^j of gasoline at an after-excise-tax price $q_j \equiv p_j + t_j + T$ and on the private good consumption c_k^i . The overall after-tax gasoline price per quantity demanded for gasoline in station j is thus:

$$P_j \equiv q_j (1 + \theta) \equiv (p_j + t_j + T) (1 + \theta).$$

Each agent is endowed with $\bar{y}$. The budget constraint of an agent k located in s_k^i , who chooses the gas station S_j , is

$$\bar{y} = c_k^i (1 + \theta) + x_k^j P_j + (\delta + \alpha P_j) |s_k^i - S_j|.$$

Both federal and regional governments provide public goods from tax revenues, in quantity G at the country level and in quantity g_i by region i . We assume that the utility function of an agent

k located in region i and consuming in station j takes a quasi-linear form, i.e.,

$$c_k^i + u(x_k^j)$$

where $u(\cdot)$ is an increasing and concave function.

2.1 The agent's behaviour

The demand for gasoline The demand for gasoline is derived from the maximisation of the agent's utility function under her budget constraint, i.e.,

$$\hat{x}_k^j = \arg \max \left\{ -x_k^j \frac{P_j}{(1+\theta)} + u(x_k^j) \right\}$$

and therefore equalizes the marginal utility to the gasoline price net of VAT

$$u'(x_k^j) = \frac{P_j}{(1+\theta)} = q_j. \quad (1)$$

The demand for gasoline does not depend on the location of the agent once she has chosen her station. Thereafter, we will denote $\hat{x}_k^j = x^j$. Using 1 to replace $\frac{P_j}{(1+\theta)}$ by $u'(x^j)$ into the utility function, and differentiating with respect to x^j , we show that the indirect utility increases w.r.t. x^j , i.e. $\frac{\partial(u(x^j) - x^j q_j)}{\partial x^j} = u'(x^j) - u'(x^j) - x^j u''(x^j) > 0$, and that:

$$u(x^j) - x^j q_j > u(x^i) - x^i q_i \iff q_j < q_i \quad (2)$$

Differentiating the FOC with respect to each tax, we obtain:

$$\frac{dx^j}{dt_j} = \frac{dx^j}{dT} = \frac{1}{u''(x^j)} < 0 \text{ and } \frac{dx^j}{d\theta} = 0.$$

The demand for gasoline decreases with respect to both excise taxes while it does not react to the VAT because VAT affects both the demand for the numeraire good and the gasoline demand.

The choice of the station The agent k will purchase the gasoline in station S_j located in region j if and only if $V_k^1 > V_k^2$ with the indirect utility function $V_k^j \equiv \frac{\bar{y}}{(1+\theta)} - x^j \frac{P_j}{(1+\theta)} - \frac{(\delta + \alpha P_j)}{(1+\theta)} |s_k - S_j| + u(x^j)$. Let denote by $\tilde{s}$ the location of the agent indifferent between purchasing gasoline in region 1 or in region 2, i.e., for which $V_k^1 = V_k^2$:

$$\tilde{s} = \frac{u(x^1) - (x^1 + \alpha) q_1 - (u(x^2) - (x^2 + \alpha) q_2)}{\left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)\right)}. \quad (3)$$

From (2), the numerator of (3) (and therefore $\tilde{s}$ as the denominator is positive) is always positive for $q_1 < q_2$:

$$\tilde{s} > 0 \iff q_1 < q_2. \quad (4)$$

Only the price of gasoline, net of VAT, influences the choice of the station. For $q_1 = q_2$, each agent consumes in her region of residence. For $q_1 < q_2$, the threshold $\tilde{s}$ will be located in region 2, and agents located in $[0, \tilde{s}]$ will cross the border to fuel in S_1 in region 1 (and *vice-versa*).

From comparative statics, we derive the following Lemma:

Lemma 1 *According to property (2), we have*

$$\frac{\partial \tilde{s}}{\partial q_1} = \frac{\partial \tilde{s}}{\partial p_1} = \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} < 0$$

$$\frac{\partial \tilde{s}}{\partial q_2} = \frac{\partial \tilde{s}}{\partial p_2} = \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2} > 0$$

$$\frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} > 0 \iff q_1 < q_2$$

$$\frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} > 0 \iff q_1 > q_2$$

Proof. The results are derived from the expression of the derivatives:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial p_1} &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} = \frac{-(x^1 + \alpha) \left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right) - \alpha \left((u(x^1) - (x^1 + \alpha)q_1) - (u(x^2) - (x^2 + \alpha)q_2) \right)}{\left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right)^2} = \frac{-x^1 - \alpha(1 + \tilde{s})}{\left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right)} \text{ with } \\ \tilde{s} &\in [-1, 1] \\ \frac{\partial \tilde{s}}{\partial p_2} &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2} = \frac{(x^2 + \alpha) \left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right) - \alpha \left((u(x^1) - (x^1 + \alpha)q_1) - (u(x^2) - (x^2 + \alpha)q_2) \right)}{\left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right)^2} = \frac{x^2 + \alpha(1 - \tilde{s})}{\left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right)} \text{ with } \tilde{s} \in \\ [-1, 1] \\ \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} &= \frac{2\delta}{(1+\theta)^2} \frac{(u(x^1) - (x^1 + \alpha)q_1) - (u(x^2) - (x^2 + \alpha)q_2)}{\left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right)^2} = \frac{2\delta}{(1+\theta)^2} \frac{\tilde{s}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2)} \\ \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} &= \frac{\frac{2\delta}{(1+\theta)}(x^2 - x^1) - 2\alpha \left((u(x^1) - (x^1 + \alpha)q_1) - (u(x^2) - (x^2 + \alpha)q_2) \right)}{\left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right)^2} = \frac{\frac{2\delta}{(1+\theta)}(x^2 - x^1) - 2\alpha \left(\tilde{s} \left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right) \right)}{\left(\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) \right)^2} \end{aligned}$$

and taking into account the properties (2) and (4). ■

Non surprisingly, the threshold consumer moves towards region 2 (resp. 1) when the tax rate in region 1 (resp. 2) increases. The impact of the federal taxes depends on the asymmetry between regions. For a lower net of VAT price in region 1, a rise in the VAT makes the threshold moving towards region 2 while a rise in the lump sum tax T makes the threshold moving in the opposite way. These opposite effects are due to the fact that the VAT rate does not modify the demand for gasoline because it affects the two types of consumption (numeraire good and gasoline) contrary to the federal excise tax that relies only on gasoline. Even if the excise tax affects similarly the price net of VAT in both regions, Expression (3) shows that a rise in VAT, by concerning also the numeraire good, decreases the distance cost which tends to move the threshold towards the external borders for a given asymmetry between prices p_i . The effect of the excise tax T is quite different since it affects both the demand for gasoline (negatively) and the net of VAT price

(positively). Expression (3) shows that the excise tax increases the distance cost which tends to move the threshold towards the central border (border between regions) for a given asymmetry of p_i and diminishes the utilities net of monetary costs in both regions. Due to the properties of the utility function, this decrease is stronger in the country which applies a smaller p_i . These two effects working in the same way tend to move the threshold agent towards the central border.

2.2 Local taxes reaction functions

In this section, we assume that the federal taxes are given (θ, T) and we look at the tax competition that arises between regions. The local governments act as Leviathan and aim at maximizing their revenue from taxes, i.e. for the region 1:

$$\begin{aligned} r_1(t_1, t_2, T, \theta) &= t_1 X_1 \\ \text{with } X_1(t_1, t_2, T, \theta) &= x^1 s_1(q_1, q_2, \theta) \\ \text{where } s_1(q_1, q_2) &= 1 + \tilde{s} \end{aligned}$$

and for region 2

$$\begin{aligned} r_2(t_1, t_2, T, \theta) &= t_2 X_2 \\ \text{with } X_2(t_1, t_2, T, \theta) &= x^2 s_2(q_1, q_2, \theta) \\ \text{where } s_2(q_1, q_2) &= 1 - \tilde{s} \end{aligned}$$

In the above conditions, s_i represents the number of agents that will purchase gasoline in region i and X_i stands for the total demand for gasoline in region i and therefore constitutes the tax base on which the local tax rate can rely on.

Combining the first order conditions for region i gives

$$\frac{\partial r_i}{\partial t_i} = 0 \iff 1 + \varepsilon_{x_i} + \varepsilon_{s_i} = 0 \Rightarrow \Omega^i(t_1, t_2; \theta, T) = 0 \text{ for } X_i > 0$$

with $\varepsilon_{x_i} = \frac{t_i}{x^i} \frac{\partial x^i}{\partial t_i}$ and $\varepsilon_{s_i} = \frac{t_i}{s_i} \frac{\partial s_i}{\partial t_i}$.

Here, ε_{x_i} stands for the tax elasticity of the individual demand for gasoline that we call the intensive elasticity and ε_{s_i} stands for the tax elasticity of the number of shoppers or extensive elasticity¹. The intensive elasticity can also be decomposed as the ratio of the tax over price q_i multiplied by the price elasticity of gasoline ($\varepsilon_{x_i} = \frac{t_i}{q_i} \varepsilon_{q_i}$). The extensive elasticity depending on the number of agents that will purchase the gasoline in the region (tax base), it depends on the consumer threshold $\tilde{s}$.

¹We use the usual vocabulary for labor taxation that apply here.

Lemma 2 *We have:*

- i) $\varepsilon_{x_i} < 0$
- ii) $\frac{\partial s_1}{\partial t_1} \leq 0$ and $\frac{\partial s_2}{\partial t_2} \leq 0$
- iii) $\varepsilon_{s_i} \leq 0$

Proof. The first result is straightforward since the intensive elasticity is of the sign of the price elasticity. The second result is derived from the reaction of the threshold agent to a change in the local taxes ($\frac{\partial s_2}{\partial t_2} = -\frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2}$ and $\frac{\partial s_1}{\partial t_1} = \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1}$); the third result follows directly from ii). ■

The analysis of the comparative statics gives the following results.

Proposition 3 *For symmetric countries, at the symmetric Nash equilibrium, the slope of horizontal and vertical tax reaction functions of the local taxes are:*

$$\begin{aligned}\frac{\partial t_i}{\partial t_j} &= t \frac{(\varepsilon_s)^2}{\Omega_{t_i}^1} > 0 \quad \forall i; \\ \frac{\partial t_i}{\partial \theta} &= -\frac{\frac{\varepsilon_s}{\rho} \frac{2\delta}{(1+\theta)^2}}{\Omega_{t_i}^1} < 0 \quad \forall i; \\ \frac{\partial t_i}{\partial T} &= -\frac{-\frac{1}{\rho} (2\alpha\varepsilon_s + tx') + \varepsilon_x \left[-\frac{\varepsilon_x}{t} + \frac{x''}{x'} \right]}{\Omega_{t_i}^1} \quad \forall i.\end{aligned}$$

with $\Omega_{t_i}^1 = \frac{2}{t} (-1 + \varepsilon_x \varepsilon_s) + \varepsilon_x \frac{x''}{x'} + \frac{1}{\rho} (-\alpha\varepsilon_s - x't) < 0$ from the concavity condition and $\rho = \frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha(q_1 + q_2) > 0$ is the distance cost.

Proof. See Appendix 1 ■

The following proposition highlights that local taxes are strategic complements, which is standard in the literature on capital tax competition. The VAT rate levied by the central government decreases the local tax rate and this effect goes through the distance cost. The VAT decreases the distance cost so that the extensive elasticity is lower in absolute value when the VAT is large. The decrease of the distance cost tends to move the threshold agent, who is located at $\tilde{s} = 0$ at the symmetric equilibrium, towards the external borders. This is supposed to benefit to the local governments by increasing the tax base. Then, local governments are able to increase their local excise taxes which tends to move back the threshold agent without losing revenue. In line with Devereux et al. (2007), we are not able to sign the local tax reaction function to the central excise tax. The reaction depends on different effects : the first term of the numerator characterizes how the extensive elasticity i.e the elasticity of the number of shoppers with respect to the local tax reacts to a change in the federal excise tax. This effect is clearly positive. The effect works in the opposite way compared to the VAT effect: an increase in T diminishes the distance cost and increases the difference in utilities so that a high T tends to leave the threshold to the center and the extensive elasticity to the local tax is higher. The second term represents the response of the elasticity of gasoline with respect to the local tax to an increase in the federal excise tax. This effect is ambiguous and depends on the form of the utility function u . For particular properties of the demand for gasoline, we are able to state clear-cut effects:

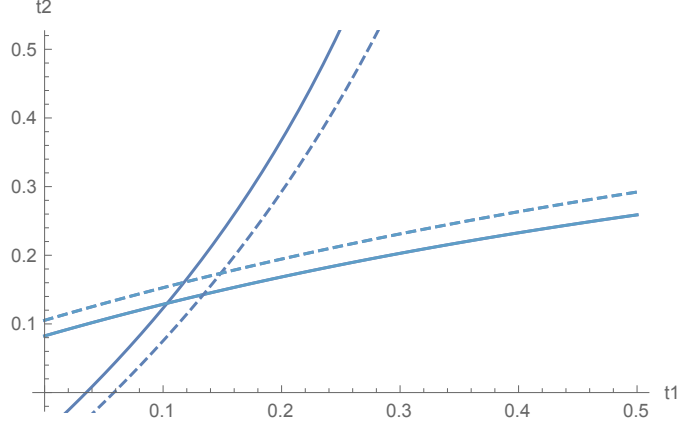


Figure 1: Effect of a rise in T from $T = 0.63$ to $T = 0.8$

Corollary 4 *i) For inelastic demand, we have $\frac{\partial t_i}{\partial T} = \frac{\frac{1}{\rho}(2\alpha\varepsilon_s)}{\Omega_{t_i}^1} > 0$ with $\Omega_{t_i}^1 = -\frac{2}{t} - \alpha\frac{\varepsilon_s}{\rho}$.*

ii) For an iso-elastic demand we have $\frac{\partial t_i}{\partial T} = \frac{\frac{1}{\rho}(2\alpha\varepsilon_s + tx') + \frac{\varepsilon_x}{q}}{\Omega_{t_i}^1} > 0$

Proof. For an inelastic demand we have $x' = 0$ and then $\varepsilon_x = 0$. For an iso elastic demand we have $q\frac{x''}{x'} = (\varepsilon_x\frac{q}{t} - 1)$ ■

Proposition 1 applies for symmetric levels of the pre-tax prices $p_1 = p_2$. Figures 1 and 2 illustrate the reaction functions of the local taxes in an asymmetric case ($p_1 = 0.55$ and $p_2 = 0.5$) for a rise in T (Figure 1) and a rise in θ (Figure 2)². The dashed curves correspond to the reaction functions resulting from the rise in the federal tax. The Figures confirm the effects that has been highlighted in the symmetric case: the local taxes are strategic complements and a rise in VAT implies a decrease of the local tax. The new equilibrium resulting from the rise in θ implies lower local taxes. Finally, a rise in the federal excise tax has an opposite effect: it tends to increase the local tax reaction function and the Nash equilibrium results in higher local taxes. Note that the utility function that has been chosen to draw the figures implies $x'' < 0$ which reinforces the probability for the excise taxes to be complements.

The Nash equilibrium is the result of the combination of both the horizontal and vertical tax reaction functions. Even in the symmetric case, we are not able to derive expressions that could give us useful information about the levels of the taxes. As an illustration, we simulate the Nash equilibrium equilibrium with the parameters already used to graph the horizontal reaction functions and we obtain. As a benchmark, we also simulate the local taxes for given federal taxes (the rates that are applied in France):

²The model is calibrated for a utility function of the form $u(x_i) = \beta x_i^{1/2}$ with $\bar{y} = 120$, β is calibrated so as to correspond to a refuel of 60 euros, α corresponds to a gasoline consumption of 7 liters per 100 kilometers, and $\delta = 2$ is calibrated to correspond to the cost of time evaluated by Pisani-Ferry, 2013 for sales. The initial federal taxes are fixed at their effective level, i.e. $T = 0.63$ and $\theta = 0.20$

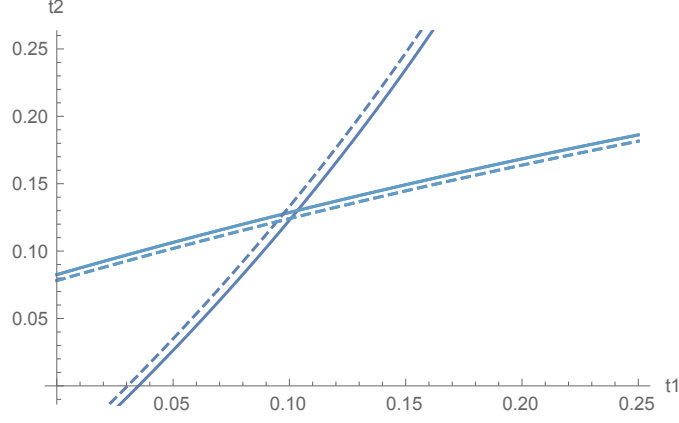


Figure 2: Effect of a rise in θ from $\theta = 0.2$ to $\theta = 0.35$

	τ_i	τ_j	T	θ
T=0.63 and $\theta = 0.20$	0.112	0.112	fixed	fixed
Nash equilibrium	0.149	0.149	0.91	0.816

The interesting result from these simulations are not so far the levels of the taxes but the low level of the local taxes compared to the national ones that could explain the existence of a ceiling for the local taxes.

2.3 Federal tax reaction functions

We assume that the central government also acts as a Leviathan and maximizes his revenue with respect to the national taxes (θ, T) with

$$R(t_1, t_2, T, \theta) = \theta C + \sum_{i=1}^2 (\theta q_i + T) X_i$$

and

$$C(t_1, t_2, T, \theta) = \int_{-1}^{\tilde{s}} c^1 ds + \int_{\tilde{s}}^1 c^2 ds$$

The first order conditions with respect to the two fiscal tools give

$$\frac{\partial R}{\partial T} = \theta \frac{\partial C}{\partial T} + \sum_{i=1}^2 \left((\theta + 1) X_i + \left(\frac{\theta}{1 + \theta} P_i + T \right) \frac{\partial X_i}{\partial T} \right) = 0 \iff \Theta^T(\theta, T; t_1, t_2) = 0$$

$$\frac{\partial R}{\partial \theta} = C + \theta \frac{\partial C}{\partial \theta} + \sum_{i=1}^2 \left(q_i X_i + \left(\frac{\theta}{1 + \theta} P_i + T \right) \frac{\partial X_i}{\partial \theta} \right) = 0 \iff \Theta^\theta(\theta, T; t_1, t_2) = 0$$

Proposition 5 *For symmetric countries, at symmetric Nash equilibrium, the slope of horizontal and vertical tax reaction functions of the federal taxes are:*

$$\begin{aligned}\frac{\partial T}{\partial t_i} &= -\frac{x' + Tx''}{\Theta_T^T} < 0 \text{ if } T\frac{x''}{x'} < -1; \\ \frac{\partial \theta}{\partial t_i} &= \frac{\frac{\alpha}{2}}{\Theta_\theta^\theta} < 0; \\ \frac{\partial \theta}{\partial T} &= -\frac{-2(x'q + x) - \alpha}{\Theta_\theta^\theta} < 0 \text{ for } -1 < \varepsilon < 0 \text{ with } \varepsilon = x'\frac{q}{x} \\ \frac{\partial T}{\partial \theta} &= \frac{\alpha}{\Theta_T^T} < 0\end{aligned}$$

with $\Theta_\theta^\theta = 2 \left[\left(\frac{2\bar{y}-\delta}{(1+\theta)^2} \right) (2\theta - 1) \right] < 0$ and $\Theta_T^T = 2 [2x' + Tx''] < 0$ from the concavity condition

Proof. see Appendix 2 ■

From the federal tax reaction functions we can deduce that the VAT rate is a decreasing function of the local tax. At the symmetric equilibrium, most of the effects collapse at the federal level mainly because the VAT does not affect the demand for gasoline. The only effect of the local taxes that remains effective goes through the monetary cost. An increase in the local tax t_i increases the monetary costs of traveling to refuel (even for agents that buy gasoline in their region) that diminishes the consumption of the numeraire good. In order to compensate this diminution of the demand for the numeraire good, the federal government is inclined to decrease the VAT. The impact of the local tax on the federal excise tax is still ambiguous. Contrary to the VAT rate, the federal and local excise taxes affect the demand for gasoline. Then on one hand, the increase of the local tax modifies the reaction of the gasoline demand to the federal excise tax (Tx'') in the numerator. The sign of this effect depends on the form of the utility function u . On the other hand, the local tax affects directly the regional demand for gasoline. This effect (first term) is clearly negative and would push the federal government to diminish its excise tax to limit the decrease in gasoline consumption.

Finally, the vertical interactions between the two federal taxes are also negative with reasonable assumptions on the price elasticity of demand ³. At the symmetric equilibrium, the effect of the federal excise tax on the number of shoppers collapse at the federal level but the effect on the demand of gasoline still exists (first term of the numerator) which is reasonably negative assuming that the price elasticity of the demand for gasoline is smaller than 1 in absolute value. This effect is augmented by the effect of the excise tax on the monetary traveling cost that also diminishes the gasoline demand. Following an increase in the federal excise tax, the central government is then inclined to reduce the VAT in order to compensate the diminution of consumption.

³In empirical analysis, let us recall that the price elasticity is never higher than 1 in absolute value (included long run elasticities)

3 Nash versus Social Planner

In this section we aim to determine how the program of a social planner who cares about the whole revenue of the governments (local and central) may modify the tax reaction functions compared to the Nash game:

$$\begin{aligned} SP &= R(t_1, t_2, T, \theta) + r_1(t_1, t_2, T, \theta) + r_2(t_1, t_2, T, \theta) \\ &= t_1 X_1 + t_2 X_2 + \theta C + \sum_{i=1}^2 (\theta q_i + T) X_i \end{aligned} \quad (5)$$

To compare the tax reaction functions, we first have to focus on the tax externalities which are presented in the following lemma:

Lemma 6 *In the symmetric case:*

- i) *the local taxes exhibit negative externalities both at the horizontal and vertical levels : $\frac{\partial r_i}{\partial t_i} < 0$ and $\frac{\partial R}{\partial t_i} < 0$*
- ii) *the federal excise tax exhibits negative spillovers on local governments' revenue : $\frac{\partial r_1}{\partial T} + \frac{\partial r_2}{\partial T} < 0$.*
- iii) *the federal sales tax exhibits no spillover on the sum of the local governments' revenues : $\frac{\partial r_1}{\partial \theta} + \frac{\partial r_2}{\partial \theta} = 0$.*

Proof. 1

With $r_1 = t_1(1 + \tilde{s})x_1$ and $r_2 = t_2(1 - \tilde{s})x_2$

$$\frac{\partial r_1}{\partial t_2} = t_1 x_1 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} < 0 \text{ and } \frac{\partial r_2}{\partial t_1} = -t_2 x_2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2} > 0$$

$$\frac{\partial r_1}{\partial T} + \frac{\partial r_2}{\partial T} = t_1 x_1 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} + (1 + \tilde{s}) t_1 \frac{\partial x_1}{\partial T} + (1 - \tilde{s}) t_2 \frac{\partial x_2}{\partial T} - t_2 x_2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} = t_1 \frac{\partial x_1}{\partial T} + t_2 \frac{\partial x_2}{\partial T} < 0 \text{ in the symmetric case}$$

$$\frac{\partial r_1}{\partial \theta} + \frac{\partial r_2}{\partial \theta} = t_1 x_1 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} - t_2 x_2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} = 0 \text{ in the symmetric case}$$

With $R = \theta C + \sum_{i=1}^2 (\theta q_i + T) X_i$

$$\begin{aligned} \frac{\partial R}{\partial t_1} &= \theta \frac{\partial C}{\partial t_1} + \theta X_1 + (\theta q_1 + T) \left(\frac{\partial x_1}{\partial t_1} (1 + \tilde{s}) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} x_1 \right) + (\theta q_2 + T) \left(-\frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} x_2 \right) \\ &= \theta \frac{\partial C}{\partial t_1} + \theta x_1 + (\theta q + T) \frac{\partial x_1}{\partial t_1} \end{aligned}$$

From (8) we know that for the symmetric case we have $\frac{\partial C}{\partial t_1} = -\left(\frac{\partial x_1}{\partial t_1} q_1 + x_1\right) - \frac{\alpha}{2}$ so that

$$\frac{\partial R}{\partial t_1} = -\frac{\alpha}{2} \theta + T x' < 0$$

and symmetrically for t_2

$$\frac{\partial R}{\partial t_2} = -\frac{\alpha}{2}\theta + Tx' < 0$$

■

The explanation of the spillover effects are the following: a rise a one of the local tax (let us say t_1) makes the threshold agent, initially in $\tilde{s} = 0$, moving on the left side of the line i.e. between -1 and 0. This implies lower number of agents who choose to refuel in region 1 and a following decrease in the local tax revenue. A rise in t_1 also diminishes the demand for gasoline which affects the central government revenue through both the excise tax revenue and the sale tax revenue. A rise in the federal excise tax does not modify the threshold agent (remains in $\tilde{s} = 0$) but affects the demand for gasoline that diminishes the local government revenue. Finally, an increase in θ does not affect the sum of the local revenues because the VAT rate does not affect the gasoline demand and does not modify the threshold agent at the symmetric equilibrium because both the regions are symmetrically affected.

From the previous lemma, we can compare for the tax reaction functions derived from the symmetric Social Planner program and the Nash game:

Proposition 7 *In the symmetric case, compared to the Nash game, the reaction functions with the Social Planner program are:*

- i) *driven downward for both the local and federal excise taxes*
- ii) *unchanged for the sales tax.*

Proof. Evaluated at the symmetric Nash equilibrium, the first order conditions rewrite:

$$\begin{aligned}\frac{\partial SP}{\partial t_i} &= \frac{\partial R}{\partial t_i} + \frac{\partial r_j}{\partial t_i} < 0 \\ \frac{\partial SP}{\partial T} &= \sum \frac{\partial r_i}{\partial T} < 0 \\ \frac{\partial SP}{\partial \theta} &= \sum \frac{\partial r_i}{\partial \theta} = 0\end{aligned}$$

from the lemma above.

■

Since we have four different taxes in our social planner program it is quite difficult to compare the equilibria resulting from the Nash game and the Social planner solution. We are only able to compare the equilibria, fixing two of the instruments.

Let us first assume that t_1 and t_2 are fixed. Due to the fact that the reaction function resulting from CPO with respect to the excise tax is shifted downward, we can deduce that the federal taxes are lower when decided by a Social planner. Similarly, with fixed federal taxes (θ and T) we can state that the local taxes are lower under the social planner solution than under the Nash Solution. These results are directly explained by the negative externalities that follow an increase in taxes through the decrease of gasoline demand.

4 Sequential vertical interactions

Now if we quite realistically assume that the setting of the federal taxes is more rigid than the decision about the local excise taxes, we can consider the choice of the taxes as a sequential game in which the federal taxes are decided in a first stage and the local governments adjust their choice in a second stage. Our aim is to determine how the tax reaction functions are modified in this setting compared to a symmetric Nash game.

Solving this program backward, the first stage of the game corresponds to the local government first order condition (2.2). Now, the first order conditions with respect to the two fiscal tools reduce to:

$$\begin{aligned}\frac{\partial R}{\partial T} + \sum \frac{\partial R}{\partial t_i} \frac{\partial t_i}{\partial T} &= 0 \\ \frac{\partial R}{\partial \theta} + \sum \frac{\partial R}{\partial t_i} \frac{\partial t_i}{\partial \theta} &= 0\end{aligned}$$

Proposition 8 *In the symmetric case, compared to the Nash game, the federal reaction functions with the sequential game are:*

- i) driven downward (resp. upward) for the excise tax T if excise taxes (t_i and t) are strategic complements (resp. strategic substitutes)*
- ii) driven upward for the sales tax.*

Proof. Evaluated at the Nash equilibrium, the first order conditions with respect to federal taxes rewrite:

$$\begin{aligned}\frac{\partial R}{\partial t_i} \frac{\partial t_i}{\partial \theta} &> 0 \\ \frac{\partial R}{\partial t_i} \frac{\partial t_i}{\partial T} > 0 &\iff \frac{\partial t_i}{\partial T} < 0.\end{aligned}$$

Since at the symmetric Nash equilibrium we have:

$$\frac{\partial R}{\partial t_i} = -\frac{\alpha\theta}{2} + T \frac{\partial x}{\partial t_i} < 0$$

■

Here again, we are only able to compare the Nash solution to the central leadership solution by fixing one of the federal tax. Let us assume that the federal excise tax is fixed. Then the sequential game will exhibit a lower VAT rate than at the Nash game but higher local excise taxes due to the negative interactions between the VAT rate and the local excise taxes.

Now, if we fix the VAT rate and analyze the choice of the excise taxes (game which is more realistic), the sequential game exhibits a higher federal excise tax if excise taxes are strategic complements and a lower federal excise tax if excise taxes are strategic substitutes. In both cases, the local taxes are higher at the decentralized leadership equilibrium than at the Nash equilibrium. Indeed, the decentralized leadership equilibrium gives a leadership power to the central government that is able to internalize the tax reaction functions and the local externalities on the federal revenue.

5 Conclusion

This paper aims to analyze the multiple strategic interactions that take place in the complex system of gasoline taxation as it is implemented in countries like France. The complexity of the system leads its evaluation in terms of fiscal efficiency also difficult. By disentangling the different mechanisms, we are able to present some key results that can drive the main forces of the gasoline taxation.

Even if our theoretical results are presented in a symmetric case, important elements can be extracted for this peculiar case. One of the first important result is that VAT and excise taxes (both at the local and federal levels) appear to be strategic substitutes. This results is mainly explained by the fact that the VAT rate affects also the numeraire good. Moreover, while the local excise taxes are strategic complements, which is standard in the horizontal tax competition literature and more particularly when governments maximize tax revenues rather than welfare, the interactions between the local and federal excise taxes are not clear-cut. They definitely depend on the slope of the demand function. For a "classical" demand style, excise taxes are more likely to be strategic complements. However, the demand for gasoline is quite complicated to grasp as shown by the empirical literature on the price elasticity that has not reached yet a clear consensus on the size of the price elasticity, a key feature of our analysis.

6 Appendices

6.1 Appendix 1

- For all i the first order condition writes

$$\begin{aligned} \frac{\partial r_i}{\partial t_i} = 0 & \iff X_i \left(1 + \frac{t_i}{x^i} \frac{\partial x^i}{\partial t_i} + \frac{t_i}{s_i} \frac{\partial s_i}{\partial t_i} \right) = 0 \\ & \iff \Omega^i(t_1, t_2; \theta, T) = \left(1 + \frac{t_i}{x^i} \frac{\partial x^i}{\partial t_i} + \frac{t_i}{s_i} \frac{\partial s_i}{\partial t_i} \right) = 1 + \varepsilon_{x_i} + \varepsilon_{s_i} = 0 \end{aligned} \quad (6)$$

At the equilibrium, the concavity condition from the local government program yields $\Omega_{t_1}^1 < 0$ and $\Omega_{t_2}^2 < 0$ with

$$\Omega_{t_1}^1 = \underbrace{\left(\frac{1}{x^i} \frac{\partial x^i}{\partial t_i} + \frac{1}{s_i} \frac{\partial s_i}{\partial t_i} \right)}_{<0 \text{ at the equilibrium } \left(-\frac{1}{t_i} \right)} + t_i \left(\underbrace{-\frac{1}{(x^i)^2} \left(\frac{\partial x^i}{\partial t_i} \right)^2}_{<0} + \frac{1}{x^i} \frac{\partial^2 x^i}{\partial t_i^2} - \underbrace{\frac{1}{s_i^2} \left(\frac{\partial s_i}{\partial t_i} \right)^2}_{<0} + \frac{1}{s_i} \frac{\partial^2 s_i}{\partial t_i^2} \right) < 0$$

- For the particular case of symmetric countries ($p_1 = p_2 = p$), we have

$$\Omega_{t_1}^1 = \frac{2}{t} (-1 + \varepsilon_x \varepsilon_s) + \varepsilon_x \frac{x''}{x'} + \frac{t}{\rho} \left(-x' + \alpha \frac{(x + \alpha)}{\rho} \right)$$

We proceed to the comparative statics :

We first start analyzing the vertical tax competition

1- with respect to θ

By differentiating (6), we obtain:

$$\frac{\partial t_1}{\partial \theta} = -\frac{\Omega_\theta^1}{\Omega_{t_1}^1} \text{ and } \frac{\partial t_2}{\partial \theta} = -\frac{\Omega_\theta^2}{\Omega_{t_2}^2}$$

The concavity condition from the local government program yields $\Omega_{t_1}^1 < 0$ and $\Omega_{t_2}^2 < 0$. The sign of Ω_θ^i gives the sign of $\frac{\partial t_i}{\partial \theta}$

$$\Omega_\theta^i = \frac{\partial \varepsilon_{s_i}}{\partial \theta} \text{ since } \frac{\partial \varepsilon_{x_i}}{\partial \theta} = 0 \text{ from } \frac{\partial x^i}{\partial \theta} = 0$$

we have

$$\frac{\partial \varepsilon_{s_i}}{\partial \theta} = t_i \left[-\frac{1}{s_i^2} \frac{\partial s_i}{\partial t_i} \frac{\partial s_i}{\partial \theta} + \frac{1}{s_i} \frac{\partial^2 s_i}{\partial t_i \partial \theta} \right]$$

with

$$s_1 = (1 + \tilde{s}) \text{ and } s_2 = (1 - \tilde{s})$$

then

$$\begin{aligned} \frac{\partial s_1}{\partial t_1} &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \text{ and } \frac{\partial s_2}{\partial t_2} = -\frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2} \\ \frac{\partial s_1}{\partial \theta} &= -\frac{\partial s_2}{\partial \theta} = \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \text{ and } \frac{\partial^2 s_1}{\partial t_1 \partial \theta} = \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_1 \partial \theta} \text{ and } \frac{\partial^2 s_2}{\partial t_2 \partial \theta} = -\frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_2 \partial \theta} \end{aligned}$$

with

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_1 \partial \theta} &= \frac{-\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} + \frac{2\delta}{(1+\theta)^2} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} \\ &\text{and} \\ \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_2 \partial \theta} &= -\frac{-\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} + \frac{2\delta}{(1+\theta)^2} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} \end{aligned}$$

At the symmetric equilibrium ($p_1 = p_2$ so that $t_1 = t_2$) we have $\tilde{s} = 0$, $\frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} = 0$ and $s_i = 1 > 0$ so that

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 s_1}{\partial t_1 \partial \theta} &= \frac{\frac{2\delta}{(1+\theta)^2} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} < 0 \\ &\text{and} \\ \frac{\partial^2 s_2}{\partial t_2 \partial \theta} &= -\frac{\frac{2\delta}{(1+\theta)^2} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} < 0 \end{aligned}$$

and

$$\frac{\partial \varepsilon_{s_i}}{\partial \theta} = t_i \frac{\partial^2 s_i}{\partial t_i \partial \theta} < 0 \text{ so that } \frac{\partial t_i}{\partial \theta} < 0$$

2- with respect to T

$$\frac{\partial t_1}{\partial T} = -\frac{\Omega_T^1}{\Omega_{t_1}^1} \text{ and } \frac{\partial t_2}{\partial T} = -\frac{\Omega_T^2}{\Omega_{t_2}^2}$$

the sign of Ω_T^i gives the sign of $\frac{\partial t_i}{\partial T}$

$$\begin{aligned} \Omega_T^i &= \left(\frac{\partial \varepsilon_{x_i}}{\partial T} + \frac{\partial \varepsilon_{s_i}}{\partial T} \right) \\ &\text{with} \\ \frac{\partial \varepsilon_{x_i}}{\partial T} &= t_i \left[\underbrace{-\frac{1}{(x^i)^2} \frac{\partial x^i}{\partial t_i} \frac{\partial x^i}{\partial T}}_{<0} + \frac{1}{x^i} \frac{\partial^2 x^i}{\partial t_i \partial T} \right] \\ \frac{\partial \varepsilon_{s_i}}{\partial T} &= t_i \left[-\frac{1}{s_i^2} \frac{\partial s_i}{\partial t_i} \frac{\partial s_i}{\partial T} + \frac{1}{s_i} \frac{\partial^2 s_i}{\partial t_i \partial T} \right] \end{aligned}$$

Let us start by analysing $\frac{\partial \varepsilon_{s_i}}{\partial T}$ with $s_1 = (1 + \tilde{s})$ and $s_2 = (1 - \tilde{s})$

$$\frac{\partial s_1}{\partial T} = -\frac{\partial s_2}{\partial T} = \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \text{ and } \frac{\partial^2 s_1}{\partial t_1 \partial T} = \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_1 \partial T} \text{ and } \frac{\partial^2 s_2}{\partial t_2 \partial T} = -\frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_2 \partial T}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_1 \partial T} &= \frac{-\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} - \frac{\partial x_k^1}{\partial T} - 2\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} \\ &\text{and} \\ \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_2 \partial T} &= \frac{-\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} + \frac{\partial x_k^2}{\partial T} - 2\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} \end{aligned}$$

At the symmetric equilibrium ($p_1 = p_2$ so that $t_1 = t_2$) we have $\tilde{s} = 0$, $\frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} = 0$, $\frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} < 0$, $\frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2} > 0$ and $s_i = 1 > 0$ so that

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_1 \partial T} &= \frac{-\frac{\partial x_k^1}{\partial T} - 2\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} = \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_1^2} > 0 \\ &\text{and} \\ \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_2 \partial T} &= \frac{\frac{\partial x_k^2}{\partial T} - 2\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} = \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_2^2} = -\frac{\partial^2 s_2}{\partial t_2 \partial T} < 0 \end{aligned}$$

so that

$$\frac{\partial \varepsilon_{s_i}}{\partial T} = \frac{t_i}{s_i} \frac{\partial^2 s_i}{\partial t_i \partial T} = -\frac{1}{\rho} (2\alpha \varepsilon_s + tx') > 0$$

Let us now analyse $\frac{\partial \varepsilon_{x_i}}{\partial T}$

$$\frac{\partial \varepsilon_{x_i}}{\partial T} = t_i \left[-\frac{1}{(x^i)^2} \frac{\partial x^i}{\partial t_i} \frac{\partial x^i}{\partial T} + \frac{1}{x^i} \frac{\partial^2 x^i}{\partial t_i \partial T} \right] = \varepsilon_x \left[-\frac{\varepsilon_x}{t} + \frac{x''}{x'} \right]$$

Then

$$\Omega_T^i = \left(\frac{\partial \varepsilon_{x_i}}{\partial T} + \frac{\partial \varepsilon_{s_i}}{\partial T} \right) = \frac{1}{\rho} (2\alpha \varepsilon_s - tx') + \varepsilon_x \left[-\frac{\varepsilon_x}{t} + \frac{x''}{x'} \right]$$

3- Horizontal tax competition $\frac{\partial t_i}{\partial t_j}$

$$\frac{\partial t_i}{\partial t_j} = -\frac{\Omega_{t_j}^i}{\Omega_{t_i}^i}$$

then

$$\text{sign} \frac{\partial t_i}{\partial t_j} = \text{sign} \Omega_{t_j}^i$$

with

$$\Omega_{t_j}^i = \left(\frac{\partial \varepsilon_{x_i}}{\partial t_j} + \frac{\partial \varepsilon_{s_i}}{\partial t_j} \right) = t_i \left[-\frac{1}{s_i^2} \frac{\partial s_i}{\partial t_i} \frac{\partial s_i}{\partial t_j} + \frac{1}{s_i} \frac{\partial^2 s_i}{\partial t_i \partial t_j} \right] \text{ since } \frac{\partial \varepsilon_{x_i}}{\partial t_j} = 0$$

$$\frac{\partial s_1}{\partial t_i} = \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_i}; \frac{\partial s_2}{\partial t_i} = -\frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_i} \text{ and } \frac{\partial^2 s_1}{\partial t_1 \partial t_2} = \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_1 \partial t_2} \text{ and } \frac{\partial^2 s_2}{\partial t_2 \partial t_1} = -\frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_2 \partial t_1}$$

with

$$\frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_1 \partial t_2} = \frac{-\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2} - \alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} = \frac{-\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)}$$

and

$$\frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial t_2 \partial t_1} = \frac{-\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} - \alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)} = \frac{-\alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T}}{\frac{2\delta}{(1+\theta)} + \alpha (q_1 + q_2)}$$

At the symmetric equilibrium ($p_1 = p_2$ so that $t_1 = t_2$) we have $\tilde{s} = 0$, $\frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} = 0$, $\frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} < 0$, $\frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_2} > 0$ and $s_i = N > 0$ so that

$$\Omega_{t_j}^i = t_i \left[-\frac{1}{s_i^2} \frac{\partial s_i}{\partial t_i} \frac{\partial s_i}{\partial t_j} \right] = -\frac{1}{t} (\varepsilon_s)^2 < 0$$

From Lemma 1.

6.2 Appendix 2

1/ Lump sum tax T

$$\frac{\partial R}{\partial T} = \theta \frac{\partial C}{\partial T} + \sum_{i=1}^2 (1 + \theta) s_i x^i + \theta \sum_{i=1}^2 q_i \frac{\partial (s_i x^i)}{\partial T} + T \sum_{i=1}^2 \frac{\partial (s_i x^i)}{\partial T} 0 \iff \Theta^T(\theta, T; t_1, t_2) = 0$$

The existence of an equilibrium requires

$$\Theta_T^T = \left[\theta \frac{\partial^2 C}{\partial T^2} + \sum_{i=1}^2 (1 + \theta) \frac{\partial s_i x_i}{\partial T} + \theta \sum_{i=1}^2 \left(\frac{\partial q_i}{\partial T} \frac{\partial (s_i x_i)}{\partial T} + q_i \frac{\partial^2 (s_i x_i)}{\partial T^2} \right) + \sum_{i=1}^2 \frac{\partial (s_i x_i)}{\partial T} + T \sum_{i=1}^2 \frac{\partial^2 (s_i x_i)}{\partial T^2} \right]$$

which gives at the symmetric equilibrium

$$\Theta_T^T = 2 \left[2x' + T x'' \right] < 0$$

We have

$$\frac{\partial T}{\partial t_i} = - \frac{\Theta_{t_i}^T}{\Theta_T^T}$$

Then the sign of $\Theta_{t_i}^T$ gives the sign of $\frac{\partial T}{\partial t_i}$

$$\Theta_{t_k}^T = \theta \frac{\partial C}{\partial T \partial t_k} + \sum_{i=1}^2 (1 + \theta) \frac{\partial (s_i x^i)}{\partial t_k} + \theta \sum_{i=1}^2 q_i \frac{\partial (s_i x^i)}{\partial T \partial t_k} + T \sum_{i=1}^2 \frac{\partial (s_i x^i)}{\partial T \partial t_k} + \theta \frac{\partial (s_k x^k)}{\partial T}$$

Since $s_1 = 1 + \tilde{s}$ and $s_2 = 1 - \tilde{s}$ we have

$$\begin{aligned} \frac{\partial (s_1 x^1)}{\partial t_1} &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} x_1 + \frac{\partial x_1}{\partial t_1} (\tilde{s} + 1) \\ \frac{\partial (s_2 x^2)}{\partial t_1} &= - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} x_2 \\ \frac{\partial (s_1 x^1)}{\partial T} &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} x_1 + \frac{\partial x_1}{\partial T} (\tilde{s} + 1) \\ \frac{\partial (s_2 x^2)}{\partial T} &= - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} x_2 + \frac{\partial x_2}{\partial T} (1 - \tilde{s}) \\ \frac{\partial^2 (s_1 x^1)}{\partial T \partial t_1} &= \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial T \partial t_1} x_1 + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{\partial x_1}{\partial t_1} + \frac{\partial^2 x_1}{\partial T \partial t_1} (\tilde{s} + 1) + \frac{\partial x_1}{\partial T} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \\ \frac{\partial^2 (s_2 x^2)}{\partial T \partial t_1} &= - \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial T \partial t_1} x_2 - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \frac{\partial x_2}{\partial T} \\ \frac{\partial^2 (s_1 x^1)}{\partial T^2} &= \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial T^2} x_1 + 2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{\partial x_1}{\partial T} + \frac{\partial^2 x_1}{\partial T^2} (\tilde{s} + 1) \\ \frac{\partial^2 (s_2 x^2)}{\partial T^2} &= - \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial T^2} x_2 - 2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{\partial x_2}{\partial T} + \frac{\partial^2 x_2}{\partial T^2} (1 - \tilde{s}) \end{aligned}$$

$$C(t_1, t_2, T, \theta) = \int_{-1}^{\tilde{s}} c^1 ds + \int_{\tilde{s}}^1 c^2 ds$$

Since $c^1 = \frac{\bar{y} - x^1 P_1 - (\delta + \alpha P_1)(s+1)}{(1+\theta)}$ we have $\int_{-1}^{\tilde{s}} c^1 ds = \int_{-1}^{\tilde{s}} \frac{\bar{y} - x^1 P_1 - (\delta + \alpha P_1)}{(1+\theta)} ds - \int_{-1}^{\tilde{s}} \frac{(\delta + \alpha P_1)s}{(1+\theta)} ds = \frac{\bar{y} - x^1 P_1 - (\delta + \alpha P_1)}{(1+\theta)} (\tilde{s} + 1) - \frac{(\delta + \alpha P_1)}{2(1+\theta)} (\tilde{s}^2 - 1)$

and similarly for c^2 we have $c^2 = \frac{\bar{y} - x^2 P_2 - (\delta + \alpha P_2)(1-s)}{(1+\theta)}$ so that $\int_{\tilde{s}}^1 c^2 ds = \int_{\tilde{s}}^1 \frac{\bar{y} - x^2 P_2 - (\delta + \alpha P_2)}{(1+\theta)} ds + \int_{\tilde{s}}^1 \frac{(\delta + \alpha P_2)s}{(1+\theta)} ds = \frac{\bar{y} - x^2 P_2 - (\delta + \alpha P_2)}{(1+\theta)} (1 - \tilde{s}) + \frac{(\delta + \alpha P_2)}{2(1+\theta)} (1 - \tilde{s}^2)$

Then we can rewrite C as

$$C = \frac{\bar{y} - x^1 P_1 - (\delta + \alpha P_1)}{(1+\theta)} (\tilde{s} + 1) - \frac{(\delta + \alpha P_1)}{2(1+\theta)} (\tilde{s}^2 - 1) + \frac{\bar{y} - x^2 P_2 - (\delta + \alpha P_2)}{(1+\theta)} (1 - \tilde{s}) + \frac{(\delta + \alpha P_2)}{2(1+\theta)} (1 - \tilde{s}^2)$$

with simplifications we obtain

$$C = \frac{\bar{y} - x^1 P_1}{(1+\theta)} (\tilde{s} + 1) - \frac{(\delta + \alpha P_1)}{2(1+\theta)} (1 + \tilde{s})^2 + \frac{\bar{y} - x^2 P_2}{(1+\theta)} (1 - \tilde{s}) - \frac{(\delta + \alpha P_2)}{2(1+\theta)} (1 - \tilde{s})^2 \quad (7)$$

Then

$$\begin{aligned} \frac{\partial C}{\partial T} &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \left(\frac{\bar{y} - x^1 P_1}{(1+\theta)} \right) - \left(\frac{\partial x^1}{\partial T} q_1 + x^1 \right) (\tilde{s} + 1) - 2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{2(1+\theta)} (1 + \tilde{s}) - \frac{\alpha}{2} (1 + \tilde{s})^2 \\ &\quad - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \left(\frac{\bar{y} - x^2 P_2}{(1+\theta)} \right) - \left(\frac{\partial x^2}{\partial T} q_2 + x^2 \right) (1 - \tilde{s}) + 2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{2(1+\theta)} (1 - \tilde{s}) - \frac{\alpha}{2} (1 - \tilde{s})^2 \\ &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \left(\frac{x^2 P_2 - x^1 P_1}{(1+\theta)} \right) - \left(\frac{\partial x^1}{\partial T} q_1 + x^1 \right) (\tilde{s} + 1) - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1+\theta)} (1 + \tilde{s}) - \alpha (1 + \tilde{s}^2) - \\ &\quad \left(\frac{\partial x^2}{\partial T} q_2 + x^2 \right) (1 - \tilde{s}) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1+\theta)} (1 - \tilde{s}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial C^2}{\partial T^2} &= \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial T^2} \left(\frac{x^2 P_2 - x^1 P_1}{(1+\theta)} \right) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} (x^2 - x^1) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \left(\frac{\frac{\partial x^2}{\partial T} P_2 - \frac{\partial x^1}{\partial T} P_1}{(1+\theta)} \right) - \left(2 \frac{\partial x^1}{\partial T} + \frac{\partial^2 x^1}{\partial T^2} q_1 \right) (\tilde{s} + 1) - \\ &\quad \left(\frac{\partial x^1}{\partial T} q_1 + x^1 \right) \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} - \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial T^2} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1+\theta)} (1 + \tilde{s}) - \left(\frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \right)^2 \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1+\theta)} - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \alpha (1 + \tilde{s}) - 2\alpha \left(\frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \right) \tilde{s} \\ &\quad - \left(2 \frac{\partial x^2}{\partial T} + \frac{\partial^2 x^2}{\partial T^2} q_2 \right) (1 - \tilde{s}) + \left(\frac{\partial x^2}{\partial T} q_2 + x^2 \right) \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} + \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial T^2} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1+\theta)} (1 - \tilde{s}) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \alpha (1 - \tilde{s}) \\ &\quad - \left(\frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \right)^2 \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1+\theta)} \end{aligned}$$

and

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 C}{\partial T \partial t_1} &= \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial T \partial t_1} \left(\frac{x^2 P_2 - x^1 P_1}{(1 + \theta)} \right) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \left(-\frac{\partial x^1}{\partial t_1} q_1 - x^1 \right) - \left(\frac{\partial x^1}{\partial T} q_1 + x^1 \right) \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} - \left(\frac{\partial x^1}{\partial T \partial t_1} q_1 + \frac{\partial x^1}{\partial T} + \frac{\partial x^1}{\partial t_1} \right) \\ &\quad - \alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} (1 + \tilde{s}) - 2\alpha \tilde{s} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \left(\frac{\partial x^2}{\partial T} q_2 + x^2 \right) + \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial T \partial t_1} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1 + \theta)} (1 - \tilde{s}) - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1 + \theta)} \end{aligned}$$

At the symmetric equilibrium we have $p_1 = p_2$ so that $t_1 = t_2$ and $\tilde{s} = 0$, $\frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} = 0$,

$$\frac{\partial C}{\partial T} = -2(x'q + x) - \alpha$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 C}{\partial T \partial t_1} &= - \left(\frac{\partial x^1}{\partial T \partial t_1} q_1 + \frac{\partial x^1}{\partial T} + \frac{\partial x^1}{\partial t_1} \right) \\ &= - (x''q + 2x') \end{aligned}$$

and

$$\frac{\partial^2 C}{\partial T^2} = - \left(2 \frac{\partial x^1}{\partial T} + \frac{\partial^2 x^1}{\partial T^2} q_1 \right) - \left(2 \frac{\partial x^2}{\partial T} + \frac{\partial^2 x^2}{\partial T^2} q_2 \right) = -2(2x' + qx'')$$

Combining all the effects in $\Theta_{t_k}^T$, we obtain at the symmetric equilibrium

$$\begin{aligned} \Theta_{t_k}^T &= -\theta (x''q + 2x') + (1 + \theta)x' + \theta (x''q) + Tx'' + \theta x' \\ &= x' + Tx'' \end{aligned}$$

2/ VAT θ

$$\frac{\partial R}{\partial \theta} = C + \theta \frac{\partial C}{\partial \theta} + \sum_{i=1}^2 q_i s_i x^i + \theta \sum_{i=1}^2 q_i x^i \frac{\partial s_i}{\partial \theta} + T \sum_{i=1}^2 x^i \frac{\partial s_i}{\partial \theta} \iff \Theta^\theta(\theta, T; t_1, t_2) = 0$$

The existence of an equilibrium requires

$$\Theta_\theta^\theta = \left[2 \frac{\partial C}{\partial \theta} + \theta \frac{\partial^2 C}{\partial \theta^2} + 2 \sum_{i=1}^2 q_i \frac{\partial s_i}{\partial \theta} x_i + \theta \sum_{i=1}^2 q_i x_i \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta^2} + T \sum_{i=1}^2 x_i \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta^2} \right] \leq 0$$

which gives at the symmetric equilibrium

$$\Theta_\theta^\theta = 2 \left[\left(\frac{2\bar{y} - \delta}{(1 + \theta)^2} \right) (2\theta - 1) \right] \leq 0 \text{ implies that } \theta < \frac{1}{2} \text{ revoir}$$

We have

$$\frac{\partial \theta}{\partial t_i} = - \frac{\Theta_{t_i}^\theta}{\Theta_\theta^\theta}$$

Then the sign of $\Theta_{t_i}^\theta$ gives the sign of $\frac{\partial \theta}{\partial t_i}$

$$\Theta_{t_i}^\theta = \frac{\partial C}{\partial t_1} + \theta \frac{\partial^2 C}{\partial \theta \partial t_1} + \sum_{i=1}^2 \left(\frac{\partial (q_i x_i s_i)}{\partial t_1} + \theta \frac{\partial (q_i x_i)}{\partial t_1} \frac{\partial s_i}{\partial \theta} + \theta q_i x_i \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta \partial t_1} + T \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta \partial t_1} x_i + T \frac{\partial s_i}{\partial \theta} \frac{\partial x_i}{\partial t_1} \right)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial (q_1 s_1 x^1)}{\partial t_1} &= q_1 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} x_1 + q_1 \frac{\partial x_1}{\partial t_1} (\tilde{s} + 1) + x_1 (1 + \tilde{s}) \\ \frac{\partial (q_2 s_2 x^2)}{\partial t_1} &= -q_2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} x_2 \\ \frac{\partial (q_1 x^1)}{\partial t_1} &= x_1 + q_1 \frac{\partial x_1}{\partial t_1} \\ \frac{\partial (q_2 x^2)}{\partial t_1} &= 0 \end{aligned}$$

From (7) we obtain

$$\begin{aligned} \frac{\partial C}{\partial \theta} &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \left(\frac{\bar{y} - x^1 P_1}{(1 + \theta)} \right) - \left(\frac{\bar{y}}{(1 + \theta)^2} \right) (\tilde{s} + 1) - 2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{2(1 + \theta)} (1 + \tilde{s}) + \frac{\delta}{2(1 + \theta)^2} (1 + \tilde{s})^2 - \\ &\quad \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \left(\frac{\bar{y} - x^2 P_2}{(1 + \theta)} \right) - \left(\frac{\bar{y}}{(1 + \theta)^2} \right) (1 - \tilde{s}) + 2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{2(1 + \theta)} (1 - \tilde{s}) + \frac{\delta}{2(1 + \theta)^2} (1 - \tilde{s})^2 \\ &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \left(\frac{x^2 P_2 - x^1 P_1}{(1 + \theta)} \right) - 2 \left(\frac{\bar{y}}{(1 + \theta)^2} \right) - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1 + \theta)} (1 + \tilde{s}) + \frac{\delta}{(1 + \theta)^2} (1 + \tilde{s}^2) + \\ &\quad \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1 + \theta)} (1 - \tilde{s}) \end{aligned}$$

and

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 C}{\partial \theta \partial t_1} &= \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial \theta \partial t_1} \left(\frac{x^2 P_2 - x^1 P_1}{(1 + \theta)} \right) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \left(-\frac{\partial x^1}{\partial t_1} q_1 - x^1 \right) - \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial \theta \partial t_1} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1 + \theta)} (1 + \tilde{s}) - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1 + \theta)} \\ &\quad - \alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} (1 + \tilde{s}) + 2 \tilde{s} \frac{\delta}{(1 + \theta)^2} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} + \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial \theta \partial t_1} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1 + \theta)} (1 - \tilde{s}) - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1 + \theta)} \end{aligned}$$

Finally

$$\begin{aligned} \frac{\partial C}{\partial t_1} &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \left(\frac{\bar{y} - x^1 P_1}{(1 + \theta)} \right) - \left(\frac{\partial x^1}{\partial t_1} q_1 + x^1 \right) (\tilde{s} + 1) - 2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{2(1 + \theta)} (1 + \tilde{s}) - \frac{\alpha}{2} (1 + \tilde{s})^2 \\ &\quad - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \left(\frac{\bar{y} - x^2 P_2}{(1 + \theta)} \right) + 2 \frac{\partial \tilde{s}}{\partial t_1} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{2(1 + \theta)} (1 - \tilde{s}) \end{aligned}$$

At the symmetric equilibrium we have $p_1 = p_2$ so that $t_1 = t_2$ and $\tilde{s} = 0$, $\frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} = 0$,

we have

$$\frac{\partial C}{\partial \theta} = \frac{\delta - 2\bar{y}}{(1 + \theta)^2}$$

and

$$\frac{\partial^2 C}{\partial \theta \partial t_1} = 0$$

and

$$\frac{\partial C}{\partial t_1} = - \left(\frac{\partial x^1}{\partial t_1} q_1 + x^1 \right) - \frac{\alpha}{2} \quad (8)$$

Combining all the effects in $\Theta_{t_k}^T$, we obtain at the symmetric equilibrium

$$\begin{aligned} \Theta_{t_i}^\theta &= \frac{\partial C}{\partial t_1} + \theta \frac{\partial^2 C}{\partial \theta \partial t_1} + \sum_{i=1}^2 \left(\frac{\partial (q_i x_i s_i)}{\partial t_1} + \theta \frac{\partial (q_i x_i)}{\partial t_1} \frac{\partial s_i}{\partial \theta} + \theta q_i x^i \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta \partial t_1} + T \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta \partial t_1} x_i + T \frac{\partial s_i}{\partial \theta} \frac{\partial x^i}{\partial t_1} \right) \\ &= - \left(\frac{\partial x^1}{\partial t_1} q_1 + x^1 \right) - \frac{\alpha}{2} + q_1 \frac{\partial x_1}{\partial t_1} + x_1 \\ &= - \frac{\alpha}{2} \end{aligned}$$

3/ Federal tax interactions

$$\frac{\partial R}{\partial \theta} = C + \theta \frac{\partial C}{\partial \theta} + \sum_{i=1}^2 q_i s_i x^i + \theta \sum_{i=1}^2 q_i x^i \frac{\partial s_i}{\partial \theta} + T \sum_{i=1}^2 x^i \frac{\partial s_i}{\partial \theta} \iff \Theta^\theta(\theta, T; t_1, t_2) = 0$$

We have

$$\frac{\partial \theta}{\partial T} = - \frac{\Theta_T^\theta}{\Theta_\theta^\theta}$$

Then the sign of $\Theta_{t_i}^\theta$ gives the sign of $\frac{\partial \theta}{\partial T}$

$$\Theta_T^\theta = \frac{\partial C}{\partial T} + \theta \frac{\partial^2 C}{\partial \theta \partial T} + \sum_{i=1}^2 \left(\frac{\partial (q_i x_i s_i)}{\partial T} + \theta \frac{\partial (q_i x_i)}{\partial T} \frac{\partial s_i}{\partial \theta} + \theta q_i x^i \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta \partial T} + T \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta \partial T} x_i + T \frac{\partial s_i}{\partial \theta} \frac{\partial x^i}{\partial T} \right)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial C}{\partial T} &= \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \left(\frac{x^2 P_2 - x^1 P_1}{(1 + \theta)} \right) - \left(\frac{\partial x^1}{\partial T} q_1 + x^1 \right) (\tilde{s} + 1) - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1 + \theta)} (1 + \tilde{s}) - \alpha (1 + \tilde{s}^2) \\ &\quad - \left(\frac{\partial x^2}{\partial T} q_2 + x^2 \right) (1 - \tilde{s}) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1 + \theta)} (1 - \tilde{s}) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial C}{\partial \theta} = \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \left(\frac{x^2 P_2 - x^1 P_1}{(1 + \theta)} \right) - 2 \left(\frac{\bar{y}}{(1 + \theta)^2} \right) - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1 + \theta)} (1 + \tilde{s}) + \frac{\delta}{(1 + \theta)^2} (1 + \tilde{s}^2) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1 + \theta)} (1 - \tilde{s})$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 C/N}{\partial \theta \partial T} &= \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial \theta \partial T} \left(\frac{x^2 P_2 - x^1 P_1}{(1 + \theta)} \right) + \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \left(-\frac{\partial x^1}{\partial T} q_1 - x^1 + \frac{\partial x^2}{\partial T} q_2 + x^2 \right) - \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial \theta \partial T} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1 + \theta)} (1 + \tilde{s}) \\
&\quad - \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{(\delta + \alpha P_1)}{(1 + \theta)} - \alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} (1 + \tilde{s}) + 2\tilde{s} \frac{\delta}{(1 + \theta)^2} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} + \frac{\partial^2 \tilde{s}}{\partial \theta \partial T} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1 + \theta)} (1 - \tilde{s}) - \\
&\quad \frac{\partial \tilde{s}}{\partial T} \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} \frac{(\delta + \alpha P_2)}{(1 + \theta)} + \alpha \frac{\partial \tilde{s}}{\partial \theta} (1 - \tilde{s})
\end{aligned}$$

At the symmetric equilibrium we have

$$\frac{\partial C}{\partial T} = -2(x'q + x) - \alpha$$

$$\frac{\partial^2 C}{\partial \theta \partial T} = 0$$

$$\begin{aligned}
\Theta_T^\theta &= \frac{\partial C}{\partial T} + \theta \frac{\partial^2 C}{\partial \theta \partial T} + \sum_{i=1}^2 \left(\frac{\partial (q_i x_i s_i)}{\partial T} + \theta \frac{\partial (q_i x_i)}{\partial T} \frac{\partial s_i}{\partial \theta} + \theta q_i x_i^i \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta \partial T} + T \frac{\partial^2 s_i}{\partial \theta \partial T} x_i + T \frac{\partial s_i}{\partial \theta} \frac{\partial x^i}{\partial T} \right) \\
&= -2(x'q + x) - \alpha
\end{aligned}$$

References

- Devereux, M. P., Lockwood, B., and Redoano, M. (2007). Horizontal and vertical indirect tax competition: Theory and some evidence from the usa. *Journal of Public Economics*, 91(3):451–479.
- DGCE (2016). Panorama energies-climat. Technical report, Ministre de l’Environnement, de l’Energie et de la Mer.
- Kanbur, R. and Keen, M. (1993). Jeux sans frontières: Tax competition and tax coordination when countries differ in size [j]. *American Economic Review*, pages 4–83.
- Keen, M. (1998). Vertical tax externalities in the theory of fiscal federalism. *Staff Papers*, 45(3):454–485.
- Pisani-Ferry, J. (2013). L’valuation socio-conomique des investissements publics. Technical report, Commissariat gnral la stratgie et la prospective.
- Vrijburg, H. and de Mooij, R. A. (2016). Tax rates as strategic substitutes. *International Tax and Public Finance*, 23(1):2–24.

Road tax interactions among local governments:

*A spatial panel data analysis of the French case over the period 1984-2000.**

Youba Ndiaye
CESAER, INRA Dijon, France

February 2017

Abstract

This article contributes to the literature on local tax interactions. Its novelty lies in its focus on the interactions of local governments via an indirect local tax on vehicles such as the road tax sticker and its analysis of interactions between direct and indirect local taxation. The main purpose of this paper is to provide an empirical analysis of the reaction of road tax policy in a given French “department” to changes in road tax policy in other “departments”. The analysis uses a novel panel dataset covering the 96 French metropolitan “departments” for the period from 1984 to 2000. Firstly, the results confirm the presence of significant spatial interactions between French “departments” due to the road tax sticker, i.e, French departments tend to implement road tax sticker rates that are similar to those of their neighbors. Secondly, the estimation results also show that the business tax rate and/or the property tax rate on developed land are complements to the road tax sticker whereas the residence tax rate and/or the property tax rate on undeveloped land are substitutes to the road tax instrument. Thirdly, estimation results show that the mobility of the road tax base cannot be rejected. Finally, I find that "departments" with a larger, younger and older population set higher rates for the road tax sticker. The results are robust regarding alternative weight matrices.

Keywords: road tax sticker; mimicking behavior; Maximum Likelihood; spatial econometrics; panel. **JEL classification:** C33, H7.

1 Introduction

The vehicle taxation system basically comprises three tax instruments: a vehicle acquisition tax (VAT, Registration tax, and Registration fee), a tax on vehicle ownership (the road tax sticker) and a tax on monitoring (excise duty on fuels + VAT, tolls on roads and bridges). This paper focuses on the second type of tax, namely the road tax sticker. The latter is a form of road pricing imposed on vehicles, usually in addition to compulsory road tax. The road tax sticker is currently used in several European countries such as Denmark, Sweden,

*I am grateful to Julie Le Gallo and Marie-Laure Breuillé for valuable comments and advice. I also thank seminar participants at the 15th International Workshop on Spatial Econometrics and Statistics, University of Orléans and all participants of the 4th Doctoral Day "Analysis of Public Policies", University of Le Havre.

Italy, Austria, Finland, the Netherlands, Czech Republic and, more recently, in Germany. In these countries this road tax is levied at the upper-tier (national level). In France, the road tax sticker was introduced in 1956 at the national level and then decentralized in 1984 to the "department" level (middle-tier), until its abolition in 2000 for private cars. The amount paid for the road tax sticker depended on the age of the vehicle, its engine horsepower, and since 1984 the "department" in which the car was registered. The main purpose of this study is to test fiscal interaction between French departments via the road tax sticker.

Fiscal interaction between governments has been a significant theme in public finance and regional science for quite a long time and its study improves our understanding of important issues regarding the relationships between governments at the same level (horizontal externalities) and between different government tiers (vertical externalities). Indeed, the theoretical literature on fiscal interaction between local governments has clearly identified several potential sources of interdependence in decision-making on taxation. On the one hand, in models of tax competition (Wilson (1986), Zodrow and Mieszkowski (1986)), the fiscal choices of a jurisdiction depend on the choices of neighboring locations (response functions). On the other hand, in yardstick competition models (introduced by Shleifer (1985) and Salmon (1987) and further developed by Besley and Case (1995)), a government aligns its fiscal policy with the policies of its neighbors to ensure reelection. The aim of this paper is not to disentangle between these sources of interdependence.

Regarding the empirical literature on fiscal interactions, two main generations can be highlighted. Earlier empirical works focused on spatial models (spatial lag or spatial error models) to address the issue of spatial interactions between jurisdictions, and more specifically the existence of mimicking behavior between jurisdictions in their local tax choices. A common characteristic of these numerous case studies is the presence of positive spatial dependence. For instance, Revelli (2001) tested for mimicry in setting local tax, by using a panel data set of English non-metropolitan districts in the 1980s – when property tax rate variability across districts was highest. His results confirmed the presence of significant and wide horizontal interaction between UK districts. Edmark and Ågren (2008) tested for strategic interaction in Swedish municipal income taxes. Their results indicated the presence of positive spatial dependence in Swedish municipalities. Elsewhere, Allers and Elhorst (2005) investigated the assumption that tax mimicking can be attributed to yardstick competition in Dutch municipalities and found strong evidence to support their premise. As for France, Leprince et al. (2005) showed the existence of mimicking behavior in French "departments" regarding local taxes, in particular for business tax, property tax on undeveloped land and property tax on developed land. Jayet et al. (2002) confirmed this result in tax mimicking for business tax in the Lille metropolitan area. Using the same approach, Dubois et al. (2005) analyzed the relationship between business tax behaviors in "departments" and the characteristics of the heads of the departmental councils and the political majorities in place. They found mimicking behavior in terms of business tax.

The second generation of studies is based on the idea that evidence of sources of spatial dependence is hard to identify. To overcome this problem, recent studies (Agrawal (2013), Reback (2007), Eugster et al. (2013), and Lyytikäinen (2012)) have used regression (border) discontinuity designs and natural experiments to identify sources of spatial interactions by adopting novel spatial econometric techniques. For instance, Eugster et al. (2013) used a regression discontinuity approach to study tax competition in Swiss municipalities around the French/German language border. In a related paper, Agrawal (2013) investigated the spatial pattern of local sales tax rates in the U.S. at state borders where state sales tax rates change discontinuously.

Although this paper belongs to the first wave of empirical literature on spatial interactions, as our empirical strategy is based on a panel SAR model, it makes significant contributions. It is original in that it tests the existence of spatial interactions via a local indirect tax, namely the road tax sticker. To our knowledge, interactions between French local governments through the road tax have never been investigated. Furthermore, this paper seeks to quantify the link between local direct taxation (the 4 old taxes such as business tax, residence tax, property tax on undeveloped land and property tax on developed land) taking into account the potential spatial dependence between the 4 direct taxes and indirect local taxation, in particular the road sticker.

Results are the following. First, using a panel spatial econometric approach, I find evidence of positive spatial dependence, suggesting the existence of mimicking behavior in French departments when determining the rates of the road tax sticker. Second, the estimation results show that the business tax rate (resp. the property tax on developed land) and the road tax sticker are substitutes whereas the residence tax rate (resp. the property tax on undeveloped land) and the road tax sticker are complements. Third, estimation results on mobility of the road tax base must not be rejected. Finally, I find that departments with larger, younger and older populations set higher amounts for the road tax sticker.

The remainder of this paper is structured as follows. Section 2 presents the French institutional context while section 3 describes the data used in the analysis. Section 4 specifies the empirical model and the construction of the weight matrix, and discusses the issues involved in the estimation. Section 5 provides the estimation results and analysis. Finally, the conclusion is presented in section 6.

2 Institutional context

Over the period 1984-2000, France had three overlapping tiers of jurisdictions: a bottom-most tier with more than 36,000 municipalities that could cooperate through inter-municipal groups, a middle-tier made up of 96 metropolitan "departments" and, just below the central jurisdiction, 22 metropolitan regions¹. In this study, we focus on the middle-tier. Apart from a few exceptions, the borders of the departments in place today date back to 1790 and were chosen in such a way that it was possible to ride on horseback to the capital of a department in a single day.

The departments have been a key tier since the first phase of decentralization (1982-1986). The departments are administered by elected councils and wield executive powers including the management of most social and welfare allowances, departmental roads, and secondary schools. Indeed, the share of departmental expenditure in sub-national government expenditure was 31.28% in 1984 and 29.77% in 2000. In order to offset the funding required for these new competences, additional fiscal resources were transferred to the department, including real estate transfer duties, the road tax sticker and new central grants, in addition to the four main direct taxes (residence tax, business tax, property tax on undeveloped land and property tax on developed land).

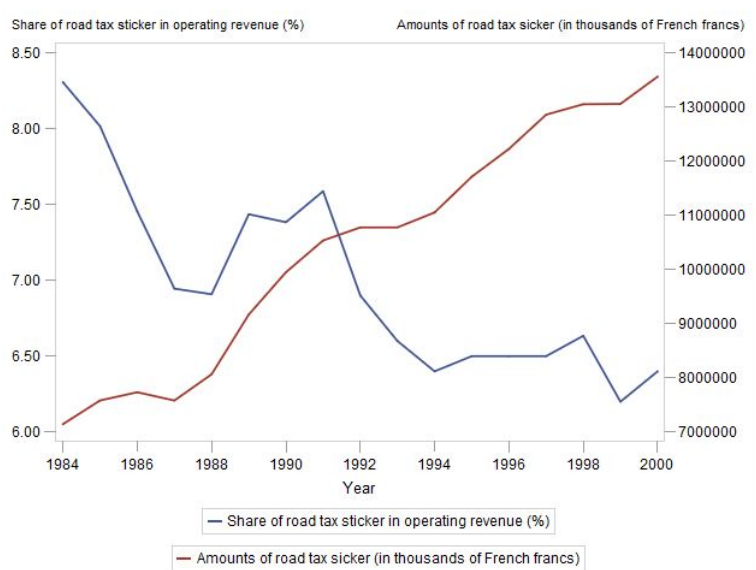
The road tax sticker was initially implemented in 1956 as an annual tax levied by the central government on both private and company cars, that varied according to the vehicle's age and fiscal horsepower. The road tax sticker, created to finance the minimum income scheme for citizens aged 65 years old and older, was sold by tobacconists. In 1984, when the responsibility for levying this tax was transferred to the department, the amount paid for the road tax sticker for a given vehicle was no longer uniform across the country. Each department was free to choose the amount to be paid for the road tax sticker for the various categories of vehicles (based on vehicle age and fiscal horsepower). This road tax sticker was abolished in 2000 for private vehicles and then in 2006 for company cars, within the framework of a government plan to reduce the tax burden. When it was transferred in 1984, the road tax sticker on private cars represented 52.01% of indirect local taxation and 8.3% of total departmental revenues. In 2000, the contribution of this road tax was still relatively high, with 29.77% of indirect local taxation and 6.4%² of total departmental revenues.

Figure 1 displays the evolution of revenues from the road tax sticker and its share in total operating revenues for all types of vehicles (company and private cars) over the period 1984-2000.

¹The law of 16 January 2015 on reducing the number of regions cut the number of metropolitan regions from 22 to 13, from 1 January, 2016.

²Calculated on the basis of official reports namely *"les budgets primitifs des départements en 2000"*.

Figure 1: Evolution of share of revenues of road tax stickers in total operating revenues



This figure shows the evolution both in the share of revenues from the road tax sticker in total operating revenue and in the amounts of this road tax over the period 1984 to 2000. On average, the road tax sticker contributed 7% of total operating revenues. Before the abrogation of the road tax sticker in 2000 for private cars, the road tax sticker provided more than Frf13 billion to the departments in terms of revenue, making it an important source of revenues for them. In addition, this instrument was also an administrative counting tool that allowed estimating the volume of the fleet through the total number of vehicles subject to taxation. Indeed, the number of motor vehicles registered in France, as well as their tax power, is known with fairly high precision through the road tax base. Furthermore, the amount of road tax was based on the age (4 classes) and the fiscal horsepower of the vehicle (10 categories). The following table provides an overview on the characterisation of sticker taxation structure³, highlighting the three broad age categories⁴ in which the road tax instruments applied to vehicle owners in two French départements, namely Paris and Marne. The choice of department of Paris is based on the fact that Paris is the capital of France whereas the department of Marne is chosen for its particular characteristic of road taxation by imposing the lowest amounts of the road sticker during the 1990s.

³All amounts of road tax are expressed in constants French francs.

⁴The fourth category of age corresponds to the vehicles over 25 years old for which the road sticker was free but was still mandatory.

Table 1: Classification of road tax stickers in 1984 and 2000

Year	1984		2000	
Amount of road tax sticker for vehicles less than 5 years old				
Power (in horsepower)	Paris	Marne	Paris	Marne
1 - 4	234,34	248,63	260,27	142,86
5 - 7	500,11	468,68	493,15	272,02
8 - 9	1185,98	1114,53	1170,25	645,79
10 - 11	1397,45	1317,44	1379,65	796,48
12 - 14	2477,70	2343,38	2444,23	1412,92
15 - 16	2477,70	2343,38	2992,17	1727,98
17 - 18	3717,97	3515,07	3667,32	2119,37
19 - 20	12654,25	11862,64	5487,28	3170,25
21 - 22	12654,25	11862,64	8242,66	4763,21
23 and more	12654,25	11862,64	12375,73	7152,64
Amount of road tax of for vehicles between 5-20 years old				
1 - 4	131,46	124,31	130,14	71,43
5 - 7	250,06	234,34	246,58	136,01
8 - 9	592,99	557,27	585,13	322,90
10 - 11	698,73	658,72	689,82	398,24
12 - 14	1238,85	1171,69	1222,11	706,46
15 - 16	1238,85	1171,69	1496,09	863,99
17 - 18	1858,99	1757,53	1833,66	1059,69
19 - 20	6327,12	5931,32	2743,64	1585,13
21 - 22	6327,12	5931,32	4121,33	2381,60
23 and more	6327,12	5931,32	6187,87	3576,32
Amount of road tax sticker for vehicles over 20 years old and less than 25 years old				
All power	110,02	110,02	103,72	55,77

Regarding tax avoidance⁵, it was not possible to find relevant statistical data on this issue based on available information. Furthermore, by law, all vehicle owners were required to buy a sticker at the end of each year and they were verified by state officials such as border guards and national police. In addition, inspection was mainly carried out in the context of roadside checks (as was the case with insurance). The road sticker was easy to control because it was affixed to the windscreen and its colour was changed every year. Therefore vehicle owners had until December 3 of each year to purchase the road sticker for the coming year. Beyond this date, they were penalized and obliged to pay a fine for late payment, and were liable to a penalty equal to twice⁶ the price of their road sticker. Vehicle owners could purchase this road tax at tobacconists by producing their registration certificates which featured their postal address. A major constraint to mobility was that car owners could only purchase their road tax stickers in the department where their car was registered unless they decided to move⁷.

⁵As noted in the final report of the European Commission in 2002, the evasion of annual circulation tax on vehicles (i.e. road tax sticker) was measured by directly observing a representative amount of traffic on various roads and recording licence plate numbers for comparison with official registry data.

⁶Article 114 of the Finance Act for 1997 has reduced the penalty rate from 200 to 80%.

⁷During the period of study, car rental companies have circumvented this constraint in order to benefit from lower stickers with lower rates than those of other departments. Their strategy was to set up their head office in the department in which the road tax sticker was lowest and after which they registered the entire fleet of rental vehicles in this department. From the local authority's point of view, to capture this road tax base, some

3 Data

To test evidence of spatial interaction, I built an original panel dataset grouping 96 French metropolitan departments from 1984 to 2000. The period thus extends from the transfer of this new fiscal revenue to the department to the abolition of road tax stickers for private cars. I collected data on the road tax sticker from the Public Finance Archives Center ("Centre des Archives, de l'Economie et des Finances") via official tax returns over the 1984-2000 period. In addition to tax sticker rates, the analysis employs variables that capture time-varying locational characteristics. Firstly, I collected the associated tax bases given for each category of road tax sticker. However, it should be noted that the data on the tax base of the sticker are provided by age category, while the nomenclature of the amount of the road tax sticker is much finer. Indeed, according to table 1, the road tax is distributed into 21 categories, consisting of (i) 10 categories for vehicles less than 5 years old, (ii) 10 other categories for vehicles 5-20 years old and (iii) one category for those over 20 years old. In this regard, road tax stickers are pooled in order to run the regressions using all categories as one dependent variable. In this case, I have 34,272 observations constituted by 21 categories⁸ of road tax for the 96 French metropolitan "départements" from 1984 to 2000. In addition, information on the transport sector, such as vehicle registration⁹, is included. More specifically, I also consider the share of new and second-hand vehicles registration as an explanatory variables.

Secondly, to quantify the relationship between direct and indirect taxation, I collected data on direct taxation levied by the department, namely residence tax, business tax, property tax on developed land and property tax on undeveloped land, from the yearly publication "Les finances des "départements" published by the French Ministry of the Interior. Local taxes may be either strategic complements (positive sign) or strategic substitutes (negative sign) of, the road tax sticker. As a financial variable, I also included data related to income tax to capture its effect on demand for departmental public services, hence on the road tax sticker. The expected sign is positive if public services are normal goods (Leprince et al. (2007), Dubois et al. (2007)).

departmental councils used "aggressive" pricing policies to encourage companies to register their rental vehicles in their departments. For instance, in the 1990s the department of Marne fixed a price for tax stickers at half the average of the other departments, thereby attracting a large number of companies to register in Marne. Finally, the number of registrations in this department was multiplied by five, and the revenue generated by the stickers more than doubled.

⁸We also carried out an analysis which specifies three aggregated categories of road tax stickers, namely i) private cars less than 5 years old of 1 to 7 CV, ii) private cars between 5 to 20 years old of 1 to 7 CV and iii) private cars older than 20 years of all powers - since vehicles of less than 8 CV represented 90% of the French fleet of private cars in 2000. Estimation results found strong evidence of spatial dependence for each category of road tax sticker.

⁹French registration plate is one of the elements of the system designed for the identification of vehicles in the French car fleet. Indeed, the registration plate system is geographical and the vehicles are registered with the prefectures of their respective departments. Hence this system uses codes that indicate the department on it, with exceptions (Corsica and overseas departments). However, since 2009 the driver has complete freedom to choose his registration department, regardless of his place of residence.

Table 2: Descriptive statistics

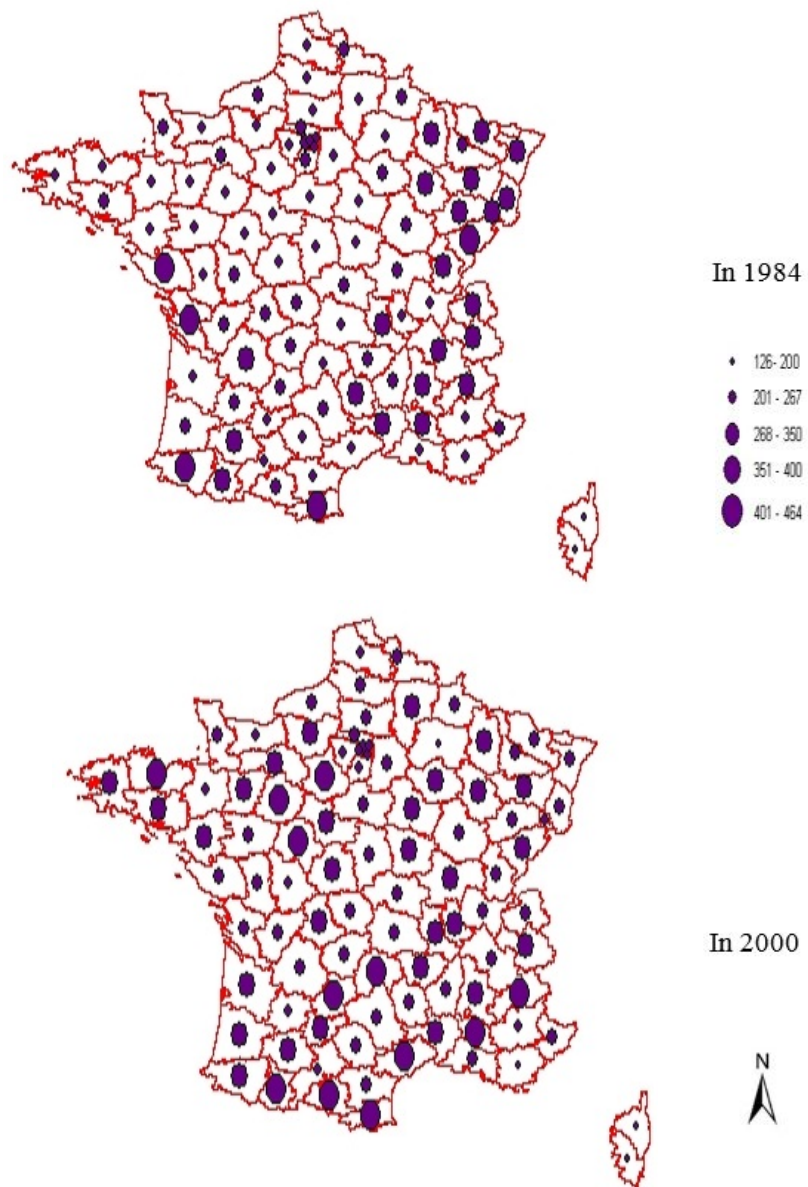
Definition		Source	Mean	St. Dev.	Min	Max
Dependent variables						
Road tax	Road tax sticker for all categories and age for vehicles in current French francs	CAEF	2,930	3,310.11	30	16,240.76
Road tax base	Number of stickers delivered for all age for vehicles	MDD	97,366.95	107,273.6	92	761,147
Explanatory variables						
Undeveloped_rate	Undeveloped property tax rate	DGCL	24.51	14.67	0	97.37
Developed_rate	Developed property tax rate	DGCL	8.43	2.94	0	19.53
Residence_rate	Residence tax rate	DGCL	6.69	2.00	0	12.36
Business_rate	Business tax rate	DGCL	5.70	1.39	0	11.41
Income tax	Amount of net income tax in constant french francs	INSEE	2,996,438,214	4,410,071,883	186,157,594	43,112,693,331
Population	departmental population	INSEE	593,322.20	452,563.40	72,390	2,555,471
Percentage_Young	% of young people (under 15 years old)	INSEE	0.20	0.03	0.14	0.31
Percentage_Older	% of older people (over 60 years old)	INSEE	0.21	0.04	0.11	0.34
Unemployment	Unemployment rate (%)	INSEE	0.09	0.02	0.04	0.16
Share second-hand vehicles registration	Share of registrations of second hand vehicles	MDD	0.70	0.06	0.20	0.93
Share new vehicles registration	Share of registrations of new vehicles	MDD	0.30	0.06	0.07	0.80
Right	Dummy variable that equals one if the local council is controlled by the right-wing	INSEE	0.73	0.44	0	1
Schedule	Electoral schedule	INSEE	0.29	0.46	0	1
Scrapping_1994	Scrapping premium in 1994	INSEE	0.06	0.24	0	1
Scrapping_1995	Scrapping premium in 1995	INSEE	0.06	0.24	0	1
Scrapping_1996	Scrapping premium in 1996	INSEE	0.06	0.24	0	1

Thirdly, I also collected standard socioeconomic variables, such as total population, unemployment rate, share of the young (younger than 15) and the elderly (over 60) in the population in each department from the French National Institute for Statistics and Economic Studies (INSEE). These socioeconomic variables are introduced to control for different spending needs or preferences for public goods in the local jurisdictions (departments). Note that the expected signs for population are often considered positive for various reasons. For instance, Leprince et al. (2007), Heyndels and Vuchelen (1998) and Cassette and Paty (2008) consider that the higher the expenditure needs, the heavier the fiscal burden and the higher the tax rates. According to Bartolini and Santolini (2012), a positive relation between population and local tax signifies the presence of congestion effects. The variables of unemployment rate and the population share of the young (under 15) and the elderly (over 60), can be interpreted as expenditure needs indicators and may have a positive sign (Heyndels and Vuchelen (1998), Dubois et al. (2007), Leprince et al. (2005)). Indeed, they represent categories of people who have specific public spending needs and benefit from department programs.

Finally, I also control for political effects, such as the scrapping premium and party color. Through party color, it is interesting to take into account the political control variable to allow for systematic differences in tax setting behavior between left-wing and right-wing incumbents (Revelli (2001)). This party color variable is a dummy variable equal to one if the local council is controlled by the right-wing, and zero otherwise. A negative sign of this variable suggests that a departmental council controlled by the right-wing will tend to set a lower rate for the road tax sticker than the left-wing (or vice versa). In addition, I take into account the electoral calendar to test its impact on the road tax sticker. As for the scrapping premium, the aim is to measure the impact on the road tax sticker of a policy in which the French government subsidized the replacement of old cars with new ones. However, to the best of my knowledge, there are no papers providing an intuitive view of the impact of the scrapping premium on local tax. Table 2 presents a summary of statistics for all the dependent and explanatory variables. It should be noted that both the road tax stickers and the income tax variable are expressed in constant French francs.

As a preliminary spatial analysis, figure 2 provides information on the spatial distribution of the road tax sticker for vehicles less than 5 years old over the study period (1984-2000). The spatial pattern for the road tax sticker is illustrated in the maps in figure 2 in which the largest point corresponds to the highest road tax sticker rates for vehicles less than 5 years old. These maps seem to show that the spatial distribution of the road tax sticker is not random, in particular the map of road tax stickers for 1984. This map shows a concentration of the highest road tax sticker rates in the eastern French departments (neighbors are similar to each other) and lower values in the rest of France. We investigate in the next section whether these spatial patterns are representative of spatial interactions.

Figure 2: Road tax sticker for vehicles less than 5 years old in 1984 and 2000



4 Methodology

4.1 Empirical design

In line with the first generation of empirical studies on strategic interactions among local governments, the spatial lag model is theoretically appropriate in the situation where the local tax of one jurisdiction interacts with the tax of its neighboring jurisdictions (Brueckner and Saavedra (2001), Brueckner (2003), Revelli (2001), Revelli (2003), Ollé (2003)). Specifically, this model with a lagged dependent variable is appropriate when the tax rate of one jurisdiction depends on the tax rates of its neighbors and a range of other local characteristics (Allers and Elhorst (2005)).

To test the presence of strategic tax interactions, I use the static panel spatial lag model in which the dependent variable in one observation depends on the dependent variable observed in neighboring units and on a set of observed local characteristics. I also include the spatial lags of certain independent variables in order to specify an unconstrained spatial Durbin model, as I suspect the presence of spillover effects for certain explanatory variables. It should be noted that since there are 21 categories of road tax, the road sticker taxes are pooled into one regression such that the unit is department-category-year with $i = 1; \dots; N$ units of departments, $j = 1; \dots, P$ categories of road tax and $t = 1; \dots; T$ time period. Formally, for panel data, the model used, which includes a spatially lagged dependent variable in addition to spatial lags of independent variables, can be expressed in stacked form by the following equation:

$$\tau_{jt} = \rho W \tau_{jt} + X_t \beta + W Z_t \theta + \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

where τ_{jt} denotes the $N \times 1$ vector of observations of the dependent variable (the road tax sticker) for a category j in period t ; X_t denotes the $N \times k$ matrix of observations of exogenous regressors in period t invariable for all categories $j = 1; \dots, P$; Z_t is the $N \times k_1$ matrix of a subset of X_t , used to create spatial lags for independent variables with $k_1 < k$; β and θ are respectively $k \times 1$ and $k_1 \times 1$ vector of unknown parameters to be estimated; W is $N \times N$ non-stochastic weight matrix where each $w_{i,-i}$ indicates how “département” i is spatially connected to “département” $-i$. Finally, μ_j is a $N \times 1$ vector of individual specific effects for τ_{jt} (not spatially autocorrelated). In particular, we add a department fixed effects in regression.

Parameter ρ is the spatial autoregressive parameter indicating the magnitude of the interaction among departments through the road tax sticker. If it is significant, spatial interactions exist among departments. In addition, if it is positive, it means that the department adopts a mimicking behavior. On the other hand, if this coefficient is negative, the department adopts a strategic behavior of differentiation. ε refers to the error term which is assumed to be independent and identically distributed: $\varepsilon \rightarrow \text{i.i.d.}(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Furthermore, due to the presence of simultaneity bias between the road tax sticker and its tax base, I omit the right hand side variable of the road tax base from the first regression. Moreover, in line with Buettner (2003), I use the road tax base as a left hand side variable in order to test how mobile the tax base of the road tax sticker is across departments in response to the tax rate of a given department and that of a neighboring department. As explained in previous section, the road tax base is provided into 3 categories ($k = 1$ to 3) depending on vehicles age, namely the number of stickers delivered for vehicles less than 5 years old, those for vehicles between 5 - 20 years old and the number of stickers for vehicles over 20 years old and less than 25 years old. Hence, the road tax base model is written as:

$$b_{kt} = \tau_{kt}\alpha_1 + W\tau_{kt}\alpha_2 + X_t\alpha_3 + \nu_{kt} \quad (2)$$

where b_{kt} denotes the $N \times 1$ vector of observations of the road tax base of age category k in period t . τ_{kt} and $W\tau_{kt}$ are respectively the $N \times 1$ vector of observations of the road tax of a given department and of its neighboring road tax of age category k in period t . X_t represent a matrix of explanatory variables described in equation 1. α_1 , α_2 and α_3 are vector of unknown parameters to be estimated. ν_{kt} represents the error term which is assumed to follow a spatial autoregressive process as written below:

$$\nu_{kt} = W\nu_{kt}\lambda + \eta_{kt} \quad (3)$$

where λ is a parameter describing the intensity of the spatial autocorrelation between the residuals of the regression. η_{kt} is i.i.d. $(0, \sigma_v^2)$.

4.2 Spatial dependence and econometric issues

In order to test for spatial interactions, it is necessary to create spatial neighbors. Neighbor relationships are defined by the elements of the matrix W . While a variety of weighting schemes could be applied, I construct a commonly used weight matrix, namely the contiguity matrix. Two departments are contiguous when they share a common border ($w_{ij} = 1$, otherwise $w_{ij} = 0$). To check robustness, I also consider an alternative weight matrix, i.e. the inverse distance which is a geographical definition of neighborhood based on the inverse geographical distance between departmental prefectures, since it is the latter which have the administrative obligation to issue the road tax sticker. This scheme imposes smooth distance decay, with weights $w_{i,j}$ given by $1/d_{i,j}$ where $d_{i,j}$ is the distance between departmental prefectures if this distance is shorter than a cut-off distance. The cut-off distance is set to 621 km, which corresponds to the first quartile of the distance distribution. However, as the row-normalizing norm may be not neutral, I consider an alternative normalization of weight matrices. Hence, I recalculate weight matrices based on Kelejian and Prucha (2010). Therefore, all the estimations are made by taking into account these alternative normalization weight matrices.

Furthermore, to estimate a spatial panel model with individual fixed effects, I use the Maximum likelihood (ML) approach¹⁰, where the likelihood function corresponds to the normal distribution (Lee and Yu (2010)). Besides, I discuss certain issues pertaining to the specification when estimating the static panel spatial lag model. In particular, the interpretation of the parameters becomes complex (but also more complicated) with the introduction of spatial lag parameters. In model containing spatial lags, Pace and LeSage (2009) and Kelejian et al. (2006) argued that the spatial dependence in the lag model needs special interpretation because a change in the explanatory variable for an observation can affect the dependent variable in all other observations. Therefore, the parameters of the spatial lag model must be interpreted correctly in terms of impact measures (direct, indirect and total). The detailed derivations of the direct effects, indirect effects (spatial spillover), and total effects of each variable on the dependent variable can be found in Elhorst (2014) in a spatial panel data setting.

5 Estimation results

I present estimation results with contiguity as the weight matrix using 4 specifications. The first estimates the road tax sticker on the set of direct taxation variables, the second estimates the dependent variable on these latter variables and their spatial lag variables. In the third regression, I add a set of socio-economic variables and in the last one I exclude regression variables related to direct taxation. Table 3 displays the results of these estimations using SAR (spatial auto-regressive) models by adding individual fixed effects¹¹.

Result 1: *department road tax rates exhibit positive spatial correlation with neighboring "departments".*

The SAR model estimation results (table 3) tend to confirm evidence of department spatial interactions for the French road tax sticker. Indeed, the spatial auto-regressive parameter (ρ) is positive and strongly significant regardless of the underlying model (column 1-4) with coefficients varying from 0.3087 to 0.3103. The resulting significance of this parameter indicates the strength of the interactions existing between departments via the road tax sticker.

It is noteworthy that this finding is in line with those of many first generation studies in the empirical literature on spatial interaction. In French cases, Leprince et al. (2005) assumed mimicking behavior among French departments for business tax, as well as taxes on undeveloped and developed land. Jayet et al. (2002) showed the existence at a lower tier of tax interactions among municipalities for French local business tax. At the regional tier, Feld et al. (2002) confirmed this assumption of spatial interactions between local taxes. Similar studies have been performed internationally and provided evidence of tax interactions among locations. Edmark and Ågren (2008) tested the hypothesis of strategic interactions of income tax in Swedish municipalities. Their results indicated the presence of positive spatial dependence.

¹⁰Noted that space parameter ρ is constrained when using maximum likelihood approach. However, Anselin and Florax (1994) point out that this parameter can take on feasible values in the range:

$1/\lambda_{min} < \rho < 1/\lambda_{max}$, where λ_{min} represents the minimum eigenvalue of the standardized spatial contiguity matrix W and λ_{max} denotes the largest eigenvalue of this matrix.

¹¹Table 7 in the appendix displays estimation results of SAR regression including time fixed effects and removing the scrapping premium and schedule variables. Results show that spatial dependence remains consistent.

Allers and Elhorst (2005) found strong evidence of tax mimicking among Dutch municipalities. The distinctiveness of this study on empirical works relating to spatial interaction is that it was devoted to a specific indirect local tax on vehicles, namely the road tax sticker.

Table 3: Spatial dependence and direct effects with contiguity weight matrix

	<i>Dependent variable: Road tax sticker</i>			
	Contiguity matrix			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Neighboring road tax	0.3090*** (0.0160)	0.3103*** (0.0160)	0.3087*** (0.0160)	0.3091*** (0.0160)
Business_rate	0.0082*	0.0069*	0.006*	
Residence_rate	-0.0320***	-0.0384*	-0.0290	
Undeveloped_rate	-0.0012*	-0.0011*	-0.0007	
Developed_rate	0.0190***	0.0202*	0.0170	
log(Income_tax)			-0.0809*	-0.0675*
log(Population)			0.1595***	0.1365***
Percentage_Young			1.689**	2.3878***
Percentage_Older			1.5684***	2.1303***
Unemployment			-1.4199***	-1.7150***
Right			-0.014	-0.0250
Scrapping_1994			0.0119	0.0216
Scrapping_1995			0.0170	0.0202
Scrapping_1996			-0.1035	-0.146**
Schedule			0.0185	0.0189

Note : *p<0.1; **p<0.05; *** p<0.01
Column 1 describes estimation results of the road tax sticker on the set of direct taxation variables.
Column 2 displays estimation results of the dependent variable on the set of direct taxation variables and their spatial lag variables.
Column 3 shows estimation results when adding a set of socio-economic variables.
Column 4 shows results when excluding in regression variables related to direct taxation.

Result 2: *the business tax rate (resp. the property tax rate on developed land) and the road tax sticker are complements whereas the residence tax rate (resp. the property tax rate on undeveloped land) appears as substitutes to the road tax instrument.*

Regarding the explanatory variables, it should be noted that the interpretation of the parameters requires the calculation of impact measures as stated in section above. However, I computed the direct, indirect and total effects of each variable using also contiguity as a spatial weight matrix. It should be noted that inference is conducted using bayesian approach such as Markov Chain Monte Carlo (MCMC). With regard to these other covariates, there are additional findings worth mentioning. Firstly, Table 3 shows significance for the business tax rate regardless the specification (columns 1-3) whereas other three of the four direct taxation variables appear significant in the two first models (i.e when estimating without the set of socio-economic variables). More specifically, estimation results indicate that a high road tax is associated with a high business tax and/or a high property tax on developed land. However, a low residence tax rate and/or a low property tax on undeveloped land are related with a high road tax sticker. Hence, the business tax rate and/or the property tax rate on developed land are complements to the road tax sticker whereas the residence tax rate and the property tax rate on undeveloped land appear as substitutes to the road tax instrument. This finding brings a new contribution to the relationship between direct and indirect local taxation. This behavior of exhibited by elected officials at the department level could be explained by the simultaneous voting of different local tax rates. For instance, according to the relationship between the residence tax rate and the road tax sticker, a given department adopts a strategic behavior by decreasing the sticker tax rate while raising the residence tax rate, in order to avoid being considered a high "spending" department. Also, the observation of synergy between the business tax rate and the road tax sticker implies that the department appears to have consistent tax policies in which the level of the road tax sticker is positively affected by the level of the business. This behavior may be motivated by the wish to diversify tax revenues from different taxes or by the department's "spending behavior". Similar analysis is consistent for the relationship between the property tax on developed land and the road tax sticker. Secondly, income tax appears to be negative and significant regardless of the specification (column 3-4 in table 3), suggesting that it is a substitute with the road tax sticker. Finally, with respect to the other control variables, the results indicate significant and positive impacts of population size, while the unemployment rate of the latter seems to be negative and significant. The positive relationship between population and road tax might reflects that larger departments provide a wider range of services, therefore they need a higher level of tax in order to ensure their services (Oates (1988)). Table 3 also shows that the age structure of the local population affects the rate of the road tax sticker, particularly when an older or younger population is associated with higher road tax. Furthermore, according to the political variables, both the right party color and the electoral calendar appear insignificant. As for the scrapping premium, its impact is also marginal.

Result 3: *the road tax base appears to be mobile but its mobility is constraint.*

As mentioned in empirical strategy, I consider road tax base as a left hand side variable in order to test how mobile is the road tax instrument (Buettner, (2003)). Table 4 displays the estimation results indicating that the road tax rate has a negative and significant impact on the tax base of sticker. This finding is expected implying that the expand tax base means lower tax rate (columns 1-3). As for neighboring effects, I also find that the neighboring tax rate has positive and significant impacts on the road tax base (columns 2-3) - suggesting that the hypothesis of mobility of the road tax base cannot be rejected. Indeed, mobility means that the tax base expands with respect to the increase of neighboring tax rate. However, this result should be considered with caution. Indeed, as explained earlier, the average road tax rate is used when testing the mobility of its tax base¹². Therefore estimation results based on average road tax may be biased.

Furthermore, I investigated an alternative and robust way of accessing mobility using registration data. Table 4 displays results on registrations which shows that the share of registration of second-hand vehicles has a positive and significant impact on the tax base of the sticker (columns 4-6) while the share of registrations of new vehicles impacts negatively the tax base of the sticker (columns 7-9). This result reveals that the higher is the share of registrations of second-hand vehicles (resp. the lower is the share of registrations of new vehicles), the higher is the road tax base. Regarding neighborhood effects, table 4 also shows a negative relationship between both the share of registrations of new and second-hand vehicles and the tax base of the sticker suggesting that the hypothesis of mobility of the tax base of the sticker must not be rejected. Indeed, the higher is the share of registrations of new or second-hand vehicles in neighbors of a given department, the lower is the road tax base in that department. Hence, based on registrations data, the road tax base seems to be mobile. It is noteworthy that the value of the spatial error autocorrelation (λ) is positive and significant, regardless of the regression, (table 4). This finding could be explained by the omission of certain spatial variables that might be significant.

¹²The panel dataset used to access mobility of the road tax base contains 4,896 observations, i.e 96 departments from 3 category of tax base over the period 1984-2000 (96*3*17 observations.)

Table 4: Estimation of the base of road tax with contiguity weight matrix

	Dependent variable:								
	Table road tax base contiguity								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
log(Road tax)	-0.0962** (0.0419)		-0.0878** (0.0419)						
log(Neighboring road tax)		0.0251*** (0.0063)	0.0244*** (0.0063)						
Share second-hand vehicles registration				0.2200*** (0.0535)		0.2417*** (0.0541)			
Neighboring Share second-hand vehicles registration					-0.1600* (0.0864)	-0.2215** (0.0872)			
Share new vehicles registration							-0.2492*** (0.0311)		-0.2623*** (0.0310)
Neighboring Share new vehicles registration							-0.1472*** (0.0258)		-0.1622*** (0.0257)
log(Income_tax)	0.0164 (0.0283)	0.0315 (0.0284)	0.0282 (0.0284)	0.0441 (0.0289)	0.0256 (0.0285)	0.0548* (0.0292)	0.0654** (0.0286)	0.0345 (0.0283)	0.0850*** (0.0287)
log(Population)	0.9264*** (0.0357)	0.8998*** (0.0357)	0.9090*** (0.0360)	0.8842*** (0.0364)	0.9081*** (0.0358)	0.8688*** (0.0369)	0.8551*** (0.0361)	0.8953*** (0.0356)	0.8270*** (0.0362)
Percentage_Young	-0.8424 (0.5335)	-1.0884** (0.5234)	-0.8906* (0.5321)	-1.6224*** (0.5382)	-1.0796** (0.5243)	-1.7093*** (0.5378)	-2.1737*** (0.5359)	-1.0759** (0.5224)	-2.2114*** (0.5334)
Percentage_Older	4.0830*** (0.3312)	3.8907*** (0.3226)	4.0437*** (0.3308)	3.5213*** (0.3358)	3.9225*** (0.3230)	3.4909*** (0.3356)	3.0801*** (0.3367)	3.8464*** (0.3222)	2.9683*** (0.3357)
Unemployment	-0.1549 (0.3065)	0.1065 (0.3017)	-0.0183 (0.3075)	0.1759 (0.3036)	0.0347 (0.3021)	0.2737 (0.3053)	0.3432 (0.3016)	0.1332 (0.3007)	0.5236* (0.3015)
Right	0.0143 (0.0130)	0.0127 (0.0130)	0.0123 (0.0130)	0.0197 (0.0131)	0.0155 (0.0130)	0.0213 (0.0130)	0.0246* (0.0130)	0.0093 (0.0130)	0.0185 (0.0130)
Scrapping_1994	0.0323 (0.0219)	0.0297 (0.0217)	0.0310 (0.0217)	0.0289 (0.0217)	0.0301 (0.0219)	0.0276 (0.0216)	0.0271 (0.0214)	0.0298 (0.0216)	0.0260 (0.0213)
Scrapping_1995	0.0723*** (0.0217)	0.0699*** (0.0215)	0.0713*** (0.0214)	0.0701*** (0.0215)	0.0700*** (0.0216)	0.0691*** (0.0213)	0.0711*** (0.0212)	0.0710*** (0.0214)	0.0718*** (0.0210)
Scrapping_1996	0.1293*** (0.0422)	0.1443*** (0.0416)	0.1322*** (0.0420)	0.1923*** (0.0432)	0.1404*** (0.0418)	0.1945*** (0.0431)	0.2453*** (0.0431)	0.1505*** (0.0416)	0.2572*** (0.0429)
Schedule	-0.0121 (0.0114)	-0.0124 (0.0113)	-0.0123 (0.0113)	-0.0173 (0.0114)	-0.0103 (0.0114)	-0.0152 (0.0113)	-0.0270** (0.0113)	-0.0171 (0.0113)	-0.0332*** (0.0113)
lambda	0.2999*** (0.0424)	0.2872*** (0.0425)	0.2847*** (0.0425)	0.2868*** (0.0425)	0.2969*** (0.0424)	0.2753*** (0.0427)	0.2732*** (0.0427)	0.2842*** (0.0425)	0.2640*** (0.0428)

Note:

Columns 1 - 3 describe estimation results of the road tax base on its tax rate, neighboring road tax and a set of socio-economic variables.

Columns 4 - 6 show estimation results of the road tax base on the share of second-hand vehicles registration, its neighboring characteristic and set of socio-economic variables.

Columns 7 - 9 display estimation results of the road tax base on the share of new vehicles registration, its neighboring characteristic and set of socio-economic variables.

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

6 Robustness checks

To check for the robustness of these results, all the models are estimated by changing the weight matrix. Rather than using a contiguity matrix, we use inverse distance as the weight matrix. The results obtained for the SAR model are shown in table 5. With respect to spatial dependence using an inverse distance matrix, the results point to a spatial autocorrelation of the road tax sticker. The estimate of the spatial lag coefficient ρ is large and statistically significant in all specifications (columns 1-4). Indeed, in the SAR specification (table 5) relating to road tax stickers for private cars, it was observed that the spatial lag is strong and positive with a coefficient varying from 0.4024 to 0.4053, which means that French departments mimic each other when setting the road tax for this category of private car users. Therefore, using inverse distance, the estimation results confirm the finding that departments take into account the amount of the road tax sticker set by their neighbors when deciding the amount of this road tax. Hence SAR specifications of the first order spatial autoregressive coefficient on the lagged dependent variable (ρ) - using both contiguity and inverse distance as weight matrices - yield the same results. The fact that the two specification methods yield virtually the same outcome is reassuring, and confirms the existence of tax interactions among French departments via the road tax sticker. In other words, departments seem to increase the rate of their road tax sticker on private cars in response to a rise in the rate of road tax stickers in their neighboring departments.

Table 5: SAR regression with inverse distance weight matrix

	<i>Dependent variable: Road tax sticker</i>			
	inverse distance weight matrix			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Neighboring road tax	0.4035*** (0.0189)	0.4041*** (0.0189)	0.4053*** (0.0189)	0.4024*** (0.0189)
Business_rate	0.0104**	0.0093*	0.0091*	
Residence_rate	-0.0384***	-0.0392*	-0.0354*	
Undeveloped_rate	-0.0014**	-0.001**	-0.0007**	
Developed_rate	0.0199***	0.021**	0.0176**	
log(Income_tax)			-0.0979**	-0.0790**
log(Population)			0.1862***	0.1572***
Percentage_Young			1.5405*	2.2525***
Percentage_Older			1.5533***	2.1743***
Unemployment			-1.5101***	-1.8876***
Right			-0.0010	-0.0145
Scrapping_1994			0.0119	0.0220
Scrapping_1995			0.0175	0.0197
Scrapping_1996			-0.0933	-0.1378**
Schedule			0.0185	0.0197

Note 1:

Column 1 describes estimation results of the road tax sticker on the set of direct taxation variables.

Column 2 displays estimation results of the dependent variable on the set of direct taxation variables and their spatial lag variables.

Column 3 shows estimation results when adding a set of socio-economic variables.

Column 4 shows results when excluding in regression variables related to direct taxation.

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Regarding the set of independent variables, using the inverse distance weights matrix, our main results remain valid. For instance, table 5 shows a positive and significant sign for both the parameters associated with the business tax rate and the property tax rate on developed land in all specifications (columns 1-3), confirming that these two local direct tax instruments and the road tax sticker are complements. Moreover findings show that the residence tax rate and/or the property tax rate on developed land remain as substitutes to the road tax sticker. In brief, the estimation results tend to confirm the relationship between direct taxation and indirect taxation. In addition, with respect to the other covariates, table 5 also shows that the departmental population, and its components have positive (or negative) and significant values, implying that departments with larger, younger and older populations (for example, with larger unemployment rates) tend to set higher (or lower) rates for road tax stickers. Thus the estimation results using inverse distance confirm the robustness of the previous results in the sense that they are close in magnitude to those obtained using the contiguity weights matrix.

7 Conclusion

This paper presented an empirical investigation of road tax interaction among French departments using panel data from 96 departments over the period 1984-2000. By applying a spatial econometric approach to the French departments, I first found strong evidence in favor of spatial autocorrelation of the French road tax sticker. This finding is in accordance with the first generation of empirical studies in the literature on spatial interactions, suggesting that French metropolitan departments react to the tax policies of their neighbors by adjusting their own road tax sticker rates towards those chosen in nearby departments, *ceteris paribus*. Secondly, by specifying a spatial panel with fixed effects, I also investigated the relationship between direct and indirect local taxation. In particular, I found an economically and statistically significant effect of direct taxes on the road tax sticker. More specifically the business tax rate and/or the property tax rate on developed land are complements to the road tax sticker whereas the residence tax rate and/or the property tax rate on undeveloped land are substitutes to the road tax instrument over the period of study. In addition, estimation results tend to confirm the mobility of road tax base. Finally, I found that the proxy variables for local cost factors (population and unemployment) impact road tax setting. In other words, in departments where there is a larger, older and younger population, and with a smaller unemployment rate, the amounts of the road tax sticker tend to be higher.

At least three main factors have a significant influence on vehicle taxation systems and more specifically on road tax systems. The first is related to the existence of different taxation levels. Indeed, as the road tax was levied by local governments (departments), the amount of this tax would have an impact on expected revenues. Therefore, low taxation could be considered as a short-term opportunity to increase tax revenue through increased sales of stickers (by raising the road tax base). Linked to the previous point, a second factor possibly impacting the vehicle taxation system is based on the behaviour of the stakeholders (individuals and local authorities). With respect to these two first factors, our study found evidence of spatial interaction among French departments related to this indirect local vehicle taxation. To illustrate this behaviour, and more specifically that of a local authority, Marne department was known for setting very low rates for road tax stickers from 1996 to 1999 during which it fixed a sticker price of less than half the average of the other departments. As a result, sticker revenues in this department doubled. However, from the citizen's viewpoint, beyond considerations regarding different levels of welfare, the level of household mobility becomes an important issue when assessing the impact of individual behaviour on the road tax system. Finally, the last point is related to environmental issues¹³ which can modify vehicle taxation system. Although the French road tax sticker did not have an environmental goal, most EU countries now levy an annual circulation tax (i.e. tax sticker) on cars as an instrument for mitigating air pollution, with different rates applied to diesel and gasoline vehicles and/or to engine size¹⁴.

¹³This work does not explicitly address this point since the French road tax sticker did not have an environmental objective. Furthermore, it is well known that the transport sector is one of the most significant sources of air pollution worldwide. Indeed, transport is responsible for more than half of NOx emissions, and contributes significantly (around 15 % or more) to the total emissions of the other pollutants. In particular, road transport makes a significant contribution to emissions of all the main air pollutants.

¹⁴In Austria, to incite owners to scrap their vehicles not equipped with catalytic converters or to equip them, the road tax sticker for non-equipped vehicles is 20% higher. The most interesting example is that of Denmark which, in July 1997, changed from a road sticker based on the weight of vehicles to one based on their unit

In addition, this innovative database and methodological approach is used in several avenues of research. First, standard spatial econometric methods have been severely criticized over the last ten years (Corrado and Fingleton (2012), McMillen (2010); Gibbons and Overman (2012). According to Corrado and Fingleton (2012), standard spatial econometrics is typically applied in a mechanical fashion and there is a lack of theoretical foundations for variables that characterize spatial econometric models. McMillen (2010) put forward similar arguments by claiming that the main problem - when adopting standard models used to address spatial autocorrelation - is that they are likely to fail in identifying the root cause of spatial autocorrelation. Thus he pointed out the weakness of conventional spatial econometric methods in terms of identification and causality. Regarding the same issue, Gibbons and Overman (2012) argued that reliable estimation of causal spatial interaction parameters requires quasi-experimental settings that lead to exogenous variations in the variable of interest. Hence, an important issue for future research will be to apply regression discontinuity design (RDD) or natural experiments to identify the source of spatial interactions. Secondly, the presence of endogenous variables on the right-hand side is a common occurrence in applied econometrics work. However, due to the lack of adequate instrument variables, we did not conduct instrument variables method in order to deal with endogeneity bias. Finally, further research should be conducted to assess the impact of the road tax sticker on the car fleet.

consumption with the objective of reducing emissions. In the Netherlands, the road tax sticker is based on the type and weight of vehicles and the fuel used. Germany has a similar calculation system, since the road sticker is based on power and pollutant emissions.

References

- Agrawal, D. R. (2013). The tax gradient: do local sales taxes reduce tax differentials at state borders?
- Allers, M. A. and Elhorst, J. P. (2005). Tax mimicking and yardstick competition among local governments in the netherlands. *International tax and public finance*, 12(4):493–513.
- Bartolini, D. and Santolini, R. (2012). Political yardstick competition among italian municipalities on spending decisions. *The Annals of Regional Science*, 49(1):213–235.
- Besley, T. and Case, A. (1995). Does electoral accountability affect economic policy choices? evidence from gubernatorial term limits. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3):769–798.
- Brueckner, J. K. (2003). Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International regional science review*, 26(2):175–188.
- Brueckner, J. K. and Saavedra, L. A. (2001). Do local governments engage in strategic property tax competition? *National Tax Journal*, pages 203–229.
- Buettner, T. (2003). Tax base effects and fiscal externalities of local capital taxation: evidence from a panel of german jurisdictions. *Journal of Urban Economics*, 54(1):110–128.
- Cassette, A. and Paty, S. (2008). Tax competition among eastern and western european countries: With whom do countries compete? *Economic Systems*, 32(4):307–325.
- Corrado, L. and Fingleton, B. (2012). Where is the economics in spatial econometrics? *Journal of Regional Science*, 52(2):210–239.
- Dubois, E., Leprince, M., and Paty, S. (2005). Les déterminants politiques des choix fiscaux locaux. *Revue de l’OFCE*, (3):317–349.
- Dubois, E., Leprince, M., and Paty, S. (2007). The effects of politics on local tax setting: evidence from france. *Urban Studies*, 44(8):1603–1618.
- Edmark, K. and Ågren, H. (2008). Identifying strategic interactions in swedish local income tax policies. *Journal of Urban Economics*, 63(3):849–857.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Springer.
- Eugster, B., Parchet, R., et al. (2013). *Culture and taxes: towards identifying tax competition*. Department of Economics, University of St. Gallen.
- Feld, L., Josselin, J.-M., and Rocaboy, Y. (2002). Le mimétisme fiscal: une application aux régions françaises. *Economie & prévision*, (5):43–49.
- Gibbons, S. and Overman, H. G. (2012). Mostly pointless spatial econometrics? *Journal of Regional Science*, 52(2):172–191.
- Heyndels, B. and Vuchelen, J. (1998). Tax mimicking among belgian municipalities. *National Tax Journal*, pages 89–101.

- Jayet, H., Paty, S., and Pentel, A. (2002). Existe-t-il des interactions fiscales stratégiques entre les collectivités locales. *Economie & prévision*, (3):95–105.
- Kelejian, H. H. and Prucha, I. R. (2010). Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, 157(1):53–67.
- Kelejian, H. H., Prucha, I. R., and Yuzefovich, Y. (2006). Estimation problems in models with spatial weighting matrices which have blocks of equal elements*. *Journal of Regional Science*, 46(3):507–515.
- Lee, L.-f. and Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 154(2):165–185.
- Leprince, M., Madiès, T., and Paty, S. (2007). Business tax interactions among local governments: an empirical analysis of the french case. *Journal of Regional Science*, 47(3):603–621.
- Leprince, M., Paty, S., and Reulier, E. (2005). *Choix d'imposition et interactions spatiales entre collectivités locales*, volume 71. De Boeck Supérieur.
- Lyytikäinen, T. (2012). Tax competition among local governments: Evidence from a property tax reform in finland. *Journal of Public Economics*, 96(7):584–595.
- McMillen, D. P. (2010). Issues in spatial data analysis. *Journal of Regional Science*, 50(1):119–141.
- Oates, W. E. (1988). On the measurement of congestion in the provision of local public goods. *Journal of Urban Economics*, 24(1):85–94.
- Ollé, A. S. (2003). Electoral accountability and tax mimicking: the effects of electoral margins, coalition government, and ideology. *European Journal of Political Economy*, 19(4):685–713.
- Pace, R. K. and LeSage, J. (2009). Introduction to spatial econometrics. *Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC*.
- Reback, R. (2007). Fiscal spillovers between local governments: keeping up with the joneses? school district. Technical report, ISERP Working Paper 2007.
- Revelli, F. (2001). Spatial patterns in local taxation: tax mimicking or error mimicking? *Applied Economics*, 33(9):1101–1107.
- Revelli, F. (2003). Reaction or interaction? spatial process identification in multi-tiered government structures. *Journal of Urban economics*, 53(1):29–53.
- Salmon, P. (1987). Decentralisation as an incentive scheme. *Oxford review of economic policy*, 3(2):24–43.
- Shleifer, A. (1985). A theory of yardstick competition. *The RAND Journal of Economics*, pages 319–327.
- Wilson, J. D. (1986). A theory of interregional tax competition. *Journal of urban Economics*, 19(3):296–315.

Zodrow, G. R. and Mieszkowski, P. (1986). Pigou, tiebout, property taxation, and the under-provision of local public goods. *Journal of urban Economics*, 19(3):356–370.

Appendix A

Table 6 compares estimation results using modified contiguity and those with standard contiguity. Since, the definition of neighbourhood by contiguity excludes the Corsican island in which there are two "départements" (Upper Corsica and Southern Corsica), I have attached the Corsican "départements" to their nearest neighbors which are the "départements" of Var and Alpes-Maritimes, in order to connect Corsica to the other French "départements". The finding (table 6) indicates that interactions between Corsica and other French "départements" are less important since spatial interaction parameter (ρ) is smaller when using modified contiguity than standard contiguity.

Table 6: SAR regression with contiguity and modified contiguity weight matrices

	<i>Dependent variable:</i>							
	contiguity weight matrix				modified contiguity weight matrix			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Neighboring road tax	0.3090*** (0.0160)	0.3103*** (0.0160)	0.3087*** (0.0160)	0.3091*** (0.0160)	0.1328*** (0.0078)	0.1335*** (0.0078)	0.1326*** (0.0078)	0.1327*** (0.0078)
Business_rate	0.0082* (0.0044)	0.0072 (0.0044)	0.0065 (0.0049)		0.0079* (0.0044)	0.0069 (0.0044)	0.0062 (0.0049)	
Residence_rate	-0.0320*** (0.0069)	-0.0331*** (0.0072)	-0.0293*** (0.0077)		-0.0324*** (0.0069)	-0.0334*** (0.0072)	-0.0295*** (0.0077)	
Undeveloped_rate	-0.0012* (0.0007)	-0.0012* (0.0007)	-0.0008 (0.0008)		-0.0013** (0.0007)	-0.0014** (0.0007)	-0.0010 (0.0008)	
Developed_rate	0.0190*** (0.0036)	0.0206*** (0.0037)	0.0174*** (0.0040)		0.0199*** (0.0036)	0.0216*** (0.0037)	0.0184*** (0.0040)	
Neighboring business rate		0.0209 (0.0180)	0.0235 (0.0185)			0.0189 (0.0181)	0.0213 (0.0186)	
Neighboring residence rate		-0.0163 (0.0261)	-0.0135 (0.0270)			-0.0140 (0.0261)	-0.0121 (0.0271)	
Neighboring undeveloped rate		-0.0093*** (0.0036)	-0.0092** (0.0036)			-0.0091** (0.0036)	-0.0090** (0.0036)	
Neighboring developed rate		0.0265 (0.0175)	0.0221 (0.0179)			0.0256 (0.0175)	0.0218 (0.0180)	
log(Income tax)			-0.0809* (0.0418)	-0.0675* (0.0396)			-0.0782* (0.0419)	-0.0646 (0.0397)
log(Population)			0.1595*** (0.0502)	0.1365*** (0.0486)			0.1578*** (0.0502)	0.1344*** (0.0487)
Percentage_Young			1.6882** (0.8186)	2.3872*** (0.7584)			1.7247** (0.8201)	2.4970*** (0.7598)
Percentage_Older			1.5680*** (0.4996)	2.1298*** (0.4722)			1.5721*** (0.5005)	2.1732*** (0.4730)
Unemployment			-1.4196*** (0.4305)	-1.7146*** (0.4022)			-1.4269*** (0.4313)	-1.7025*** (0.4029)
Right			-0.0137 (0.0185)	-0.0250 (0.0173)			-0.0164 (0.0185)	-0.0266 (0.0173)
Scrapping_1994			0.0119 (0.0313)	0.0215 (0.0312)			0.0124 (0.0314)	0.0217 (0.0313)
Scrapping_1995			0.0170 (0.0311)	0.0202 (0.0309)			0.0173 (0.0311)	0.0208 (0.0310)
Scrapping_1996			-0.1035 (0.0645)	-0.1463** (0.0602)			-0.1054 (0.0646)	-0.1533** (0.0604)
Schedule			0.0185 (0.0164)	0.0189 (0.0163)			0.0190 (0.0164)	0.0190 (0.0164)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Table 7: SAR regression with time fixed effects

	<i>Dependent variable: Road tax</i>							
	Time fixed effects				Both individual and time fixed effects			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lambda	0.2956*** (0.0160)	0.2970*** (0.0160)	0.2974*** (0.0160)	0.2973*** (0.0160)	0.2990*** (0.0160)	0.3006*** (0.0160)	0.3008*** (0.0160)	0.3006*** (0.0160)
Business_rate	0.0131** (0.0053)	0.0114** (0.0054)	0.0116** (0.0057)		0.0132** (0.0053)	0.0113** (0.0053)	0.0108* (0.0057)	
Residence_rate	-0.0204** (0.0089)	-0.0186** (0.0094)	-0.0183* (0.0098)		-0.0212** (0.0089)	-0.0200** (0.0094)	-0.0188* (0.0098)	
Undeveloped_rate	-0.0008 (0.0008)	-0.0008 (0.0008)	-0.0006 (0.0009)		-0.0008 (0.0008)	-0.0008 (0.0008)	-0.0004 (0.0009)	
Developed_rate	0.0145*** (0.0044)	0.0166*** (0.0045)	0.0179*** (0.0048)		0.0143*** (0.0043)	0.0164*** (0.0045)	0.0179*** (0.0048)	
W_business_rate_cont		0.0323 (0.0212)	0.0392* (0.0216)			0.0321 (0.0211)	0.0408* (0.0215)	
W_residence_rate_cont		0.0132 (0.0314)	0.0083 (0.0321)			0.0252 (0.0318)	0.0184 (0.0323)	
W_Undeveloped_rate_cont		-0.0129*** (0.0040)	-0.0140*** (0.0041)			-0.0125*** (0.0040)	-0.0136*** (0.0041)	
W_Developed_rate_cont		0.0118 (0.0206)	0.0114 (0.0210)			0.0057 (0.0207)	0.0056 (0.0211)	
log(Income_tax_cts)			-0.0939* (0.0503)	-0.1105** (0.0467)			-0.0832 (0.0506)	-0.1050** (0.0470)
log(Population)			0.1742*** (0.0601)	0.1658*** (0.0572)			0.1691*** (0.0603)	0.1637*** (0.0576)
Percentage_Young			0.7082 (1.0119)	1.3250 (0.9222)			0.7010 (1.0232)	1.2193 (0.9353)
Percentage_Older			0.9527 (0.5860)	1.4569*** (0.5540)			1.0458* (0.5899)	1.4923*** (0.5566)
Unemployment			-1.4647*** (0.5027)	-1.2317*** (0.4745)			-1.2809** (0.5069)	-1.1171** (0.4780)
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01							

Table 8: Distribution party color

Year	Right departments	Left departments	Total	Right (%)	Left (%)
1984	61	35	96	63,54	36,46
1985	69	27	96	71,88	28,13
1988	69	27	96	71,88	28,13
1992	76	20	96	79,17	20,83
1994	76	20	96	79,17	20,83
1998	63	33	96	65,63	34,38

Table 8 shows statistics about departemental color. By way of illustration, this table displays that 61 departments were identified as having right-wing governments in 1984 which represent 63.54%. However, in 1985, the numbers of departments identified as having right-wing governments was increased by almost 13%. During the period of study (1984-2000), the maximum number right-wing departments has been reached in 1992 and 1994 with more than 79%. The special feature of the identical proportion in these two years could be explained on the one hand by a similar trend of the left-right distribution during these two election years. On the other hand, there was a compensatory effect for departments of Creuse and Dordogne. Indeed, between 1992 and 1994, the left-wing had lost its presidency of general council department of the Creuse in favor of the right-wing. Moreover, the reverse trend was observed in the department of Dordogne, which changed from a right-wing presidency in 1992 to a left-wing presidency in 1994.

Regional differences in CO₂ emissions from the French residential sector: determinants and distributional consequences

(Document de travail, version provisoire)

Ibrahim Ahamada^{a,c}, Mouez Fodha^a, Djamel Kirat^b

(a) Paris School of Economics and University Paris 1. 48 Boulevard Jourdan, 75014 Paris, France.

(b) University of Orléans, CNRS, LEO, UMR 7322, Rue de Blois, 45000 Orléans, France.

(c) International Monetary Fund.

April 28, 2017

Abstract

This paper investigates empirically the determinants of the CO_2 emissions from the residential and commercial sectors in France. We use panel data on the 22 French administrative regions over the 1995-2009 period. We estimate the relationship between regional CO₂ emissions per capita, regional GDP, temperature, the annual number of frost days, heating technology and energy prices. We use these results to assess the regional consequences of implementing a carbon tax of 22€ per metric ton of CO₂, and conclude that this policy would increase inequalities between regions. We show that a region-specific carbon tax that equalizes the tax burden among regions, instead of a homogenous national tax, may compensate these inequalities and reduce total CO₂ emissions. Last, we show that taking regional specific effects into account in the design of the environmental tax reform may help make this policy more acceptable.

Keywords: carbon tax; CO₂ emissions; distributional effects; geographical heterogeneity; energy consumption; panel.

JEL classification: E62 - H23 - Q48.

1 Introduction

An important policy issue in Europe is the choice of the instrument to mitigate the greenhouse gas emissions from fossil-fuel consumption that is currently unregulated. France has since 2014 implemented a carbon tax. What are the consequences of this French carbon tax on inequality? It is difficult to consider an environmental tax without adequate revenue recycling, in order to make the environmental policy more acceptable.¹

The objective of this paper is to contribute to this debate by measuring the consequences of geographical heterogeneity on the burden of the French carbon tax. We use panel data on the 22 French administrative regions over the 1995-2009 period, which reveals wide disparities between regions. For instance, the difference in average annual temperatures is up to 6°C, while the difference in the number of frost days per year can reach 94. These characteristics will obviously have large effects on household energy consumption. A homogenous carbon tax rate would imply geographical differences in the tax burden that could increase inequalities between households, especially as some of the poorest regions are also colder. Our contribution considers the potential interregional compensation that the Government could implement in order to make the carbon tax more progressive.

We focus on CO₂ emissions from energy consumption in the residential and commercial (*i.e.* tertiary) sectors. The reasons are twofold. Firstly, these sectors are not covered by the EU ETS but a “new” tax is currently levied on their carbon emissions. The second reason is the significant share of emissions from these sectors: they account for 20% of total GHG emissions in France. Moreover, whereas energy consumption in the industrial and transportation sectors decreased between 2000 and 2013, it has increased in the residential and commercial sectors (OECD, 2016).

This paper is related to two strands of the literature: the first is on the determinants of energy consumption, and the second is on the distributional impacts of carbon taxation.

The first strand of the literature analyzes the determinants of energy demand and the impact of energy prices on energy demand, welfare and equity. Most econometric work here considers either income or the weather as the key determinants. Regarding the interaction between energy demand

¹The acceptability of the environmental policies is basically an important issue (see Bureau, 2012 and Senit, 2012 for the French case).

and income, there is a significant inverted U-shaped relationship (see for instance Ang, 1987, and Destais *et al.*, 2009). On the contrary, there is no consensus regarding the relations between weather variables and energy demand. Engle *et al.* (1986) find a V-shaped relationship, while Bessec and Fouquau (2008) suggest a U-shaped one. Tol *et al.* (2012) combine climatic conditions, income and energy prices and find significant relationships between them.

Our article is closest to Tol *et al.* (2012), but we depart from them by simulating the consequences of carbon taxation, in terms of regional costs and inequalities. The second strand of the literature studies the distributional characteristics of carbon taxation. More generally, environmental taxes often appear to be regressive. Metcalf *et al.* (2008) and Metcalf (2009) consider the possible distributional impact of carbon taxes in the United States, and show that these taxes are highly regressive. Wier *et al.* (2005) also find that the environmental reforms in Denmark have had regressive consequences on households. Ekins and Dresner (2004) consider the distributional impact of introducing a carbon tax and increasing fuel duty in the United Kingdom. It is found that, under some specific and well-designed compensation schemes, a carbon tax can be made progressive, but that the tax would make those who are currently the most severely affected by fuel poverty even worse off. For the French case, Nichele and Robin (1995) show that a rise in energy prices due to a carbon tax will affect poorer households more than richer households. A tax on energy or transport consumption harms the lowest-income households three times more than the highest-income households (Ruiz and Trannoy, 2008). Bureau (2011) also shows that the distributional effects of a carbon tax on car fuel are likely to be regressive before revenue recycling.

The question addressed in the current paper is how spatial heterogeneity in France affects the distributional characteristics of a carbon tax; this focus is novel and distinguishes our paper from related works. The first objective is to assess empirically the weather and macroeconomic determinants of household energy demand and hence their CO₂ emissions. We then use the econometric results to describe the consequences of the French carbon tax across heterogeneous regions.

This last point is of high interest. After many attempts to increase carbon taxation in France, a carbon tax (called climate-energy contribution, CEC) was finally announced in 2013 and imple-

mented in 2014. The preexistent “internal tax on energy consumption” (TICPE) now includes a levy on coal, heavy fuel, oil and natural gas. The climate-energy component in the TICPE rates, proportionate to the carbon content of the product concerned, was set at 7€/ton CO₂ in 2014, rising to 14.5€ in 2015, 22€ in 2016 and 30.5€ in 2017.² According to the Ministry of Finance (2013), this tax is expected to cut CO₂ emissions in buildings by 2 MtCO₂, by 2017. An annual vote by the French congress is expected on future rates, with target values of 56€/ton of CO₂ in 2020 and 100€ in 2030.

Our analysis uses various functional forms for the relationship between carbon emissions per capita and GDP per capita, and a linear relationship between carbon emissions per capita and temperature, annual number of frost days, heating technology and energy prices. Our results show that there is a monotonic relationship between CO₂ emissions per capita and GDP per capita. We also show that there is a monotonic relationship between CO₂ emissions per capita and temperature, annual number of frost days, heating technology and energy prices. This is not in line with Tol *et al.* (2012), who find that oil, gas and electricity use exhibit a non-linear heating effect. However, they do highlight that the relationship between temperature and energy use may be linear or non-linear, depending on the geographical scale of the analysis. We also find that CO₂ emissions are explained by unobserved regional characteristics. Last, we calculate the consequences of the French carbon tax at a regional level. We show that the carbon tax produces an unequal tax burden³, as measured by the regional “tax revenues over GDP” ratio. We argue that an environmental tax reform requires a certain type of redistribution between regions. The amount redistributed should not be the same for all regions, but should rather depend on their geographical characteristics. We propose two sets of compensation scenarios and policy tools that could correct for the regional discrepancies generated by the environmental tax reform. The first relies on standard determinants of carbon emissions, while the second includes regional specific effects. The latter is considered to improve social acceptability, which is probably the most important key to the success of the French environmental tax reform.

²Part of the CEC’s revenue will be used to contribute to the financing of renewable energy sources in 2017. Another part of the revenues is already intended to finance the Tax Credit for Employment and Competitiveness (CICE).

³Giraudet *et al.* (2011) compare the energy saving policies in the French residential sector. Our article complements their results by taking into account the distributional effects of the carbon tax among households.

The remainder of the paper is structured as follows. Section 2 describes the data used. Section 3 then presents the methodological approach and Section 4 the empirical findings. The simulation results are presented in Section 5, and Section 6 concludes.

2 Data

We use a balanced panel data set including information on gas and heating-oil consumption in the residential and commercial sectors, the household prices of gas and heating oil, GDP per capita, temperature and the annual number of frost days. The panel covers France's 22 metropolitan administrative regions, and is available for 1995, 1997, 1999, 2002 and 2004-2009. Energy consumption comes from the EIDER⁴ database and is expressed in kilotons of oil equivalent (ktoe). With respect to energy prices, we use price data taken from the Pégase database⁵ expressed in € per 100 kWh of Net calorific value (and converted to € per ton of oil equivalent): *i*) the gas price at rate B1, which is suitable for the standard consumption of a large apartment using gas for heating, hot water and cooking; and *ii*) the heating-oil price at rate C1, applied to deliveries from 2000 to 5000 liters, which are suitable for the standard annual consumption of an average-sized home.⁶ GDP per capita and population are taken from the INSEE database. The weather information on temperature (expressed in degrees Celsius) and the annual number of frost days come from Météo France. In our empirical analysis, we use per capita carbon dioxide (CO₂) emissions from the residential and commercial sectors. This variable is constructed using annual gas and heating-oil consumption⁷ in the residential and commercial sectors, which are multiplied by the carbon-emission factors for fuels published by the IPCC.⁸ The total amount of carbon emissions⁹

⁴EIDER (French acronym for integrated regional environmental data) is a database compiled by the French Ministry of Sustainable Development and the regional environmental authorities (DIREN). EIDER includes all of the environmental data available at regional and departmental levels, in the form of statistics on major themes (air, water, waste, flora and fauna, land, etc.). The homogeneity of data gives EIDER the advantage of allowing spatial and temporal comparisons.

⁵Pégase (French acronym for Oil, Electricity, Gas and Other Energy Statistics) records and releases energy statistics compiled by the Department of Observation and Statistics (SOeS) of the French Ministry of Sustainable Development. Unfortunately, regional data on households energy consumption are no longer available after 2010.

⁶We use the regulated tariff (set by public authorities). The rate (B1, B2, C1...) depends on the quantity of energy consumed by the households.

⁷70% of the total energy consumption for heating is composed of heating-oil (1/3) and gas (2/3) (source: SOeS).

⁸The carbon-emission factors for gas and heating oil are respectively 2.3 and 3.2 tons per ton of oil equivalent (toe).

⁹We do not consider electricity consumption for two main reasons. Firstly, electricity generation in France is already regulated by EU ETS. It is thus not concerned by the Carbon tax policy and uses mainly nuclear as primary

Table 1: Summary statistics

Variable	Mean	Standard Deviation	Minimum	Maximum
Emissions per capita (metric tons)	1.497	0.297	0.829	2.635
GDP per capita (€)	23466.11	5121.71	14714	47696
Gas price (€/toe)	590.51	119.58	437.66	768.83
Heating oil price (€/toe)	601.68	197.48	359.74	983.70
Technology	1.22	0.71	0	5.128
Temperature (degrees Celsius)	12.170	1.366	10.225	16.25
Frost days	46.49	20.06	0	94.75

is then divided by the population. This gives the following formulae:

$$CO2\ Emissions_{it} = gas\ consumption_{it} \times 2.3 + heating\ oil\ consumption_{it} \times 3.2$$

To take regional differences in heating technologies into account, we construct a variable measuring the relative shares of gas and heating oil in the regional energy consumption of the residential and commercial sectors:

$$Tech_{it} = \frac{gas\ consumption_{it}}{heating\ oil\ consumption_{it}}$$

This ratio is supposed to measure (at least partially) the efficiency of the heating technology. As gas and heating oil do not have the same impacts in terms of CO2 emissions, we can conclude that the higher the value of $Tech_{it}$, the cleaner is the technology because the households' energy mix is less pollutant. For instance, households in the Corsica region use mainly heating-oil for domestic use. This is a consequence of the energy infrastructures of the island. The ratio is low, it is even equal to zero as of 2002: Corsica region has decided to stop importing natural gas.

Our final sample consists of 220 observations, the main characteristics of which are summarized in Tables 1 and 2 and the maps in Figures 1 to 4. These show that the average French resident emits 1.5 tons of CO2 per year for heating purposes. However, the largest emitters, who live in the East of France in the Alsace and Lorraine regions, emit three times more than do the smallest emitters living in Southern France (PACA, Midi-Pyrénées, Languedoc-Roussillon and Corsica). Regarding heating technology, the index ranges from zero to 5.12. The Ile de France uses the cleanest technology and Corsica the least clean.

energy source (75% to 80%). Secondly, electricity represents barely 14% of the total final energy dedicated for heating in 2009 (See SOeS).

Table 2: Variable means by administrative regions

Administrative regions	Emissions per capita	GDP per capita	Technology	Temperature	Frost days
Alsace	1.913	25088.2	0.966	11.13	67.6
Aquitaine	1.648	23604.1	0.922	13.75	39.92
Auvergne	1.421	21894.7	1.224	10.78	78.1
Basse Normandie	1.582	21488.1	0.693	11.40	34.73
Bourgogne	1.662	22859.3	1.357	11.67	58.72
Bretagne	1.388	22691.9	0.664	12.04	20.77
Centre	1.625	23232.2	0.996	11.84	50.88
Champagne-Ardenne	1.643	24067	1.740	10.59	67.65
Corsica	1.202	20132.2	0.107	15.9	5.1
Franche Comte	1.642	22243	0.918	11.04	68.47
Haute Normandie	1.437	23741.7	1.552	11.11	43.2
Ile De France	1.434	40635.2	3.210	12.13	35.55
Languedoc-Roussillon	1.091	20447.1	0.943	14.01	37
Limousin	1.242	21269.3	1.173	11.97	47.2
Lorraine	2.139	21522.9	1.118	10.90	67.22
Midi-Pyrénées	1.085	23462.6	1.571	13.07	43.53
Nord-Pas-De-Calais	1.587	20897.2	1.917	11.34	35.8
Pays de la Loire	1.476	23493.2	0.972	12.44	34.86
Picardie	1.404	21026	1.957	10.98	45.76
Poitou-Charente	1.427	21703.9	0.861	13.06	33.575
PACA	1.131	24411.8	1.091	14.39	45.83
Rhône-Alpes	1.755	26342.9	0.891	12.13	61.42

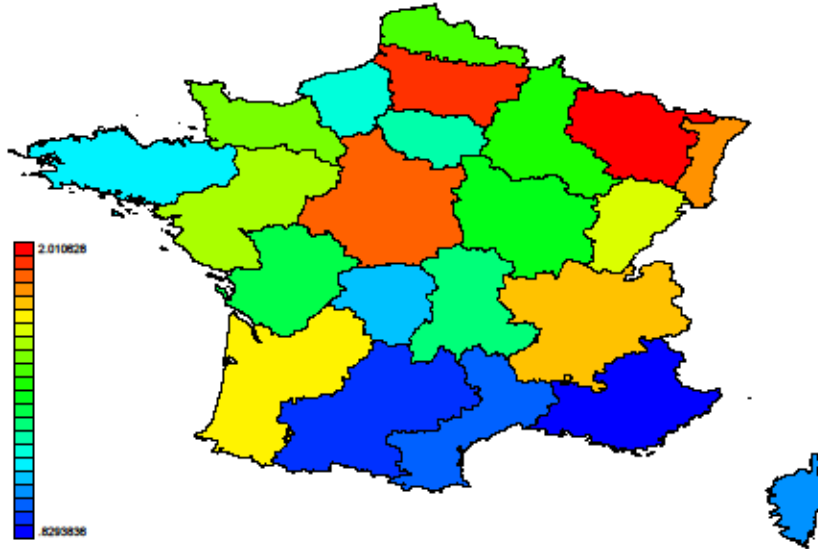


Figure 1: CO2 emissions per capita by region (2009)

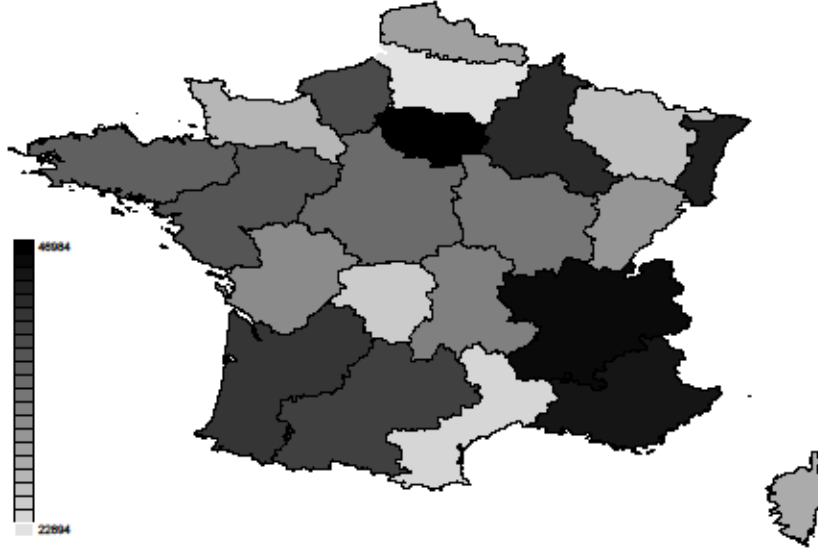


Figure 2: GDP per capita by region (2009)

Figure 2 shows the differences in GDP per capita between French administrative regions in 2009. The GDP per capita of the richest region (Ile de France) is twice that in the poorest regions (Nord-Pas-De-Calais, Languedoc-Roussillon and Corse).

Figures 3 and 4 depict temperatures and the annual number of frost days in 2009. They highlight that the Southern and Coastal regions are warmer than the Northern and Continental regions. These figures allow us to distinguish regions with high levels of GDP per capita and less need for heating (the PACA Region) from others with low incomes and greater heating needs as they are colder (Lorraine and Picardie).

3 The empirical model

Our objective is to model the determinants of per capita carbon dioxide emissions in the residential and commercial sectors. Insofar as income and heating are the key determinants of energy use in these sectors, we extend the empirical model of energy consumption in Ang (1987). Ang (1987) considers a quadratic logarithmic specification of the relationship between energy consumption and GDP. He aims to produce some empirical evidence on how the cross-sectional income elasticity of energy demand depends on the level of income per capita. He estimates per capita energy consumption without taking into account factors other than GDP per capita by introducing a quadratic

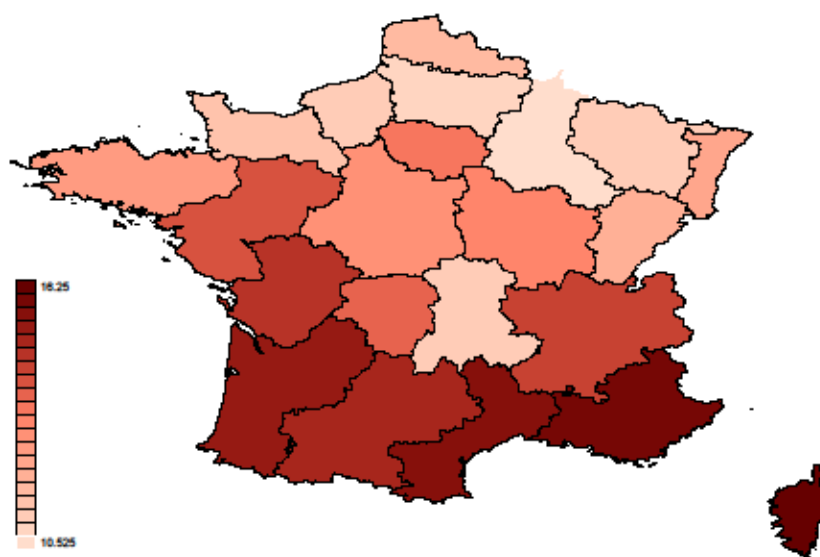


Figure 3: Temperatures by region (2009)

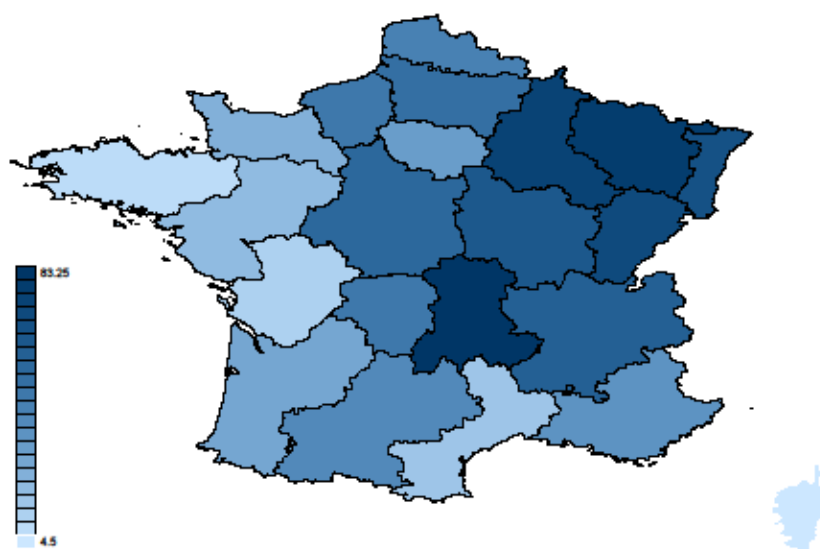


Figure 4: Number of annual frost days by region (2009)

term. Many other authors justify the introduction of a quadratic term. Destais *et al.* (2009) show that energy intensity experiences a more or less strong and long growth phase before reaching a turning point. Madlener (1996) reviews the results of several econometric modeling approaches of residential energy demand. He points out that the log-linear specification of the relationship between energy consumption and GDP suffers from a major drawback due to the underlying assumption of constant elasticity. This assumption is valid only if income do not differ considerably between regions. Moreover, the quadratic form function can be viewed as an approximation to a more complex function and constitutes an alternative solution to non-parametric approaches.

We first substitute energy consumption by carbon emissions from the residential and commercial energy consumption in Ang (1987)'s model. We then extend the model by adding weather information, energy prices and a proxy for heating technology as follows:

$$E_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 P_t^{gas} + \alpha_4 P_t^{oil} + \alpha_5 Tech_{it} + \alpha_6 T_{it} + \alpha_7 G_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where subscript i refers to the administrative region and t to the time period. E is the logarithm of per capita CO2 emissions in the residential and commercial sectors, Y the logarithm of per capita GDP, P^{gas} and P^{oil} the logarithms of the gas and heating-oil prices respectively, T the temperature and G the number of frost days. $Tech$ represents the ratio of gas to heating-oil consumption in the residential and commercial sectors, and serves as a proxy for heating technology. One significant advantage of panel data is that it allows us to control for unobserved heterogeneity. The choice between fixed-effects and random-effects models for panel data depends on whether the regional specific effects are correlated with the regressors or not. If the specific effects are correlated with the explanatory variables, we use a fixed-effects model:

$$E_{it} = \alpha + \alpha_{0i} + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 P_t^{gas} + \alpha_4 P_t^{oil} + \alpha_5 Tech_{it} + \alpha_6 T_{it} + \alpha_7 G_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

where α_{0i} measures the fixed-effect of region i . On the other hand, if the specific effects are not correlated with the explanatory variables, we can use a random-effects model:¹⁰

$$\begin{cases} E_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Y_{it}^2 + \alpha_3 P_t^{gas} + \alpha_4 P_t^{oil} + \alpha_5 Tech_{it} + \alpha_6 T_{it} + \alpha_7 G_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \mu_i + \omega_{it} \end{cases} \quad (3)$$

¹⁰We do not consider time fixed effects to reflect exogenous shocks that could affect all French regions in the same way as these would be collinear with the gas and heating oil prices. Energy prices are constant across regions and act like time-varying fixed effects.

Table 3: Estimation results of random effect and fixed effect models

Model	Random effects		Fixed effects	
GDP	9.158***	(3.012)	9.141***	(3.258)
GDP ²	-0.433***	(0.151)	-0.432**	(0.165)
Gas price	-0.350***	(0.100)	-0.409***	(0.107)
Heating-oil price	-0.066	(0.064)	-0.034	(0.069)
Technology	-0.052**	(0.021)	-0.044**	(0.022)
Temperature	-0.053***	(0.017)	-0.020	(0.025)
Frost days	0.001	(0.001)	6×10^{-4}	(7×10^{-4})
Constant	-44.494***	(15.041)	-44.736***	(16.208)
σ_μ	0.129			
σ	0.092		0.092	
F-test for individual effects				
F(21,191)	17.09 [0.000]			
Breusch-Pagan test for random effects				
$\chi^2_{(1)}$	329.99 [0.000]			
Hausman test of fixed effects versus random effects				
$\chi^2_{(6)}$	6.03 [0.420]			

Note: Standard errors are in (); *, ** and *** refer respectively to the 10%, 5% and 1% significance levels; P-values are in []. σ_μ and σ are respectively the estimated standard deviations of the random effect and the idiosyncratic error.

where μ_i is the random effect related to region i and ω_{it} represent the idiosyncratic error.

After estimating (2) and (3), we apply the standard tests (Breusch-Pagan and Hausman) to select the most adequate model.

4 Estimation results

Table 3 shows the estimation results from both fixed-effects and random-effects models. Fixed and random effect models are estimated using respectively the Within and GLS estimators. In both models, all of the estimated coefficients that are significant at the 5% level have the expected signs. The estimated parameters in both models are not significantly different from each other. Table 3 also lists a number of test results: *i*) the F-test of individual effects tests the null that $\alpha_{0i} = 0, \forall i$ in model (2); *ii*) the Breusch-Pagan test for random effects tests the null that $Var(\mu) = 0$ in model (3); and *iii*) the Hausman test strongly prefers the random-effects model. We thus retain the random-effects model for our analysis.

We explore the robustness of these estimates by checking for panel groupwise heteroskedasticity and cross-sectional correlation. We carry out a number of standard tests for panel groupwise heteroscedasticity (the LM, LR and Wald tests). We also carry out the test of cross-sectional

Table 4: Panel Groupwise Heteroscedasticity Tests

Lagrange-Multiplier Test	Likelihood-Ratio Test	Wald Test	Pesaran test
74.46***	81.85***	969.06***	6.667***

Note: The LM test, LR tests and Wald test consider the null hypothesis H0: Homoscedasticity against H1: Groupwise Heteroscedasticity; Pesaran's test of cross sectional independence considers the null hypothesis of cross-sectional independence against the alternative of cross-sectional dependence; *, ** and *** refer to the rejection of the null at the 10%, 5% and 1% significance levels, respectively.

dependence proposed by Pesaran (2004) and implemented in Stata by Sarafidis and De Hoyos (2006). These test results appear in Table 4 and strongly reject the null hypotheses of groupwise homoskedasticity and cross-sectional independence.

We consequently re-estimate model (3) using Feasible Least Squares to account for panel groupwise heteroskedasticity and cross-sectional correlation: the estimation results appear in Table 5. The estimated coefficients are similar to each other and very significant and have the expected sign. The estimated coefficient on heating-oil price is not significant at the conventional 5% level. This probably reflects some collinearity between heating-oil and gas prices: the two prices have a correlation coefficient of 0.93. They are constant between regions and thus work like time-varying fixed effects. The second explanation is that energy prices do not determine the choice between heating technologies. To avoid collinearity, we re-estimate model (3) excluding the heating-oil price using Feasible Least Squares. This corresponds to the general to specific approach which leads us to select a model where the parameter of the squared logarithm of GDP is zero. The results appear in Table 6.

The estimated parameters on log GDP per capita and its square reveal a positive and constant elasticity of GDP per capita relative to carbon-dioxide emissions per capita. A rise of 1% in the gas price results in 0.37% lower per capita emissions. The increase in the relative share of gas compared to heating-oil consumption, reflecting cleaner heating technology, reduces per capita emissions. The estimated coefficients on the weather variables (temperature and frost days) show that milder temperatures push per capita emissions downwards. All else equal, a rise in temperature of one degree Celsius is associated with a fall in log emissions per capita of 0.086 (or equivalently, a fall in emissions per capita of 0.08%). Analogously, ten more frost days per year increase emissions per capita by 0.01%. The impact of gas prices on CO2 emissions is then much larger than that of

Table 5: FGLS estimation results of the random effect model

	Panel Groupwise Heteroskedasticity			
	No cross-sectional correlation		Cross-sectional correlation	
GDP	5.892**	(2.475)	4.806***	(1.725)
GDP ²	-0.265**	(0.122)	-0.214**	(0.084)
Gas price	-0.260***	(0.092)	-0.278***	(0.106)
Heating-oil price	-0.099*	(0.057)	-0.100	(0.065)
Technology	-0.118***	(0.017)	-0.117***	(0.013)
Temperature	-0.080***	(0.007)	-0.086***	(0.005)
Frost days	0.001**	(0.0004)	0.0009***	(0.0003)
Constant	-28.69**	(12.44)	-22.713***	(8.698)

Note: Standard errors are in () ; *, ** and *** refer respectively to the 10%, 5% and 1% significance levels.

Table 6: FGLS estimation results of the restricted model

	Panel Groupwise Heteroskedasticity					
	No cross-sectional correlation		Cross-sectional correlation			
GDP	6.270**	(2.500)	4.742**	(2.268)	0.434***	(0.042)
GDP ²	-0.285**	(0.123)	-0.211*	(0.111)		
Gas price	-0.397***	(0.046)	-0.415***	(0.045)	-0.372***	(0.046)
Technology	-0.111***	(0.017)	-0.115***	(0.014)	-0.122***	(0.011)
Temperature	-0.080***	(0.007)	-0.085***	(0.006)	-0.086***	(0.005)
Frost days	9×10^{-4} ***	(4×10^{-4})	8×10^{-4} ***	(3×10^{-4})	0.001***	(3×10^{-4})
Constant	-30.233**	(12.563)	-22.088*	(11.454)	-0.458	(0.411)

Note: Standard errors are in () ; *, ** and *** refer respectively to the 10%, 5% and 1% significance levels.

weather conditions.

Figure 5 proposes a visual representation of the different estimated relationships between emissions per capita and GDP per capita in Table 6. All French regions have a positive elasticity of CO2 emissions per capita to GDP per capita.

Panel data analysis allows us to control for regional unobserved heterogeneity, and the random-effects model assumes that there is no correlation between the unobserved heterogeneity and the explanatory variables. Our regional effects here turn out not to be correlated with regional income, regional technologies, energy prices and the weather variables. We compute these regional specific effects μ_i from the residuals $\varepsilon_{it} = \mu_i + \omega_{it}$ with respect to the condition that μ_i and ω_{it} are normally distributed. For a particular region j , $\hat{\mu}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{jt}$.

Figure 6 plots these regional effects and reveals that, on average, all else equal, the emissions of those living in Lorraine, Aquitaine and Nord-Pas-De-Calais are higher than those of people living elsewhere: those living in Midi-Pyrénées, Auvergne, Limousin and PACA have the lowest emissions.

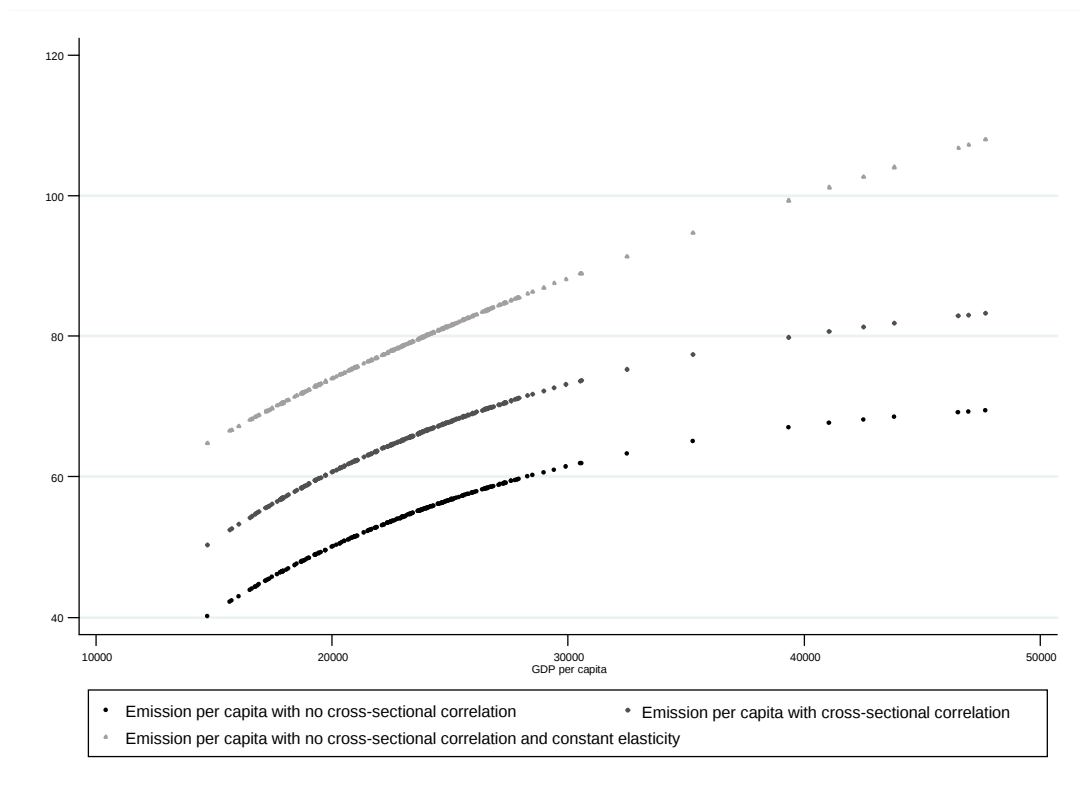


Figure 5: The conditional relationships between emissions per capita and GDP per capita

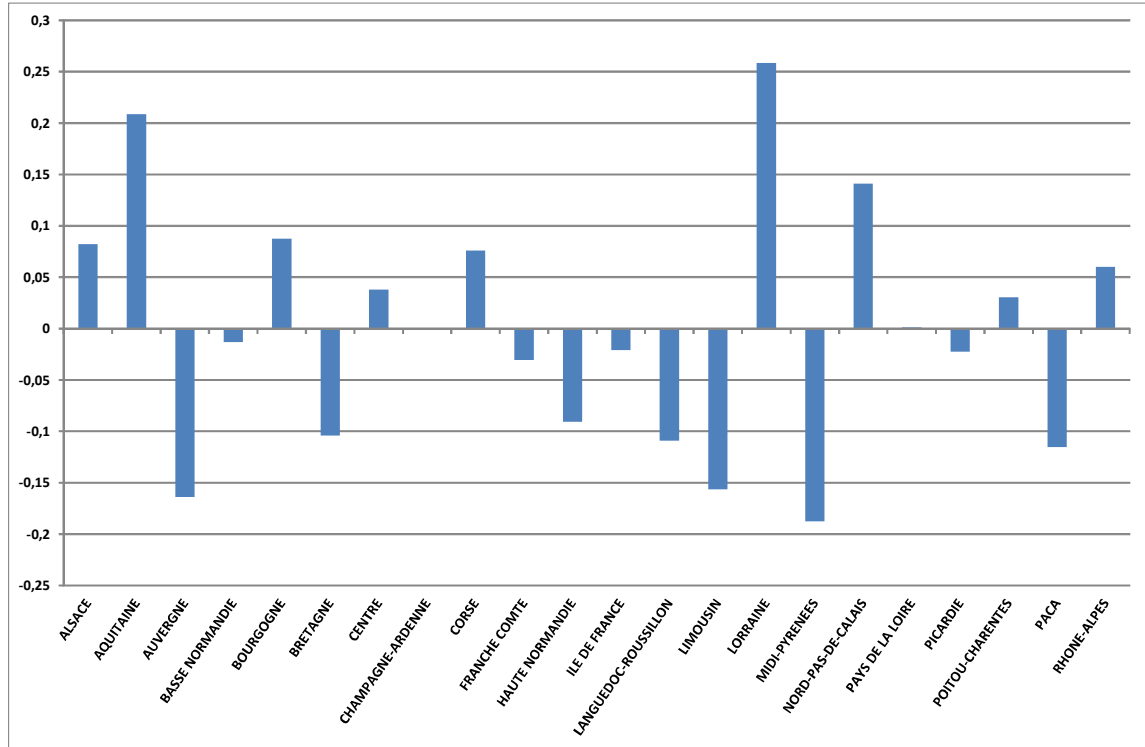


Figure 6: The estimated regional effects

This pattern may be explained by the average living area, the quality of the thermal insulation in housing, or simply by household habits.

5 Simulations

The French government has decided to implement a carbon tax per metric ton of CO₂ emitted. This climate-energy contribution rate will gradually increase from 7€/ton CO₂ emitted in 2014 to 14.5€ in 2015, 22€ in 2016 and 30.5€ in 2017, although there remain many exemptions to its application. We analyze the impact of this tax on income in each region using backward prediction. We focus on the direct consequences of carbon taxation on energy prices which is basically a limit, and only allows for short-term analysis.¹¹ In a first step, we use the results in Table 6 to predict

¹¹There has been extensive work done in the US on the regional distribution of a carbon tax. For example, Hassett *et al.* (2007) and Mathur and Morris (2012) calculate the burden of a carbon tax by studying the change in expenditures on the direct energy items as well as the indirect items *i.e.* all the other goods that a household buys whose prices will go up as a result of the tax. These papers show that while the direct burden of the tax is unevenly distributed across regions, the overall burden which includes not just the energy expenditures but all other expenditures that are likely to go up as a result of the tax is fairly evenly distributed. Following this literature, what becomes important to measure when looking at overall consumption expenditures is not just the expenditures on gas and home heating, but expenditures on all goods that a typical household consumes.

the logarithm of per capita dioxide emissions in the residential and commercial sectors, considering the carbon tax of 22€ per ton implemented in 2009. We calculate emissions for 2009 using the two following equations in turn:

$$\widehat{E}_{i2009} = -0.45 + 0.43Y_{i2009} - 0.372P_{2009}^{gas} - 0.12Tech_{i2009} - 0.08T_{i2009} + 0.001G_{i2009}; \quad i = 1, \dots, 22$$

$$\widehat{E}_{i2009} = -0.45 + 0.43Y_{i2009} - 0.372P_{2009}^{gas} - 0.12Tech_{i2009} - 0.08T_{i2009} + 0.001G_{i2009} + \widehat{\mu}_i; \quad i = 1, \dots, 22$$

where $\widehat{E}_{it}$ is the predicted logarithm of emissions per capita, P_t^{gas} the logarithm of the gas price including the corresponding carbon tax of 22€ per metric ton of CO₂,¹² and $\widehat{\mu}_i$ the estimated regional effect. In a second step, we calculate the corresponding regional tax revenues and compare the regional burden of this new tax system on regional income.

In order to avoid the regressive characteristics of the carbon tax, we calculate the monetary compensations required to ensure equal regional relative contributions. We consider a tax-fairness principle where all administrative regions pay the same proportion of their GDP.¹³ We calculate the average tax levy for 2009 corresponding to a uniform carbon tax of 22€ per metric ton and assume that each region imposes this average tax levy. We then analyze the two fiscal-policy adjustments required to ensure tax fairness as follows:

1. Downstream fiscal-policy adjustment (*ex-post*): we consider the implementation of a uniform carbon tax of 22€ per ton with lump-sum redistribution ensuring tax fairness.
2. Upstream fiscal-policy adjustments (*ex-ante*): we propose the implementation of differentiated regional carbon taxes ensuring that each region has the same tax rate (given by the regional ratio of tax receipts to GDP). We determine the regional carbon taxes by solving the following system of equations:

$$\begin{cases} Tax_revenue_i = population_i * Carbon_tax_i * \exp(\widehat{NE}_i) \\ \widehat{NE}_{i2009} = \widehat{E}_{i2009} - 0.372 * \ln \left[1 + \frac{2.3 * Carbon_tax_{i2009}}{P_{2009}^{gas}} \right] \end{cases}$$

¹² A carbon tax of 22€ per ton corresponds to an increase in natural gas prices of 50.6€ per toe.

¹³ When studying regressivity, what may be important is the burden on poor households within each region. This can only be done with the use of microdata which allows to tabulate all expenditures at the household level, and then to analyze the effect of a tax at the household level. In this paper, we use data at a regional level. Therefore, we consider the impacts of a carbon tax on regional inequalities. In particular, the paper asks the question that since the colder regions are also the poorer regions, is a carbon tax policy likely to exacerbate inequalities?

where $\widehat{NE}_i$ denotes log emissions per capita when regional carbon taxes are imposed, and $\widehat{E}_i$ predicted log emissions per capita before the introduction of carbon taxation. The solution is given by numerically solving the following equation:

$$Carbon_tax_{i2009} = \frac{Tax_revenue_{i2009}}{population_{i2009} * \exp \left[\widehat{E}_{i2009} - 0.372 * \ln \left[1 + \frac{2.3 * Carbon_tax_{i2009}}{P_{2009}^{gas}} \right] \right]}$$

The simulation results are presented in Tables 7 and 8.¹⁴ Table 7 and Figures 7 to 9 show the simulation results when the regional effects are omitted. The implementation of a uniform carbon tax of 22€ per ton yields an emission abatement of 2.41%. Figure 7 shows the inequality implications of the carbon tax. For instance, the richest region, Ile de France, is the smallest contributor to tax revenues, at 0.05% of its GDP. The region of Languedoc-Roussillon, one of the poorest regions and the least polluting, contributes 0.10% of its GDP to tax revenues. The greatest contributors to tax revenues such as Lorraine have a tax burden almost three times larger than that of the lowest contributor. To avoid this additional regional regressivity from the carbon tax and enhance the acceptability of environmental tax reform, the Government should correct these distortions. We empirically assess the consequences of two alternative policies to compensate for higher inequality: downstream vs upstream fiscal adjustment (See Table 7). When the policy consists of the lump-sum redistribution of tax revenues, we show that three regions have to contribute positively, in addition to their environmental contribution: Ile de France, Midi-Pyrenées and Corsica. While households in Midi-Pyrenées and Corsica have to pay less than 2€ per capita per year, those in Ile de France, the richest region in France, have to pay 20.61€ per capita per year, which is a more significant amount. By way of comparison, the average cost per capita of the climate policy in Europe is about 160€ per year. The Lorraine region is the main recipient (11.6€ per capita per year). If the Government decides to implement a heterogeneous carbon tax rate, we observe the same national ranking in terms of payments. Households living in the Ile de France pay 41.20€ for one ton of carbon emitted while those living in Lorraine pay 14.47€. Last, we compare the environmental consequences of these two policies and show that the lump-sum redistribution policy is slightly more efficient in terms of global emissions abatement (-2.417% vs -2.411%). This difference is explained

¹⁴These tables present the average values of CO2 emissions, tax rates, tax revenues and compensations. Actually, we should present the corresponding confidence intervals. But given the number of intervals, these additional informations would dilute the main message of the paper.

Table 7: Simulation results of carbon taxation excluding regional specific effects

Administrative regions	Uniform taxation at 22€ per ton			Regional carbon taxes	
	Emission reduction	Tax revenue ratio	Lump-sum redistribution per capita (in Euro)	Emission reduction	Regional tax (in Euro/ton)
Alsace	-2.417%	0.126%	7.975	-1.866%	16.805
Aquitaine	-2.417%	0.102%	1.520	-2.286%	20.749
Auvergne	-2.417%	0.135%	9.433	-1.743%	15.661
Basse Normandie	-2.417%	0.142%	10.81	-1.655%	14.839
Bourgogne	-2.417%	0.118%	5.461	-1.987%	17.935
Bretagne	-2.417%	0.124%	6.895	-1.902%	17.138
Centre	-2.417%	0.129%	8.255	-1.822%	16.395
Champagne-Ardenne	-2.417%	0.128%	8.226	-1.844%	16.598
Corsica	-2.417%	0.096%	-0.232	-2.442%	22.230
Franche Comte	-2.417%	0.141%	10.66	-1.668%	14.467
Haute Normandie	-2.417%	0.116%	4.997	-2.032%	18.350
Ile De France	-2.417%	0.053%	-20.69	-4.362%	41.203
Languedoc-Roussillon	-2.417%	0.104%	1.671	-2.252%	20.427
Limousin	-2.417%	0.122%	6.039	-1.921%	17.316
Lorraine	-2.417%	0.146%	11.61	-1.615%	14.472
Midi-Pyrenées	-2.417%	0.092%	-1.221	-2.536%	23.123
Nord-Pas-De-Calais	-2.417%	0.127%	7.240	-1.853%	16.678
Pays de la Loire	-2.417%	0.1151%	4.871	-2.038%	18.413
Picardie	-2.417%	0.098%	0.211	-2.396%	21.787
Poitou-Charente	-2.417%	0.107%	2.497	-2.188%	19.820
PACA	-2.417%	0.099%	0.663	-2.361%	21.459
Rhône-Alpes	-2.417%	0.109%	3.723	-2.143%	19.400

by households not taking into account the ex-post lump-sum redistribution, and supporting a relatively high carbon tax rate, except for those in the Ile de France.

Table 8 shows the simulation results when the regional specific effects in Figure 6 are taken into account. As mentioned in a number of reports (Bureau, 2012, and Senit, 2012), the political economy of the carbon tax in France is key to the successful implementation of that policy.¹⁵ One way to raise the probability of success of any environmental tax policy is to make it more acceptable at the individual or appropriate aggregate level. A narrow interpretation of social acceptability suggests that agents who bear a heavier cost from the policy should be compensated accordingly. In our case, this means that regional specific effects should be considered. These effects

¹⁵Faced with opposition from public opinion as well as practical and legal difficulties, the government decided to abandon two eco-taxation projects: *(i)* in 2009, the government considered implementing a carbon tax, at a rate equal of €17/ton CO₂ ; *(ii)* in 2012, the newly-elected government set up a green tax on road freight that produced substantial protests and strikes.

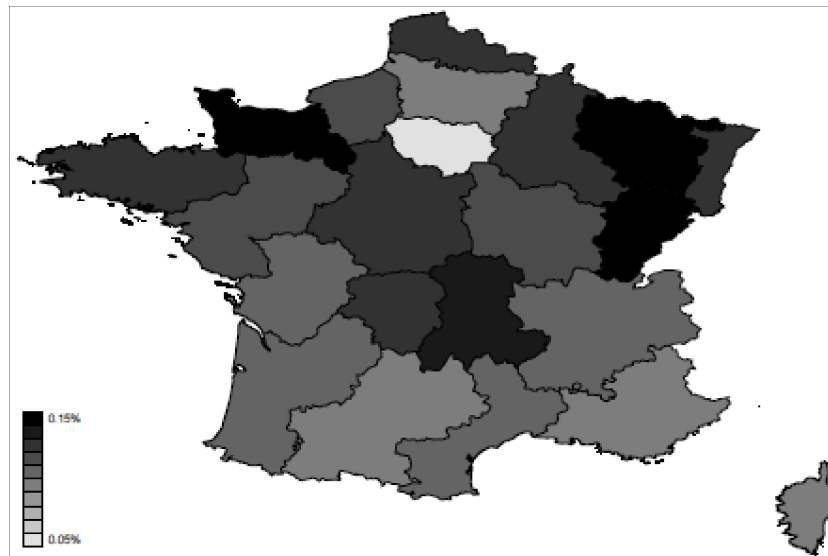


Figure 7: Tax revenue / GDP

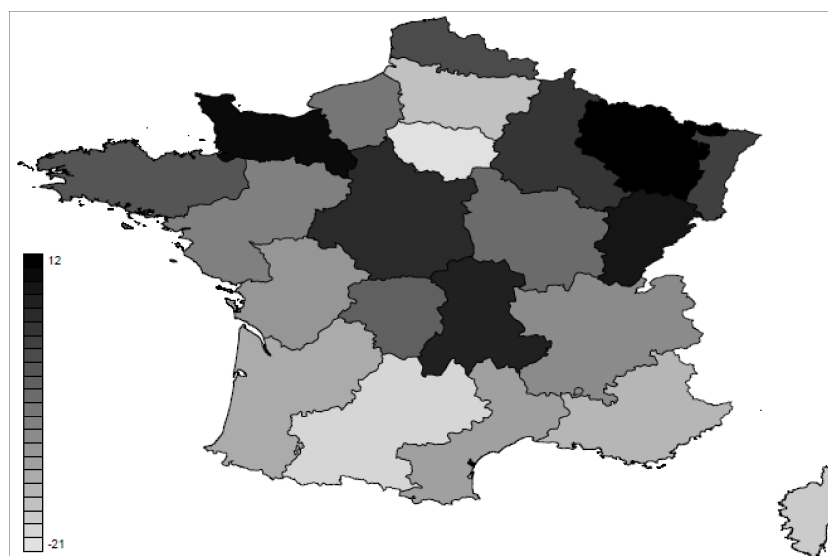


Figure 8: Lump-sum compensation schemes

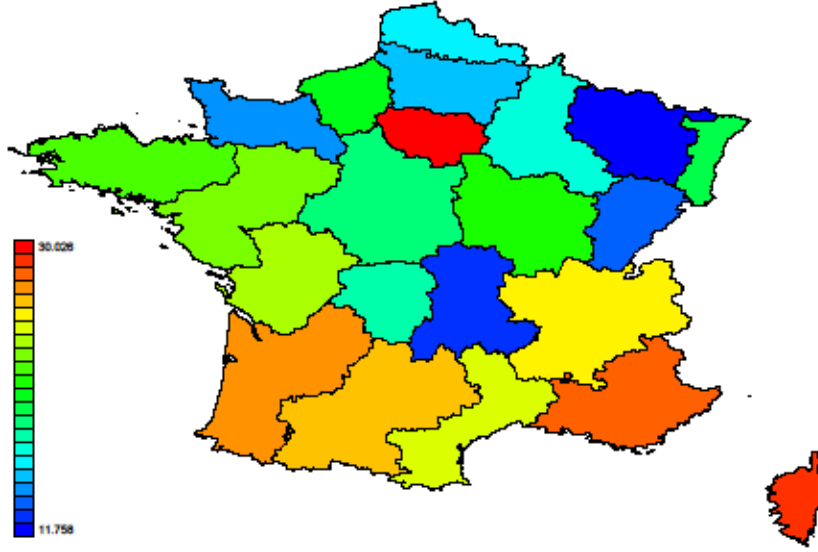


Figure 9: Regional carbon taxes ensuring equity

are obviously constant over time and reflect the structural differences between regions. They may be related to housing characteristics or heating habits.

Here again, a uniform carbon tax of 22€ per ton results in emission abatement of 2.41%. The contribution of the Ile de France is 0.05% of its GDP, while that of Lorraine is nearly 0.19%. The simulation results of the lump-sum redistribution policy show that five regions have to contribute positively: Ile de France, Midi-Pyrénées, PACA, Languedoc-Roussillon and Picardie. Households in these regions have to pay, respectively, 21.79€, 5.75€, 2.70€, 1.09€ and 0.58€ per capita per year. The Lorraine region is still the main beneficiary (21.5€ per capita per year). If the Government decides to implement a heterogeneous carbon tax, we observe the same national ranking. Households living in the Ile de France have to pay 42.68€ for one ton of carbon emitted, while those in Lorraine pay 11.28€. The comparison of the environmental consequences of these two policies show that the lump-sum redistribution policy is more efficient in terms of global emissions abatement (-2.417% vs -2.355%).

The regional specific effects turn out to have a considerable impact on policy design. Regions with higher specific effects have a lighter tax burden, either from greater compensation or a lower contribution.

Taking into account the regional specific effects brings some interesting results. If we consider

Table 8: Simulation results of carbon taxation including specific regional effects

Administrative regions	Uniform taxation at 22€ per ton			Regional carbon taxes	
	Emission reduction	Tax revenue ratio	Lump-sum redistribution per capita (in Euro)	Emission reduction	Regional tax (in Euro/ton)
Alsace	-2.417%	0.137%	10.578	-1.743%	15.662
Aquitaine	-2.417%	0.126%	7.531	-1.886%	16.993
Auvergne	-2.417%	0.115%	4.087	-2.074%	18.754
Basse Normandie	-2.417%	0.141%	10.076	-1.697%	15.239
Bourgogne	-2.417%	0.129%	7.888	-1.847%	16.628
Bretagne	-2.417%	0.111%	3.428	-2.133%	19.312
Centre	-2.417%	0.134%	9.200	-1.778%	15.988
Champagne-Ardenne	-2.417%	0.127%	7.871	-1.868%	16.828
Corsica	-2.417%	0.103%	1.261	-2.295%	20.845
Franche Comte	-2.417%	0.137%	9.338	-1.741%	15.648
Haute Normandie	-2.417%	0.106%	1.990	-2.249%	20.404
Ile De France	-2.417%	0.052%	-21.79	-4.164%	42.683
Languedoc-Roussillon	-2.417%	0.093%	-1.097	-2.538%	23.155
Limousin	-2.417%	0.105%	1.555	-2.268%	20.585
Lorraine	-2.417%	0.189%	21.494	-1.267%	11.283
Midi-Pyrenées	-2.417%	0.076%	-5.756	-3.083%	28.418
Nord-Pas-De-Calais	-2.417%	0.146%	11.549	-1.633%	14.643
Pays de la Loire	-2.417%	0.115%	4.573	-2.061%	18.637
Picardie	-2.417%	0.096%	-0.580	-2.480%	22.599
Poitou-Charente	-2.417%	0.110%	2.987	-2.150%	19.472
PACA	-2.417%	0.088%	-2.701	-2.676%	24.480
Rhône-Alpes	-2.417%	0.116%	5.342	-2.046%	18.491

the compensating revenues (see columns *Lump-sum redistribution per capita (in Euro)* in tables 7 and 8), we find that the redistribution gives a premium to the highest polluters (for financial equity reasons), which could be an argument in favor of acceptability. For instance, as the specific effects in region PACA decrease its emissions (insulation is better, behavior of households is environmental friendly...), they increase its financial contribution for equity objectives. These properties enlighten the trade-off between equity and environmental efficiency of the carbon tax policy.

6 Conclusion

We highlight the geographical heterogeneity of French regions and its consequences on the implementation of a carbon tax. We have shown that a homogenous carbon tax rate implies geographical differences in the tax burden that increase household inequality; a region-specific carbon tax instead allows these inequalities to be compensated. We simulated two policy options: regional lump-sum redistribution and differentiated regional carbon taxes. We conclude that the lump-sum redistribution policy is more efficient in terms of emission abatement. This likely represents the costless way of implementing environmental policy without compromising social acceptability. In France, a national program is devoted to ensure equality between regions. Interregional compensation transfers already exist (Rebate and Abatement Schemes). In 2016, they account for almost 13.6% of the government's financial transfers to local authorities (P.L.F., 2016). These transfers must alleviate the malfunctioning in the collection of property taxes and business taxes. We propose to also take into account the financial compensation due to the inequalities generated by the carbon tax on households. One final issue is the form of the redistribution. Obviously, a simple reimbursement to regions would be economically and environmentally inefficient in the long term, as it would not change behavior. One option would consist in subsidizing new green investments in environmental technologies in order to accelerate the energy transition.

References

- B.W. Ang. A cross-sectional analysis of energy-output correlation, *Energy Economics*, 9(4), 274-286, 1987.
- M. Bessec and J. Fouquau, The non-linear link between electricity consumption and temperature

- in Europe: A threshold panel approach, *Energy Economics*, 30(5), 2705-2721, 2008.
- G. Destais, J. Fouquau and C.Hurlin, Energy Demand Models: A Threshold Panel Specification of the “Kuznets Curve”, *Applied Economics Letters*, 16(12), 1241-1244, 2009.
- B. Bureau. Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France, *Energy Economics*, 33(1), 121-130, 2011.
- D. Bureau, The political economy of the 2009 French carbon tax project, Working Party on Integrating Environmental and Economic Policies, OECD, 2012.
- P. Ekins and S. Dresner. The Distributional Impacts of Economic Instruments to Limit Greenhouse Gas Emissions from Transport, Policy Studies Institute, 2004.
- R. Engle, C. Granger, J. Rice and A. Weiss, Semiparametric Estimates of the Relation Between Weather and Electricity Sales, *Journal of the American Statistical Association*, 81(394), 310-320, 1986.
- L.G. Giraudet, C. Guivarch and P. Quirion, Comparing and combining energy saving policies. Will proposed residential sector policies meet French official targets ?, *Energy Journal*, 32(SI1), 213-242, 2011.
- K. A. Hassett, A. Mathur and G. E. Metcalf. The Incidence of a U.S. Carbon Tax: A Lifetime and Regional Analysis, *The Energy Journal*, 30(2), 157-179, 2009.
- R. Madlener. Econometric Analysis of Residential Energy Demand: A Survey, *Journal of Energy Literature*, 2, 3-32, 1996.
- A. Mathur and A. Morris. Distributional effects of a carbon tax in broader U.S. fiscal reform, *Energy Policy*, 66(C), 326-334, 2014.
- G.E. Metcalf. Designing a Carbon Tax to Reduce U.S. Greenhouse Gas Emissions, *Review of Environmental Economics and Policy*, 3(1), 63-83, 2009.
- G.E. Metcalf, J.F. Holak, H. Jacoby, S. Paltsev, and J. Reilly. Analysis of U.S. Greenhouse Gas Tax Proposals. NBER Working Paper No. 13980, 2008.
- Ministry of Finance and Public Accounts. Projet de loi de finances pour 2014, Évaluations préalables des articles du projet de loi, France, 2013.

- V. Nichele, J.M. Robin. Simulation of indirect tax reforms using pooled micro and macro French data. *Journal of Public Economics*, 56(2), 225-244, 1995.
- OECD. OECD Environmental Performance Reviews: France 2016, OECD Publishing, Paris, 2016.
<http://dx.doi.org/10.1787/9789264252714-en>
- M.H. Pesaran. General diagnostic tests for cross section dependence in panels, *Cambridge Working Papers in Economics*, 0435, University of Cambridge, 2004.
- P.L.F. Transferts financiers de l'Etat aux collectivités territoriales, Annexe au projet de Loi de Finances. *Projet Loi de Finances, République Française*, 2016.
- N. Ruiz and A. Trannoy. Le caractère régressif des taxes indirectes : les enseignements d'un modèle de microsimulation, *Economie et Statistique*, 413, 21-46, 2008.
- V. Sarafidis and R.E. De Hoyos. On testing for cross sectional dependence in panel data models, mimeo, University of Cambridge, 2006.
- C-A. Senit, The politics of carbon taxation in France: preferences, institutions, and ideologies, Working Paper No.20/12, IDDRI SciencesPo, 2012.
- SOeS, Observation and Statistics Department (SOeS) of the French Ministry of Environment and Energy. <http://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/accueil.html>
- R.S.J. Tol, S. Petrick and K. Rehdanz. The Impact of Temperature Changes on Residential Energy Use. University of Sussex, Economics Department Working Paper Series, No.44-2012, 2012.
- M. Wier, K. Birr-Pedersenb, H. K. Jacobsenc and J. Klok. Are CO2 taxes regressive? Evidence from the Danish experience, *Ecological Economics*, 52(2), 239-251, 2005.

CO_2 emissions from the residential sectors in Europe: drivers and distributive consequences

(Document de travail, version provisoire)

Dorothee Charlier^a, Mouez Fodha^b, Djamel Kirat^c

(a) University of Savoie Mont-Blanc and IREG.

(b) Paris School of Economics and University Paris 1 Panthéon-Sorbonne.

(c) University of Orleans and LEO.

April 27, 2017

Abstract

This paper investigates empirically the causal factors of the CO_2 emissions from the residential sectors for 14 European countries during the 1990 – 2012 period. We find significant effects of both economic and climatic variables on CO_2 emissions. We compute the distributional impacts of a European carbon tax ($20e/ton$) and show that it increases the inequalities among countries, in terms of tax revenue-to-GDP ratio. We finally simulate the country-specific carbon tax policies that equalize the burden among countries. We define the compensatory transfers that may correct these inequalities, increasing therefore the acceptability of the environmental policy. Basically, these transfers represent (in average) 5% of the cost of the European Union climate and energy package.

Keywords: CO2 emissions, distributional effects, geographical heterogeneity, residential sector, panel data.

JEL classification: E62 - H23 - Q48.

1 Introduction

Can we consider the carbon tax as an efficient complement to the EU ETS for the still unregulated emissions, like the CO_2 emissions from the residential¹ sectors? In 2014, five European countries (out of 28 members)

¹ CO_2 emissions from the residential sectors represent more than 20% of total emissions in Europe.

Table 1: Carbon taxation in Europe in 2014

Country	Amount of	Establishing
	carbon tax	
	2013-2014 (€ per tCO ₂)	
Finland	30	1990
Norway	4-69	1991
Sweden	160	1991
Denmark	31	1992
Ireland	20	2010
UK	15	2013
France	7	2014

impose a carbon tax, without any coordination at the European level (see Table 1). In 2011,² the E.C. proposed the “Introduction of an additional uniform CO₂-related tax: this tax would be added to the taxes already levied under the Taxation Directive Energy and complement the E.U. emission trading system”.³ This CO₂ tax would be set at €20 per ton. More recently, the OECD (2013) suggested that carbon taxes and emission trading systems are the most cost-effective means of reducing CO₂ emissions, and should be at the center of government efforts to tackle climate change.

The objective of this paper is to measure the consequences of the geographical and economic heterogeneities on the burden of the carbon tax. We use a panel data of 14 European countries over the period 1990-2012. The study of the geographical characteristics highlights heterogeneities among these countries. For instance (see Figure 1), there is up to 4000 Heating Degree Days⁴ gap between European countries. There are also significant differences in terms of energy consumption and CO₂ emissions.

The development level and wealth of European countries are also different (see Figure 2); some countries such as Poland, Hungary and the Czech Republic have GDP per capita below 10 000 € yearly, which is less than a quarter of the GDP per capita of the richest countries like Norway and Denmark. Finally, the energy characteristics are also country specifics, i.e. energy prices and energy mixes (gas, electricity, coal and oil) are very different from one European country to another. The Scandinavian countries use mainly

²A uniform carbon taxation in Europe was suggested in the 90’s, first in the White Paper on “Growth, competitiveness and employment” (1993) and then in Dreze and Malinvaud (1994). It gave birth to huge debates mainly on the macroeconomic consequences of ecotaxation.

³Impact Assessment Accompanying document to the Proposal for a Council Directive amending Directive 2003/96/EC restructuring the Community framework for the taxation of energy products and electricity - COM(2011) 169 final - SEC(2011) 410 final, Commission Staff Working Paper, European Commission, 2011.

⁴It reveals the significant differences between European countries in terms of heating needs.

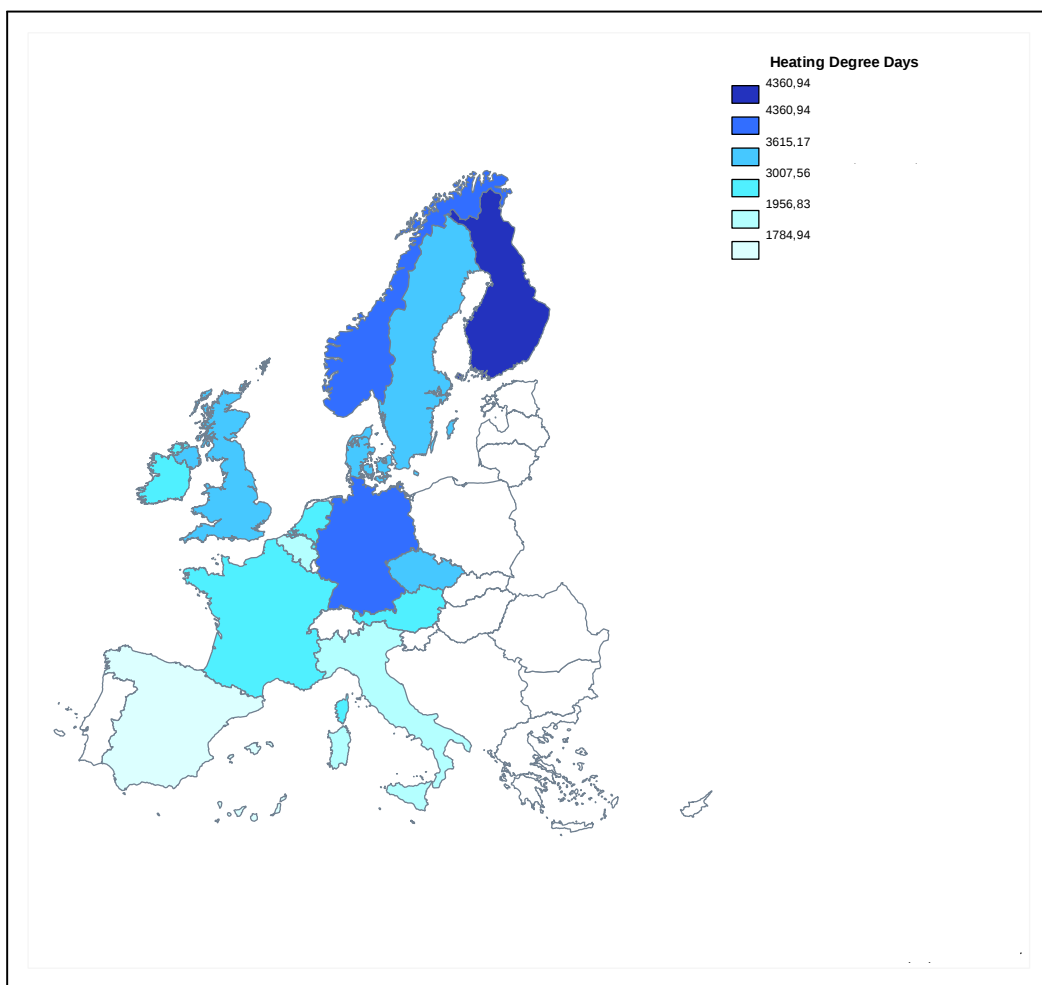


Figure 1: Emissions per capita in 2012 and average GDP growth rate

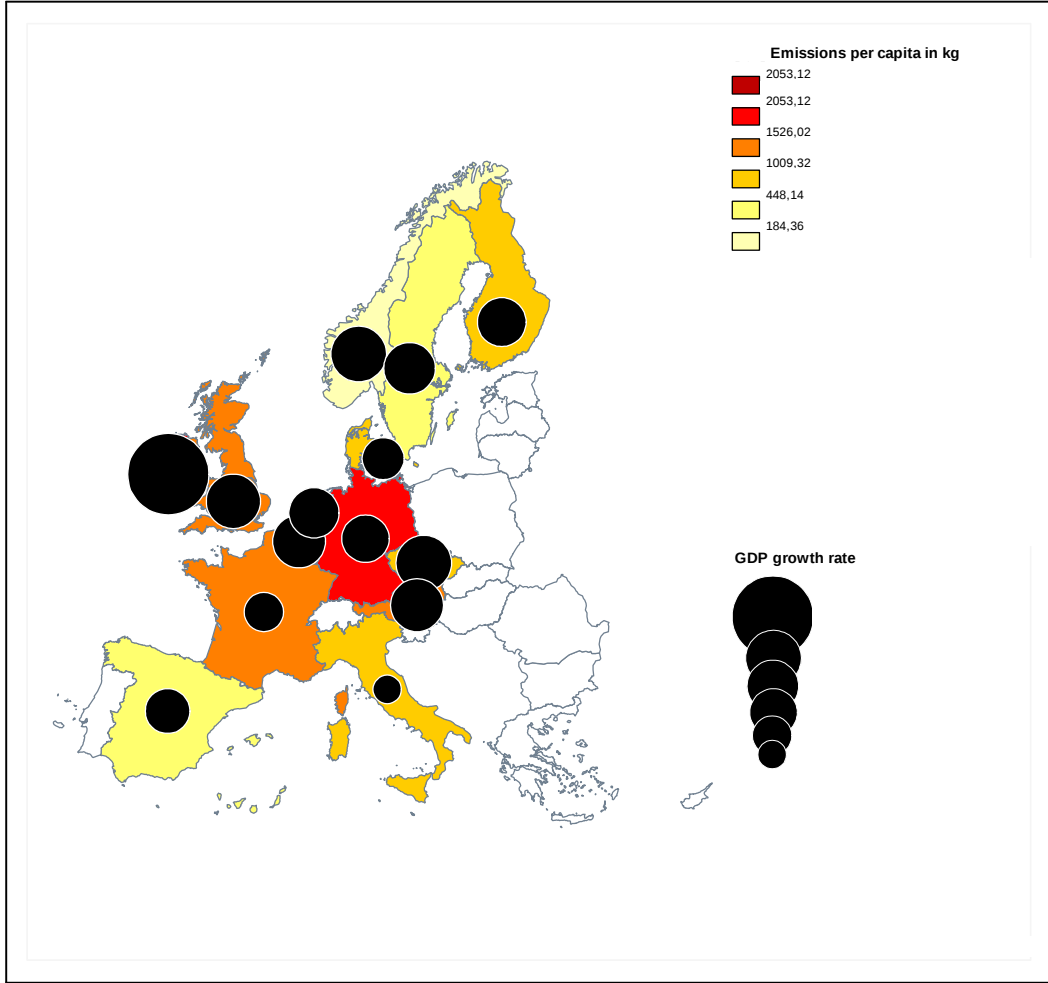


Figure 2: Emissions per capita in 2012 and average GDP growth rate

electricity for heating. In contrast, in Poland, the share of coal is between 40% and 65%, while the UK and the Netherlands use mainly natural gas (nearly 70%).

These characteristics have obviously important consequences on the energy consumption of households. Imposing a homogenous European carbon tax rate would imply geographical differences in the tax burden that could raise inequalities among households. Our contribution relies on the analysis of the potential interregional compensations that European authorities could implement in order to correct for the regressive characteristics of the carbon tax.⁵

This paper relates to two strands of the literature: the first branch of the literature examines the link between economic growth and pollutant emissions; and the second branch looks at the determinants of energy consumption.

⁵For the french case, Bureau (2012) and Senit (2012) conclude that the acceptability of the environmental policies is an important issue.

The first part of the literature analyzes the environmental consequences of economic growth. The relationship between economic growth and pollution was the subject of intense research over the past few decades. Several empirical studies have suggested that there is an inverted U-shaped relationship between income per capita and pollutant emissions (Environmental Kuznets Curve, EKC). Since the beginning of the 1990's, the EKC has become an essentially empirical research issue, following the studies of Grossman and Krueger (1993), but the general conclusions are ambiguous. Many authors claim that there is no evidence supporting the EKC hypothesis and they rather report a monotonically increasing or decreasing relationship between pollution and income per capita (Holtz-Eakin and Selden (1995), Torras and Boyce (1998), Hettige *et al.* (1999), de Bruyn *et al.* (1998), and Roca *et al.* (2001)).

The second branch of the literature analyzes the determinants of the energy demand and the impacts of energy price variations on energy demand, welfare and equity. Most part of the econometric studies usually takes into account revenue and climatic determinants separately. Regarding the interactions between energy demand and incomes, there exists a significant inverted U-shaped relationship (see for instance Ang (1987) or Destais *et al.* (2009)). Conversely, there is no consensus concerning the relations between the climatic variables and the energy demand. Engle *et al.* (1986) find a V-shaped relationship while Bessec and Fouquau (2008) put in light a U-shaped one. Tol *et al.* (2012) combines climatic conditions, revenues and energy prices and find significant impacts of all these variables on carbon emissions.

Our article is close to Tol *et al.* (2012) but we depart from it by simulating the consequences of carbon taxation, in terms of country specific costs and inequalities. Indeed, the environmental taxes often appear to be regressive. Metcalf *et al.* (2008) and Metcalf (2009) consider the possible distributional impacts of carbon taxes in the United States. These studies show that environmental taxes are highly regressive. Wier *et al.* (2005) confirms the regressive properties of such reforms for the Danish case. Ekins and Dresner (2004) consider the distributional impact of introducing a carbon tax and increasing fuel duty for United Kingdom. It is found that, under some specific and well-designed compensation schemes, a carbon tax can be made progressive, but that the tax would make those currently worst affected by fuel poverty more badly off. Regarding the French case, Bureau (2011) shows that the distributional effects of a carbon tax on car fuels are likely to be regressive before revenue recycling. There has been also extensive work done in the US on the regional distribution of a carbon tax (Hassett *et al.*, 2007, Mathur and Morris, 2012) which partially confirm these inequality consequences.

In this paper, we rely on climatic and economic differences among European countries to enlighten the regressive properties of a carbon tax. This focus distinguishes our paper from related work. The objective is first to measure the effects of the climatic and macroeconomic determinants on the CO_2 emissions of households. Secondly, we rely on the econometric results to measure the consequences of a European carbon tax among heterogeneous countries.

Our investigation is based on non-stationary panel data models. We estimate a long-term relationship

between carbon emissions per capita, GDP per capita and energy prices. We simultaneously estimate the corresponding short-term relationship using an error correction modelling approach. Our results show that there is a strong long-term relationship between CO_2 emissions per capita, GDP per capita and energy prices around a slightly decreasing trend. We also show that there is a significant and strong adjustment to disequilibrium. We find that the climatic variables play no role in the long-term, but they represent a key factor explaining emissions in the short-term. Finally, we conclude that the short-term drivers of CO_2 emissions are no longer determinants in the long-term, and *vice versa*. Finally, we compute the local consequences of the carbon tax project on the tax burden. We then show that the carbon tax leads to inequalities in the tax burden, measured by the ratio of “tax revenues over GDP” in each country. We then argue that an environmental tax reform requires specific redistribution among countries. The amount should not be set equal for all countries but should depend on some geographical characteristics. We finally propose a set of compensatory scenarios and policy tools that could correct for the inequalities generated by the environmental tax reform. Hence, the environmental tax could be a feasible policy tool for Europe to fight carbon emissions.

The rest of the paper is structured as follows. Section 2 describes the data used. Section 3 presents the methodological approach and section 4 the empirical findings. Simulation results are presented in section 5. Finally, some conclusions are drawn in the last section.

2 Data

The study is based on a balanced panel data set for a sample of 14 European Countries over the period 1990 to 2012.⁶ Data are obtained from various sources which includes Odyssee databases and International Energy Agency. E_{it} for a given country i in year t is the CO_2 emission per capital measured in kilogram (kg) in the residential sector without taking into account electricity.⁷ Y_{it} is the GDP per capita in purchasing power parity and constant Euros prices. P^{gas} and P^{oil} are respectively the gas price and heating-oil price in euros per MWh. Then, to measure the climatic conditions, the data on Heating Degree-Day (Hdd_{it}) are used. The actual number of heating degree days is an indicator of the winter severity, and thus of the heating requirement. It is calculated as the sum over each day of the heating period (e.g. October to April) of the difference between a reference indoor temperature (usually $18^\circ C$) and the average daily temperature. For instance, if the average temperature of a day in winter is $5^\circ C$, the number of degree day of that day is 13 degree days (*i.e.* $18^\circ - 5^\circ$). Higher the number of Degree-Days, higher the severity of the winter. Our final sample consists of 322 observations. The main descriptive statistics are presented in tables 2 and 3.

⁶The countries are Austria, Belgium, Czech Republic, Denmark, Finland, France, Germany, Ireland, Italy, Netherlands, Spain, Sweden, United Kingdom and Norway.

⁷It is possible to distinguish carbon dioxide emissions due to fossil fuels and carbon dioxide emissions taking into account electricity. In the purpose of the paper, only residential emissions due to fossil fuels are considered.

Table 2: Summary Statistics 1/2

VARIABLES	mean	Standard deviation	Minimum	Maximum
E : Emissions per capita	997.6812	541.2307	62.87769	2570.7
P^{gas} : Gas price	67.35687	45.57887	6.890863	227.4687
P^{oil} : Oil price	54.73867	29.66472	3.266955	154.9605
Y : GDP per capita	27501.99	9093.331	6847.825	54867.58
Hdd : Heating Degree Day	2874.161	820.9973	1481.522	4947

Table 3: Summary Statistics 2/2

	E	Y	P^{gas}	P^{oil}	Hdd
Austria	1096.693	27749.97	66.54879	48.89157	2966.667
Belgium	2053.121	26293.15	60.55539	38.61557	1880.904
CZR	978.4801	9094.789	41.05008	41.21938	3470.516
Denmark	761.2083	35270.9	104.2284	79.23519	3151.565
Finland	448.1357	26475.83	18.72532	46.87147	4360.943
France	1009.32	26393.06	63.23933	48.51241	1956.826
Germany	1448.03	26279.94	70.43976	40.11754	3615.173
Ireland	1677.772	30904.74	67.08443	52.6024	2078.037
Italy	888.6237	23225.62	88.47135	90.94468	1930.793
Netherlands	1220.734	29258.74	69.23572	56.1984	2863.087
Spain	404.6798	18534.16	74.03827	44.44772	1784.939
Sweden	422.6646	30924.98	149.4871	75.51326	3482.348
UK	1373.718	26980.8	48.33538	36.4282	3007.563
Norway	184.3584	47641.2	21.55698	66.74364	3688.894

Huge disparities exist between countries. For example, gas prices in the United Kingdom are only 1.17 times higher than in Czech Republic while that GDP per capita is 2.96 times higher. Figure 3 shows the link between climate variation measured as the difference between HDD and reference HDD and carbon emissions per capita. A positive value means that the number of HDD is higher than the reference value in the year considered. This is a way to measure winter severity. We note a positive relation between cold peaks and emission peaks. For example, in 2006, the winter was very cold and we note a peak of carbon emissions in the same year. The same relation is noticed in 2010. Thus, in a short period, a correlation seems exist between the number of HDD and emissions. However, after each peak, CO_2 emissions fluctuate around their trend.

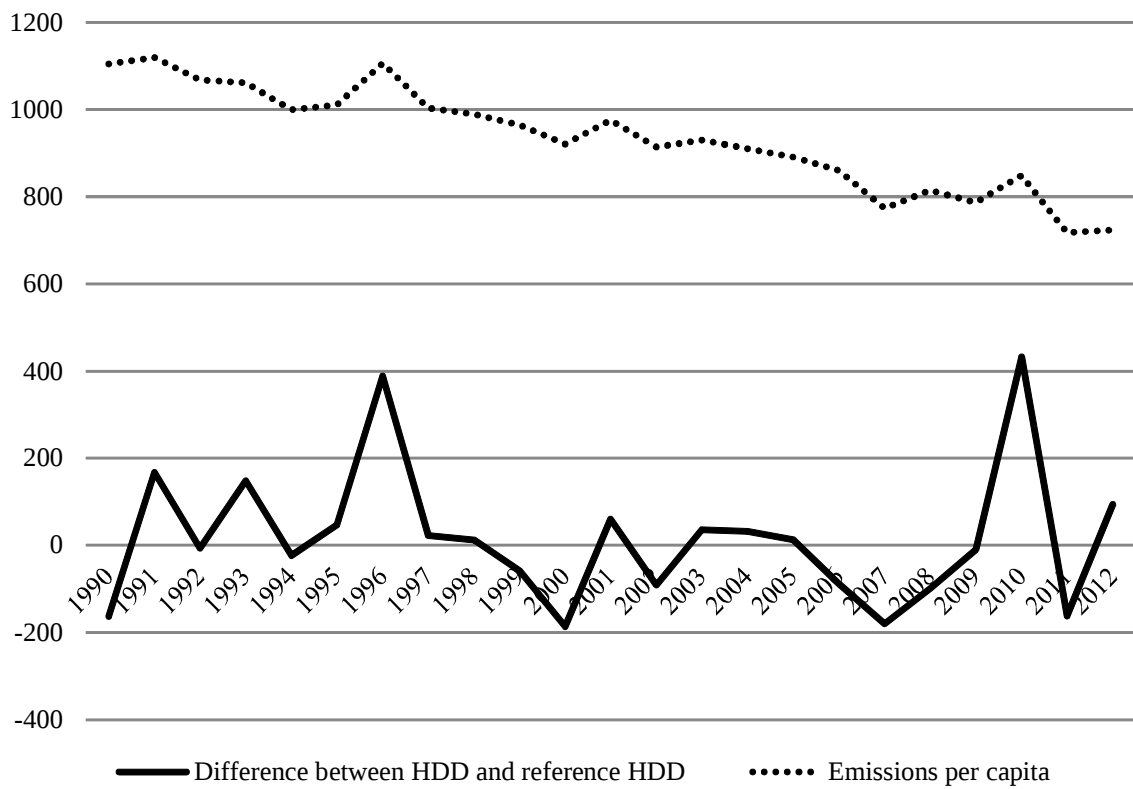


Figure 3: Winter severity and emissions per capita

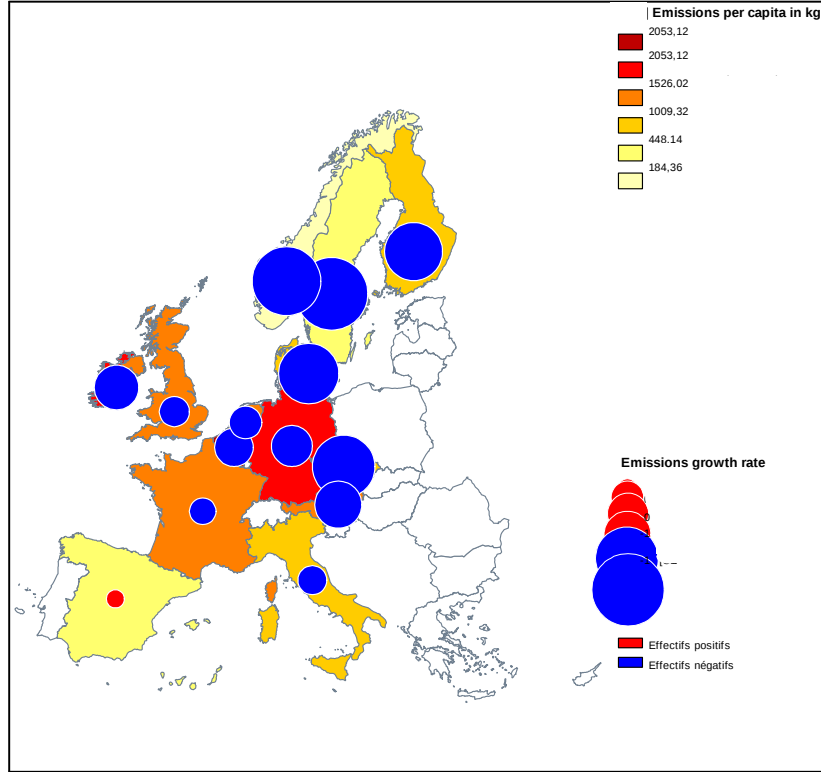


Figure 4: Emissions per capita in 2012 and average emissions growth rate

We also note some disparities between northern countries (Sweden, Norway, Finland and Denmark) and the rest of Europe. Northern countries have the lowest level of CO_2 per capita emissions in 2012 and recorded the highest decrease of emissions over the period (Figures 4 and 5). These countries have also introduced a carbon tax between 1990 and 1992. Testing the effect of a carbon introduction in these countries seems irrelevant. Considering these arguments, from now, our analyses are conducted separately for these 4 countries.

3 The empirical model

We here aim to model the relationship between per capita carbon dioxide emissions in the residential sector and their determinants. Insofar as income and heating are the key determinants of energy use in residential sector we extend an empirical model of energy consumption by Ang (1987). We Estimate a non-stationary dynamic panel in which parameters are heterogeneous across groups. The model considers linear relationship between carbon emissions and GDP. We extend the model by adding a climatic variable and energy prices. We rely on the recent literature on non-stationary panel data. We first apply various panel unit root tests (both first and second generation tests) to our variables and their first differences in order to assess the order of integration of each variable. The results guide the next stage of modelling. Indeed, the variables in level

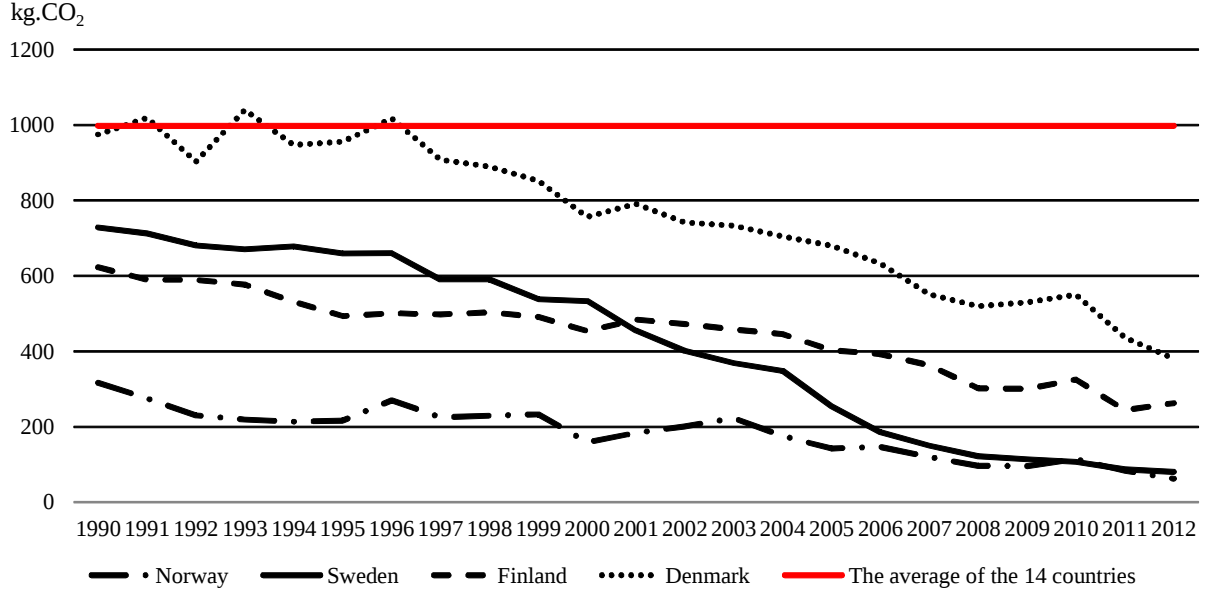


Figure 5: Evolution of CO2 emissions in Northern countries

integrated at order 1 (Emission per capita, GDP per capita and energy prices) are considered in the long term equation. This choice is further supported by the results of various panel cointegration tests. The first generation cointegration tests by Pedroni (2001) and the second generation cointegration test by Westerlund (2007) confirm the existence of cointegration (a long term) relationship between emission per capita, GDP per capita and gas and heating-oil prices. Moreover, panel unit tests results on the climatic variable heating degree days indicate that this variable is stationary. Hence, we will consider this variable in the short term equation. This short term equation includes the lagged first differences of determinants considered in the long term equation and an error correction term representing the return towards long term equilibrium. We start with a (very) general long-run model:

$$E_{it} = \alpha_{0i} + \beta_i t + \alpha_{1i} Y_{it} + \alpha_{2i} P_{it}^{gas} + \alpha_{3i} P_{it}^{oil} + \alpha_{4i} P_{it}^{gas} P_{it}^{oil} + \varepsilon_{it}$$

Alongside a (general) short-term model (with an error-correction equation):

$$\Delta E_{it} = \delta_{0i} + \phi_i \varepsilon_{it-1} + \delta_{1i} \Delta Y_{it-1} + \delta_{2i} \Delta P_{it-1}^{gas} + \delta_{3i} \Delta P_{it-1}^{oil} + \delta_{4i} Hdd_{it} + \mu_{it}$$

$i = 1, \dots, 15; t = 1, \dots, 23$ where subscript i refers to the country and t to the time period. E is the logarithm of per capita CO_2 emissions in the residential sector, Y the logarithm of per capita GDP, P^{gas} and P^{oil} the logarithms of gas price and heating-oil price respectively, Hdd the heating degree day (as a measure of the temperature). One significant advantage conferred by panel data is controlling for unobserved heterogeneity. ϕ is the speed of adjustment term. If $\phi_i = 0$, then there would be no evidence for a long-run relationship.

Table 4: Panel unit-root test results

Test	IPS				Hadri			
Series	Level		Variation		Level		Variation	
Model	trend	const	trend	const	trend	const	trend	const
Emission per capita	-0.413	6.304	-13.443***	-15.390***	15.558***	33.233***	-2.166	0.490
GDP per capita	4.755	-0.598	-4.961***	-6.153***	24.719***	47.091***	5.891***	7.280***
Gas price	0.302	5.850	-8.786***	-10.456***	23.825***	37.515***	0.831	1.282
Heating-oil price	-3.100***	6.758	-9.110***	-11.966***	16.016***	45.754***	-2.719	-0.522
Heating Degree days	-9.175***	-11.205***	-10.106***	-14.008***	0.540	2.771***	-3.492	-3.381

Note: *, ** and *** refer respectively to the rejection of the null hypothesis at 10%, 5% and 1% significance levels. IPS tests the null hypothesis that all panels contain unit-root against the alternative that some panels at least are stationary. Hadri tests the null that all panels are stationary against the alternative that some panels are non-stationary.

3.1 Panel unit-root tests

The literature on panel data econometrics with integrated data and more specifically on panel unit root and panel cointegration tests has experienced rapid development in recent years. It distinguishes between the first generation tests based on the assumption of inter-individual independence of panel units, and the tests of the second generation, accounting for various forms of individual inter-dependencies. More recently, this literature proposed testing procedures that allow for both structural breaks and cross-section dependence.

To determine the order of integration of our series (Emission per capita, GDP per capita, Natural gas price, Heating oil price and Heating degree days), in our panel of European countries, we use successively unit root tests of the first generation proposed by Im, Pesaran and Shin (2003) and Hadri (2000). and the second generation unit root test proposed by Pesaran (2007). We perform these different tests on variables in level and in first difference.

The test by Im, Pesaran and Shin (2003) tests the null hypothesis that all panels contain unit roots against the alternative that some panels are stationary with heterogeneous autoregressive root less than unity for each country. Thus, in case of rejection of the null hypothesis, we can deduce that one country panel at least does not have a unit root and is therefore stationary. The test statistic, called $W\text{-}t\text{-bar}$, is well suited for small sample and obtained from the individual ADF statistics. The test by Hadri (2000) tests the null hypothesis that all panels are stationary against the alternative that some panels contain unit-roots. It is an extension of the KPSS test proposed in the time series econometric literature. It is a Lagrange Multiplier (LM) test where the null and the alternative hypotheses are reversed. This test is useful to help confirm or deny conclusions based on tests with the null hypothesis being non-stationarity.

The results are reported in Table 4 and suggest that the series of Emission per capita, GDP per capita, Gas price and Heating-oil price are all integrated of order 1 in our panel. The series Heating degree days is stationary.

Table 5: Pesaran’s panel unit-root test results

Series	Level		Variation	
	trend	const	trend	const
Emission per capita	-3.252***	-2.701***	-5.042***	-5.128***
GDP per capita	-2.325	-1.761	-3.376***	-3.095***
Gas price	-2.438	-1.589	-4.566***	-4.495***
Heating-oil price	-2.289	-2.084*	-4.305***	-3.943***
Heating Degree days	-3.302***	-3.099***	-4.844***	-4.905***

Note: Pesaran tests the null hypothesis that all panels contain unit-root against the alternative that some panels at least are stationary. *, ** and *** refer respectively to the rejection of the null hypothesis at 10%, 5% and 1% significance levels. The test reject the null hypothesis when the test statistic CIPS is lower than the critical value. For our sample the corresponding critical values at 10%, 5% and 1% significance level are respectively: -2.60, -2.70 and -2.89 for the CADF model including a constant and trend; -2.07, -2.17, -2.34 for a model with constant.

As there are sound arguments to suspect cross-sectional dependencies between European countries considered in our panel, we check the robustness of panel-unit root tests results using panel unit-root by Pesaran (2007). The test statistic ICPS is computed from a Cross Sectionally Augmented Dickey Fuller (CADF) model. The test accommodates for both cross sectional dependence and serial correlation. The results are reported in Table 5 and confirm previous panel test results in Table 4 except for Emission per capita. Indeed, the Pesaran test reject the null hypothesis in favor the alternative that some panels at least are stationary. When we exclude Northern European countries from our panel, the Pesaran test no more reject the null hypothesis that Emission per capita contains a unit-root. We can conclude that for a selected panel of European countries that exclude northern countries, the series Emission per capita, GDP per capita, Gas price and Heating-oil price are all integrated of order one.

3.2 Panel cointegration tests

The use of panel cointegration tests for the presence of long-run relationships among integrated variables has received much attention recently. We choose the first generation residual-based panel cointegration test by Pedroni (2001) and the second generation test for error correction in panel by Westlund (2007). Westlund (2007) suggest four statistics (Ga, Gt, Pa, Pt) to test for the absence of cointegration by determining whether there exists error correction for individual panel members or for the panel as a whole. The Ga and Gt test statistics test the null hypothesis that the speed of adjustment toward equilibrium is zero for all panel units versus the alternative that the speed of adjustment is negative at least for one panel unit. Rejection of the null should therefore be taken as evidence of cointegration of at least one of the cross-sectional units. The Pa and Pt test statistics pool information over all the cross-sectional units to test the null hypothesis that the speed of adjustment toward equilibrium is zero for all panel units against the alternative that the speed of adjustment is negative for all panel units. Rejection of the null should therefore be taken as evidence

of cointegration for the panel as a whole. The test allow for cross sectional dependence by bootstrapping robust critical values.

4 Estimation results

Table 6 reports the estimation results of four models. Models (1) to (3) are nested in the more general model (4). In these models, all of the estimated coefficients which are significant at conventional levels have the expected sign. The estimated parameters in all models are comparable and not significantly different, which is an evidence of the robustness of our results. In a first step, we test the hypothesis of slope homogeneity through a comparison between the Mean Group estimator (MG) and the Pooled Mean Group estimator (PMG). The calculated Hausman statistic is 2.35. Here we conclude that the PMG estimator, the efficient estimator under the null hypothesis, is preferred. Long-run elasticities are equal across all panels. There is a slope homogeneity (see Pesaran and Smith, 1995).

Model	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Coefficient (Std. Err.)	Coefficient (Std. Err.)	Coefficient (Std. Err.)	Coefficient (Std. Err.)
Equation 1: Long term equilibrium				
GDP	0.218*** (0.0649)	0.590*** (0.0942)	0.146** (0.0577)	0.560*** (0.0850)
GAS PRICE	-0.139*** (0.0172)	-0.0374*** (0.0141)	-0.319*** (0.0550)	-0.316*** (0.0750)
OIL PRICE	-0.111*** (0.0207)	-0.126*** (0.0157)	-0.248*** (0.0388)	-0.338*** (0.0587)
GAS x OIL			0.0447*** (0.0117)	0.0619*** (0.0164)
t		-0.0119*** (0.00203)		-0.0106*** (0.00178)
Equation 2: Short term dynamics				
ϕ	-0.660*** (0.0943)	-0.591*** (0.110)	-0.684*** (0.0961)	-0.620*** (0.105)
HDD	0.588*** (0.0769)	0.540*** (0.0772)	0.599*** (0.0768)	0.551*** (0.0781)
Intercept	-0.811 (0.579)	-3.141*** (0.546)	0.114 (0.608)	-2.405*** (0.505)
Obs	220	220	220	220
LL	383.9238	390.3617	388.4278	395.9493

ϕ is significantly negative that underline a long-run relationship. In the output, the estimated long-run GDP per capital elasticity is significantly positive. A 1% increase in GDP per capita, all things being equal, will result in an increase of 0.56% in CO_2 emission per capita in residential sector. The prices elasticities are significantly negative. the estimated parameter of the energy price cross-term is positive and reflect a trade-off between the use of gas and heating-oil by households in the long-term.

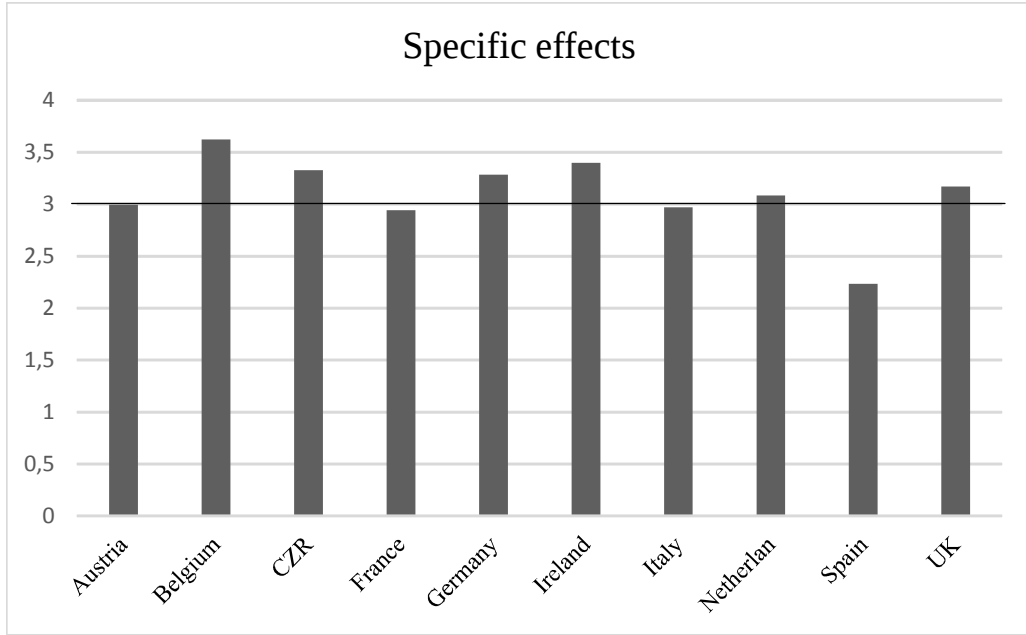


Figure 6: Specific effects

Table 7: Short terme stimation results for Northern European Countries

VARIABLES	Coefficient	(Std. Err.)
HDD	0.901**	(0.206)
Intercept	-7.457**	(1.693)
Observations		88
Number of Countries		4
R-squared		0.287
Note: estimations are realized only on Norway, Sweden, Finland and Denmark.		
Standard errors are in (); *, ** and *** refer respectively to the 10%, 5% and 1% significance levels.		

Panel data analysis allow to control for regional unobserved heterogeneity and the random effects modelling assumes no-correlation between the unobserved heterogeneity and the explanatory variables. Hence, in our case, specific regional effects are not correlated with regional GDP, regional technologies, energy prices nor the climatic variables. Figure 6 presents the specific regional effects and shows that on average, all things being equal, people in Belgium, Germany, Ireland, emit more than people living in other regions. Similarly, inhabitants of Finland, Sweden or Norway are less emitters. These specific effects may be explained by the average area of housing per capita and/or the quality of the thermal insulation of housing or simply by the degree of sensitivity to the cold of inhabitants.

5 Simulation

We assume that a carbon tax of 20 € per ton is implemented in 2012 in European countries. We predict and analyze the impacts of this policy on income and CO_2 emissions in each country. In a first step, we use the results in table 4 to assess the impacts of the carbon tax on the national emissions (Table 8). We also measure the burden of the policy by computing the national tax revenues to GDP ratio. We observe huge inequalities between countries. For example the Czech Republic contributes for 0.13% of its GDP and France contributes only for 0.06% (Table 10). In order to correct these regressive consequences, we propose some fiscal policy adjustments that should be made to ensure tax fairness: (i) we compute which level of carbon tax rate should be applicable if the criterion of an equal abatement effort among each country is considered (Table 9); (ii) we propose a downstream fiscal policy adjustment that consists in the implementation of a uniform carbon tax of 20€ per ton with lump sum redistribution insuring tax *ex-post* fairness (Table 10).

Not surprisingly, the introduction of a carbon tax reduces CO_2 emissions in all countries, but with significant differences (Table 8). In average, countries' abatement effort are around 0.5%, but this reduction is equal to -0.18% in Italy and -0.65% in the UK. More in details, the abatement rates are not the same across countries. United Kingdom and Belgium record the highest rates of abatement while Ireland and Italy record the lowest abatement rates. These differences are probably due to the fact that Ireland is one of the highest emitters in Europe and Italy has already imposed high levels of energy taxes.

	Carbon emissions per capita without tax	Carbon emissions per capita with a 20€ carbon tax	Abatement (in %) with a 20€ carbon tax
Austria	963.6	959.33	-0.4451023
Belgium	1723.8	1715.2	-0.5013993
CZR	753.12	749.48	-0.4856701
France	861.48	857.3	-0.4875773
Germany	1261.18	1255.2	-0.4764181
Ireland	1532.1	1526	-0.3997379
Italy	763.19	761.8	-0.1824626
Netherlands	1060.8	1055.9	-0.4640591
Spain	341.37	339.92	-0.426571
UK	1126.2	1118.9	-0.6524265

By requiring an equal level of abatement rate, Italy should increase significantly the amount of the carbon tax and should introduce a carbon tax of 51.5€. Conversely, United Kingdom could decrease the carbon tax rate to 13€. Most countries would see the level of their carbon tax rates fall below 20€ (Table 7). However, this observation must be taken carefully. Imposing a carbon tax of 50€ in Italy could be unfair if we consider the standard of living in this country, which is probably lower than in the United Kingdom for example.

Table 9 : Carbon emissions target with an equal abatement

	Target of carbon dioxide emissions if abatement rate of each country is equal to the average panel abatement rate	Amount of tax to reach the target (with an equal abatement rate)
Austria	959.4978975	19.16
Belgium	1716.461681	16.901
CZR	749.9139234	17.481
France	857.8126284	17.394
Germany	1255.811082	17.968
Ireland	1525.577759	21.614
Italy	759.9410548	51.523
Netherlands	1056.284111	18.318
Spain	339.9167676	20.025
UK	1121.4057	12.926

When the policy consists in a lump-sum redistribution of the tax revenues, we show that most countries (8) have to contribute positively, in addition to their environmental contribution. For instance, French households have to pay 7.74€ per capita and per year, which is significant. In comparison, the average cost per capita of the climate policy in Europe is about 160€ per capita per year. Obviously, Belgium is the main receiver (8.82€ per capita per year). If the Government decides to implement a heterogeneous carbon tax rate, we observe the same European ranking.

Table 10: Abatement per capita for an equal abatement rate (tax revenue/GDP)

	Tax revenue per capita with a 20€ carbon tax	Contribution rate (tax revenue/GDP %) with a 20€ carbon tax	Lump-sum redistribution per capita with a contribution rate (tax revenue/GDP) equal between panel countries
Austria	19.1866	0.059538	-8.625029174
Belgium	34.304	0.1161739	8.820531158
CZR	14.9896	0.1311782	5.127920595
France	17.146	0.0594512	-7.743967812
Germany	25.104	0.0816564	-1.428326785
Ireland	30.52	0.0836542	-0.966122904
Italy	15.236	0.065374	-4.877531583
Netherlands	21.118	0.0646192	-7.086201152
Spain	6.7984	0.0344167	-10.24905192
UK	22.378	0.0740652	-3.697321499

6 Conclusion

In this article, we have highlighted the geographical heterogeneities among the European countries and the consequences of the implementation of a carbon tax. We have shown that imposing a homogenous carbon tax rate implies geographical differences in the tax burden that raise inequalities among households. We analyzed different compensation schemes that European Governments may implement in order to correct the regressive characteristics of the carbon tax. We have shown that a region-specific carbon tax instead of a homogenous national tax compensate these inequalities. We have simulated two alternative policy options: *i*) a downstream policy that consists in regional lump-sum redistribution and *ii*) an upstream policy imposing differentiated regional carbon taxes. We have compared these policies in terms of emission abatement and concluded that the lump-sum redistribution policy is more efficient. Moreover, such policy is likely the costless way to implement the environmental policy without compromising its social acceptability.

References

- [1] B.W. Ang. A cross-sectional analysis of energy-output correlation, *Energy Economics*, 9, 274-286, 1987.
- [2] M. Bessec and J. Fouquau, The non-linear link between electricity consumption and temperature in Europe: A threshold panel approach, *Energy Economics*, 30(5), 2705-2721, 2008.
- [3] G. Destais, J. Fouquau and C.Hurlin, *Energy Demand Models : A Threshold Panel Specification of the "Kuznets Curve"*, *Applied Economics Letters*, 16(12), 2009.
- [4] S.M. de Bruyn, J.C.J.M. Van den Bergh, and J.B. Opschoor, Economic growth and emissions: re-considering the empirical basis of environmental Kuznets curves, *Ecological Economics*, 25, 161-175, 1998.
- [5] B. Bureau. Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France, *Energy Economics*, 33, 121-130, 2011.
- [6] D. Bureau, The political economy of the 2009 French carbon tax project, *Working Party on Integrating Environmental and Economic Policies*, OECD, 2012.
- [7] J.H. Dreze and E. Malinvaud, Growth and employment: The scope of a European initiative, *European Economic Review*, 38(3/4), 489-504, 1994.
- [8] P. Ekins and S. Dresner. The Distributional Impacts of Economic Instruments to Limit Greenhouse Gas Emissions from Transport, *Policy Studies Institute*, 2004.
- [9] R. Engle, C. Granger, J. Rice and A. Weiss, Semiparametric Estimates of the Relation Between Weather and Electricity Sales, *Journal of the American Statistical Association*, 81 (394), 310-320, 1986.

- [10] European Commission, Growth, competitiveness, employment - The challenges and ways forward into the 21st Century. White Paper, 1993.
- [11] G.M. Grossman and A.B. Krueger. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement In The Mexico-U.S. free trade agreement, P. Garber, ed. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1993.
- [12] Hadri, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3, 148-161, 2000.
- [13] Hassett, K.A., A. Mathur, and G.E. Metcalf. The Incidence of a U.S. Carbon Tax: A Lifetime and Regional Analysis. NBER Working Paper. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2007.
- [14] H. Hettige, M. Mani and D. Wheeler, Industrial pollution in economic development: Kuznets revisited. In P. (Ed.), "Trade, Global Policy and the Environment", World Bank Discussion Papers, Vol. 402, 1999.
- [15] D. Holtz-Eakin and T.M. Selden, Stoking the fires? CO_2 emissions and economic growth, *Journal of Public Economics*, 57, 85-101, 1995.
- [16] Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74, 2003.
- [17] Mathur, A., and A.C. Morris. Distributional effects of a carbon tax in broader U.S. fiscal reform. *Climate and Energy Economics Discussion Paper*, Washington DC: The Brookings Institution, 2012.
- [18] G.E. Metcalf. Designing a Carbon Tax to Reduce U.S. Greenhouse Gas Emissions, *Review of Environmental Economics and Policy*, 2009.
- [19] G.E. Metcalf, J.F. Holak, H. Jacoby, S. Paltsev, and J. Reilly. Analysis of U.S. Greenhouse Gas Tax Proposals. NBER Working Paper No. 13980, 2008.
- [20] OECD, Effective Carbon Prices, OECD Publishing, Paris, 2013. DOI: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264196964-en>
- [21] Pedroni, P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670, 1999.
- [22] Pedroni, P. Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *Review of Economics and Statistics*, 83, 727-731, 2001.
- [23] Pesaran, M. H. A Simple Panel Unit Root Test In The Presence Of Cross-section Dependence. *Journal Of Applied Econometrics* 22, 265-312, 2007.
- [24] Pesaran, M.H. and R.P. Smith. Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79-113, 1995

- [25] J. Roca, E. Padilla, M. Farré, M. and V. Galletto, Economic growth and atmospheric pollution in Spain: Discussing the environmental Kuznets curve hypothesis, *Ecological Economics*, 39, 85-99, 2001.
- [26] C-A. Senit, The politics of carbon taxation in France: preferences, institutions, and ideologies, Working paper N°20/12, IDDRI SciencesPo, 2012.
- [27] R.S.J. Tol, S. Petrick, K. Rehdanz. The Impact of Temperature Changes on Residential Energy Use. University of Sussex, Economics Department Working Paper Series, No.44-2012, 2012.
- [28] M. Torras and J.K. Boyce, Income, inequality and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve, *Ecological Economics*, 25, 147–160, 1998.
- [29] J. Westerlund, Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69: 709–748, 2007.
- [30] M. Wier, K. Birr-Pedersenb, H. K. Jacobsenc, J. Klok. Are CO_2 taxes regressive? Evidence from the Danish experience, *Ecological Economics*, 52, 239-251, 2005.