

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT DE LA FISCALITÉ SUR LA DÉCISION DE LOCALISATION DES
ENTREPRISES MULTINATIONALES

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
CRISTIAN STRATICA

SEPTEMBRE 2016

REMERCIEMENTS

J'aimerais commencer par remercier mes deux directeurs de recherche, les professeurs Julien Martin et Jean-Denis Garon. Les conseils que m'avez donnés tout au long de la rédaction du mémoire ont été essentiels dans l'accomplissement de ce projet. Je vous remercie aussi pour la confiance que vous m'avez faite en m'accordant des responsabilités dans différents projets de recherche et emplois d'auxiliaire d'enseignement.

Je remercie aussi le personnel de l'ESG pour leur encadrement tout au long de ma formation à l'UQAM. Merci au professeur Claude Felteau pour m'avoir guidé dans mon cheminement académique pendant ma dernière année de baccalauréat, ainsi qu'au professeur Wilfried Kohl pour avoir accepté ma demande d'admission dans le programme de maîtrise. Merci aussi au personnel administratif, incluant Sylvie, Brenda et Nathalie (baccalauréat), ainsi que Martine, Julie et Francine (maîtrise) pour leur attitude stoïque devant mes nombreuses demandes d'assistance.

Je tiens à remercier la Fondation de l'UQAM, la Fondation de l'Université du Québec et le Fonds pour l'éducation et la saine gouvernance de l'AMF pour leur soutien financier. Je remercie aussi tous les professeurs et les chargés de cours qui m'ont aidé financièrement par l'octroi de différents contrats, notamment M. Michel Vermette du Département de mathématiques.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES.....	v
LISTE DES TABLEAUX.....	vi
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES	vii
RÉSUMÉ	viii
ABSTRACT	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	6
1.1 Réaction des entreprises à l'environnement fiscal.....	6
1.2 Critères de localisation des entreprises	8
1.3 Études empiriques sur l'effet de la taxation sur la décision de localisation des entreprises	9
CHAPITRE II	
LA TAXATION DES ENTREPRISES EN FRANCE ET LES DONNÉES	12
2.1 L'organisation administrative de la France	12
2.2 La taxation des entreprises en France	14
2.3 Les données	17
CHAPITRE III	
STRATÉGIE ET MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUES.....	24
3.1 Cadre théorique	24
3.2 Modèles de dénombrement	25
3.3 Stratégie économétrique.....	27
3.4 Modèle économétrique.....	31
3.4.1 Les variables à variation micro régionale.....	33
3.4.2 Test des variables instrumentales	35

CHAPITRE IV	
RÉSULTATS	38
CONCLUSION	47
ANNEXE A	
COMPOSITION SECTORIELLE DE L'ÉCHANTILLON	49
BIBLIOGRAPHIE	51

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 France métropolitaine: régions et départements en 2005.....	13
2.2 Taux statutaires totaux de la taxe professionnelle.....	19
2.3 Implantations d'entreprises multinationales en France de 2003 à 2009.....	23
3.1 Histogramme du nombre d'implantations d'entreprises multinationales par commune dans la France métropolitaine en 2006	25
3.2 Processus de sélection des communes dans la zone tampon de 1 km.....	28
3.3 Choix de la commune voisine	29
3.4 Configuration particulière de certaines communes.....	30

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 France métropolitaine: configuration administrative en 2009	14
2.2 Impôts directs locaux	16
2.3 Statistiques descriptives: taux statutaires de la taxe professionnelle	18
2.4 Statistiques descriptives: implantations d'entreprises multinationales.....	21
2.5 Création d'emplois par les entreprises multinationales	22
3.1 Implantations d'entreprises multinationales par commune	26
3.2 Statistiques descriptives de l'échantillon.....	30
3.3 Tests de spécification des instruments	35
3.4 Corrélation de Δ Taux avec les instruments	36
3.5 Régression MCO de Δ Taux sur les instruments	37
4.1 Résultats par taille d'entreprise (nombre d'employés).....	40
4.2 Résultats par secteur d'activité	42
4.3 Résultats par nationalité de l'entreprise.....	44
4.4 Résultats par sous-périodes de 3 ans.....	45
A.1 La part des secteurs d'activité par taille de l'entreprise	49
A.2 La part des secteurs d'activité par nationalité de l'entreprise	50

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

AME	Effet marginal moyen (<i>Average marginal effect</i>)
CET	Contribution économique territoriale
CFE	Cotisation foncière des entreprises
CVAE	Cotisation sur la valeur ajoutée des entreprises
EMN	Entreprises multinationales
EPCI	Établissements publics de coopération intercommunale
IGN	Institut Géographique National (France)
INSEE	Institut National de la Statistique et des Études Économiques (France)
IS	Impôt sur les sociétés (France)
IV	Variable instrumentale (<i>instrumental variable</i>)
NAF	Nomenclature d'activités française
TP	Taxe professionnelle
TPU	Taxe professionnelle unique
ZFU	Zones Franches Urbaines
ZRU	Zone de Revitalisation Urbaine
ZUS	Zone Urbaine Sensible

RÉSUMÉ

Nous analysons l'impact du taux de taxation sur la décision de localisation des entreprises multinationales en France pendant la période 2003-2009. De nombreuses études démontrent une corrélation positive entre le niveau de taxation des firmes et certains facteurs inobservables qui favorisent la localisation des entreprises, ce qui constitue une source potentielle d'endogénéité. Pour résoudre ce problème, nous avons adopté une stratégie de régression sur discontinuité en estimant un modèle à variables instrumentales. Nous avons trouvé que, toutes choses égales par ailleurs, un niveau plus élevé de taxation décourage l'implantation des entreprises. En considérant une entreprise multinationale qui doit choisir le site d'une nouvelle implantation entre deux communes voisines, nous avons trouvé qu'une augmentation de 1 point de pourcentage de la différence des taux de taxation augmente en moyenne d'environ 1,3 point de pourcentage la probabilité que l'entreprise choisisse de s'installer dans la commune avec le taux de taxation le plus bas.

Mots-clés: taxation, concurrence fiscale, localisation, entreprises multinationales

ABSTRACT

We measure the effect of taxation on the location decision of multinational firms in France over the period 2003-2009. A large body of literature shows a positive correlation between the level of taxation and some unobserved factors with a positive effect on business location, which constitutes a potential source of endogeneity. We address this issue by adopting a discontinuity regression strategy combined with an instrumental variable approach. We found that other things being equal, a higher level of taxation discourages business location. Considering a multinational firm choosing a new location between two neighbouring municipalities, we have found that an increase of 1 percentage point in the tax rate differential increases on average by 1.3 percentage points the probability that the firm will settle in the lower tax municipality.

Keywords: taxation, fiscal competition, business location, multinational firms

INTRODUCTION

Le but de cette étude est de mesurer l'impact du taux de taxation des sociétés sur la décision de localisation des entreprises multinationales. L'approche suivie est celle proposée par Rathelot et Sillard (2008), avec trois différences: (i) l'étude est concentrée sur les entreprises multinationales; (ii) les données sont plus récentes (de 2003 à 2009); et (iii) l'évaluation du modèle a été améliorée par l'ajout d'une nouvelle variable instrumentale. À l'instar de Rathelot et Sillard, nous arrivons à la conclusion que la taxation des sociétés a un effet négatif mais faible sur leur décision de localisation.

La taxation est l'un des piliers du bien-être social et économique d'un pays. Un système fiscal doit être efficace et équitable, mais aussi applicable. Or, ces trois critères sont souvent contradictoires. Si l'efficacité peut être décrite à l'aide de formules ou de concepts relativement bien définis (coût marginal du financement public, optimum de Pareto), la notion d'équité repose sur des jugements de valeur qui ne font jamais l'unanimité. Par exemple, les recommandations de la Commission d'examen de la fiscalité québécoise¹ visant à rendre le système fiscal plus efficace ont attisé de vifs débats sur la scène publique même avant la publication dans sa forme finale en 2015^{2,3}. Ces débats s'inscrivent dans un mouvement plus large de questionnement du comportement des différents contribuables devant leurs

¹ <http://www.examenfiscalite.gouv.qc.ca/publications>. Site visité le 6 mai 2016.

² <http://ici.radio-canada.ca/nouvelles/economie/2015/09/03/001-csn-conteste-calculs-rapport-godbout-hausse-taxes-emplois.shtml>. Site visité le 6 mai 2016.

³ <http://www.lacsq.org/actualites/economie/nouvelle/news/luc-godbout-doit-revoir-ses-donnees-avant-de-proposer-une-hausse-des-taxes-a-la-consommation>. Site visité le 6 mai 2016.

obligations fiscales, un mouvement qui a pris beaucoup d'ampleur depuis les années 1990, mais dont les origines remontent avant le XX^e siècle.

L'hétérogénéité des systèmes fiscaux nationaux permet aux entreprises d'adopter des positions fiscales agressives dans le but de réduire leur fardeau fiscal. La réaction stratégique des gouvernements conduit souvent à une concurrence fiscale dommageable entre différentes juridictions nationales ou sous-nationales. Au Canada, depuis sa création en 1867, le gouvernement fédéral et les provinces ont constamment négocié des ententes concernant le partage fiscal et la coordination fiscale, dans le but de réduire la concurrence fiscale interprovinciale⁴. En 1921, la Ligue des Nations a commencé à étudier les conséquences économiques négatives de la double taxation internationale des profits sur le flux des investissements directs à l'étranger⁵. Ces travaux, repris par l'Organisation des Nations Unies, par l'Organisation Européenne pour la Coopération Économique (OECE), devenue en 1961 l'Organisation pour la Coopération et le Développement Économiques (OCDE) et par différents forums régionaux ont mené à la signature de plusieurs ententes fiscale, dont le but est d'éliminer la concurrence entre les différents systèmes fiscaux. Cependant, ce but est loin d'être atteint, comme en témoigne le plan d'action publié par l'OCDE en 2013⁶. L'action de l'OCDE se déroule dans un contexte de changements politiques et technologiques importants, avec un impact profond sur la structure de l'économie mondiale. L'émergence de nouveaux pays (BRICS⁷, Europe de l'Est), l'apparition de nouvelles structures d'intégration économique (ALÉNA, Mercosur, Union

⁴ LeBlanc, M. (2004). *Accords de perception fiscale et concurrence fiscale entre les provinces*. <http://publications.gc.ca/collections/Collection-R/LoPBdP/PRB-f/PRB0344-f.pdf>. Site visité le 13 mai 2016.

⁵ <http://unpan1.un.org/intradoc/groups/public/documents/un/unpan004555.pdf>. Site visité le 13 mai 2016.

⁶ OCDE (2013). *Plan d'action concernant l'érosion de la base d'imposition et le transfert de bénéfices*. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264203242-fr>. Site visité le 15 mai 2016.

⁷ L'acronyme BRICS désigne le Brésil, la Russie, l'Inde, la Chine et l'Afrique du Sud.

européenne) et le développement des technologies de l'information et des communications ont contribué à la dilution des frontières et à la croissance de la mobilité des entreprises multinationales. Cette mobilité accrue facilite la planification fiscale des entreprises, l'une des tendances étant le recours grandissant aux paradis fiscaux. Zucman (2014) trouve que la part des profits déclarés par les sociétés américaines dans des paradis fiscaux était environ 10 fois plus élevée en 2013 qu'en 1984, ce qui leur permettrait de réduire leur fardeau fiscal d'environ 20 %. Une tendance similaire de recours aux paradis fiscaux a été mise en évidence au Canada par Martin et Stratica (2016). La part des investissements canadiens directs à l'étranger dans des paradis fiscaux a presque doublé de 1987 à 2014, atteignant environ 25 %. Les auteurs estiment que les firmes canadiennes réduisent ainsi leur fardeau fiscal d'environ 6,5 %.

Becker *et al.* (2012) arrivent à la conclusion que la concurrence fiscale implique un nombre restreint d'acteurs. Cette conclusion est cohérente avec les résultats obtenus par Davies *et al.* (2014), qui démontrent que peu d'entreprises pratiquent le transfert de profits vers des paradis fiscaux. Cependant, ces derniers mettent en évidence que le phénomène inclut surtout les grandes sociétés. Par exemple, les multinationales américaines détiennent actuellement plus de 1 000 milliards de dollars américains en actifs liquides à l'étranger⁸. Parmi ces multinationales, on retrouve de grandes compagnies technologiques (IBM, Microsoft, Apple, Intel, Google), des pharmaceutiques (Endo, Pfizer, Alexio) et des manufacturiers d'équipement médical (Medtronic)^{9,10,11}. Devant l'ampleur de ce phénomène d'évitement fiscal, le

⁸ Houlder, V., Boland, V. et Politi, J. (2014). *Tax Avoidance: The Irish Inversion*. <http://www.ft.com/cms/s/2/d9b4fd34-ca3f-11e3-8a31-00144feabdc0.html#axzz3ZyGnPjgq>. Site visité le 13 mai 2016.

⁹ Ibid.

¹⁰ Rubin, R. (2014). *Cash Abroad Rises \$206 Billion as Apple to IBM Avoid Tax*. <http://www.bloomberg.com/news/articles/2014-03-12/cash-abroad-rises-206-billion-as-apple-to-ibm-avoid-tax>. Site visité le 18 mai 2015.

¹¹ Roland, D. et Armstrong, A. (2015). *Medtronic to Move to Ireland After Buying Covidien*. <http://www.telegraph.co.uk/finance/newsbysector/pharmaceuticalsandchemicals/10902505/Medtronic-to-move-to-Ireland-after-buying-Covidien.html>. Site visité le 18 mai 2015.

Département du Trésor des États-Unis a décidé de mettre en place de nouvelles règles fiscales en septembre 2014¹².

Il serait erroné de réduire la réaction des firmes multinationales aux taux de taxation à un déplacement de l'activité sur papier, par le transfert de profits vers des paradis fiscaux. Certaines entreprises décident de déplacer l'activité réelle dans d'autres juridictions, avec un impact économique majeur sur les investissements, l'emploi, la recherche et le développement, ainsi que sur le réseau de fournisseurs, sous-traitants et d'autres entreprises connexes. Un exemple récent au Québec est le déménagement en 2014 de la multinationale suédoise Electrolux à la suite d'un chantage exercé à l'endroit des autorités américaines:

Moins de trois mois après avoir annoncé la fermeture de son usine de L'Assomption, Electrolux menace maintenant les autorités du Tennessee d'annuler son déménagement près de Memphis. Dans une lettre envoyée la semaine dernière aux gouvernements locaux, la multinationale affirme qu'elle ne bâtira pas son nouvel établissement à moins de recevoir les dizaines de millions en subventions qui lui ont été promis avant le 1^{er} juin¹³.

Notre étude est concentrée sur l'effet de la taxation locale des entreprises sur la décision de localisation des firmes multinationales en France. L'importance d'un taux de taxation judicieux est justifiée par le poids des revenus de taxation des entreprises dans les finances publiques. En 2003, les collectivités locales ont prélevé 22,31 milliards d'euros en impôts sur les entreprises, pour un total 69,62 milliards d'euros de

¹² US Department of the Treasury. *Treasury Actions to Rein in Corporate Tax Inversions*. <http://www.treasury.gov/press-center/press-releases/Pages/jl2645.aspx>. Site visité le 18 mai 2015.

¹³ Croteau, M. (2011). *Electrolux menace d'annuler son déménagement à Memphis*. La Presse, <http://affaires.lapresse.ca/economie/fabrication/201103/02/01-4375483-electrolux-menace-dannuler-son-demenagement-a-memphis.php>. Site visité le 15 mai 2016.

revenus totaux, soit 32 % de leur budget¹⁴. Le contexte administratif français nous permet d'adopter une stratégie qui favorise l'isolement de l'effet de la taxation des autres facteurs qui influencent la décision de localisation des entreprises. Le choix d'étudier le comportement des firmes multinationales est justifié par leur mobilité plus élevée comparativement aux firmes nationales et par leur poids économique très important. En 2010, les entreprises multinationales en France embauchaient 64 % des travailleurs de l'industrie et 46,5 % des travailleurs du domaine marchand¹⁵. Dans le secteur de l'information et communication, 64 % des emplois étaient créés par les multinationales, tandis que dans le domaine des activités financières ce nombre montait à 82 %. Dans la même année, les firmes multinationales réalisaient 80 % des exportations de la France. Un autre avantage de concentrer l'étude sur les multinationales est que la présence des mêmes entreprises dans plusieurs pays offre une base commune aux études comparatives visant le comportement des firmes dans des juridictions différentes.

Cette étude est divisée en cinq chapitres. Le premier chapitre présente les principaux courants de pensée et passe en revue la littérature dédiée à ce sujet. Dans le deuxième chapitre, nous décrivons le système fiscal en France et les données utilisées. Le troisième chapitre présente la stratégie économétrique et le modèle théorique. Les résultats de l'estimation du modèle sont présentés dans le quatrième chapitre. Dans le chapitre cinq, nous présentons les conclusions de l'étude.

¹⁴ <http://www.collectivites-locales.gouv.fr>. Site visité le 26 juin 2015.

¹⁵ http://www.insee.fr/fr/ppp/comm_presse/comm/CP_ENTREPRISES_webdoc.pdf. Site visité le 15 mai 2016.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Nous analysons l'effet de la taxation locale des entreprises sur la décision de localisation des firmes multinationales. Les deux premières sous-sections du chapitre sont dédiées à deux questions fondamentales pour notre étude: « est-ce que les entreprises réagissent-elles à l'environnement fiscal? » et « quels sont les critères de localisation des entreprises? » Dans le sous-chapitre 1.3, nous présentons des études empiriques qui mesurent l'effet du taux de taxation sur la décision de localisation des entreprises.

1.1 Réaction des entreprises à l'environnement fiscal

L'hypothèse que les entreprises réagissent à l'environnement fiscal est fondamentale dans notre étude. L'un des courants de pensée qui tentent d'expliquer ce comportement est celui de la concurrence fiscale. Cette notion fait référence au jeu non coopératif engendré par la réaction stratégique de différentes autorités fiscales devant la planification fiscale agressive de certains contribuables. Les modèles de concurrence fiscale diffèrent par le nombre d'acteurs impliqués, ainsi que par les instruments fiscaux utilisés, comme le taux de taxation (unique ou multiple), les subventions, les tarifs, les dépenses publiques ou les politiques environnementales (Wilson, 1987; Wildasin, 1998). Certains de ces modèles (Janeba, 1995) prédisent une évolution vers des taux de taxation très bas, voire nuls pour les assiettes fiscales les plus mobiles, ce qui est contredit par les données empiriques. Par exemple, Altshuler et Grubert (2006) constatent que le phénomène de concurrence fiscale est

responsable de la baisse du taux effectif de taxation des multinationales américaines de 33 % en 1992 à 24 % en 1998. Cependant, pendant la même période le taux de taxation statutaire est resté presque constant (39,9 % en 1992 et 39,4 % en 1998)¹⁶. La concurrence fiscale est favorisée par l'existence des paradis fiscaux (Slemrod et Wilson, 2009), mais elle peut survenir aussi entre les différentes juridictions fiscales d'un même pays. Au Canada, par exemple, Hayashi et Boadway (2001) ont mis en évidence la présence d'une concurrence fiscale interprovinciale.

Dans le but de réduire leur fardeau fiscal, les entreprises peuvent transférer une partie ou la totalité de leurs profits dans des juridictions avec un taux de taxation plus bas. Les études sur le transfert de profits offrent soit des preuves directes, soit des preuves indirectes du phénomène. Les études axées sur les preuves directes analysent les instruments spécifiques de transfert de profits, par exemple les prix de transfert, le transfert de dette ou la localisation des actifs intangibles tels que les brevets ou les marques de commerce (Jenkins et Wright, 1975; Clausing, 2003; Davies *et al.*, 2014). Quant aux études basées sur des preuves indirectes, elles interprètent la variation des profits déclarés causée par une variation du taux de taxation comme preuve de transfert de profits (Harris *et al.*, 1991; Hines et Rices, 1994; Bartelsman et Beetsma, 2000; Zucman, 2014).

Il est intéressant de noter que la maximisation des profits par l'entremise des prix de transfert n'est pas toujours motivée par des considérations fiscales. Les études de Cook (1955) et Hirshleifer (1956) démontrent que le mécanisme des prix de transfert peut servir à optimiser le fonctionnement d'une entreprise décentralisée par une meilleure coordination entre ses succursales.

¹⁶ <http://www.tradingeconomics.com>. Site visité le 15 janvier 2016.

1.2 Critères de localisation des entreprises

L'environnement fiscal ne peut pas expliquer à lui seul le choix de localisation des entreprises. Une alternative aux modèles de concurrence fiscale est la Nouvelle Économie Géographique, qui tient compte d'autres critères, tels que les infrastructures, le bassin de main-d'œuvre, les coûts de transport et les externalités positives d'une agglomération (Krugman, 1991). La décision de localisation est influencée aussi par l'image de l'entreprise (Lethorey *et al.*, 2013), les liens avec des succursales ou d'autres entreprises déjà implantées (Alcácer et Delgado, 2013), le potentiel du marché et l'intensité des activités de Recherche et Développement (Siedschlag *et al.*, 2013). Dans le cas des entreprises multinationales, la décision d'investissement dans un pays étranger est favorisée par des liens économiques déjà existants entre la firme et le pays en question, notamment des exportations ou d'importations (Gazaniol, 2012).

Le contexte électoral, par l'entremise des décisions fiscales pré et post électorales, peut jouer un rôle dans le choix de localisation des entreprises. Persson et Tabellini (2003) ont mis en évidence une corrélation entre la politique fiscale et le cycle électoral dans 60 pays démocratiques de 1960 à 1998. Des résultats semblables ont été obtenus par Case (1994) aux États-Unis, par Binet et Pentecôte (2004) en France et par Foremny et Riedel (2014) en Allemagne. Au Canada, Petry *et al.* (1999) ont trouvé que le cycle électoral est accompagné par un cycle partisan (corrélation entre l'idéologie du parti et la taille du budget) dans certaines provinces. L'influence de la nuance politique sur la décision de localisation des entreprises et sur l'emploi a été mise en évidence aussi aux États-Unis (Holmes, 1998), en France (Mayer *et al.*, 2012), ainsi qu'au niveau de l'Union européenne (Basile *et al.*, 2008).

1.3 Études empiriques sur l'effet de la taxation sur la décision de localisation des entreprises

Notre étude est basée sur l'article de Rathelot et Sillard (2008), avec trois différences: (i) elle est concentrée sur les entreprises multinationales; (ii) les données utilisées sont plus récentes (de 2003 à 2009); et (iii) l'estimation du modèle a été améliorée par l'ajout d'une nouvelle variable instrumentale.

Rathelot et Sillard (2008) ont analysé des données françaises qui couvrent la période de 1993 à 2004. Leur stratégie économétrique, inspirée de la régression sur discontinuité, permet de séparer l'effet des taxes de celui d'autres facteurs déterminants, tels que les effets d'agglomération, les dotations factorielles ou le prix des facteurs. La taxe prise en compte n'est pas une taxe sur les profits (sauf pour les professions libérales avec moins de 5 travailleurs), mais sur les facteurs de production (valeur cadastrale des locaux, valeur locative des équipements, masse salariale). La discontinuité choisie est la limite départementale. Les auteurs considèrent une entreprise qui s'est implantée dans une municipalité qui se trouve à moins de 500 m de la limite départementale et tentent de répondre à la question: pourquoi l'entreprise n'a-t-elle pas choisi la municipalité voisine située dans l'autre département? Ils trouvent qu'une augmentation de 1 point de pourcentage de la différence du taux de taxation entre les deux communes augmente d'environ 1 point de pourcentage la probabilité que la firme s'installe dans la commune la moins taxée. Selon leurs résultats, la taille de l'entreprise n'a pas d'influence sur sa sensibilité au taux de taxation. Par contre, le domaine d'activité a une influence, les firmes dans le domaine de l'immobilier et des services aux entreprises étant environ 7 fois plus sensibles que celles dans le domaine de la construction.

En utilisant des données de panel sur des entreprises multinationales américaines en Europe de 1980 à 1994, Devereux et Griffith (1998) mettent en évidence les effets importants des agglomérations, mais aussi du taux effectif de taxation sur la localisation des entreprises qui ont décidé de produire en Europe. Par exemple, une augmentation de 1 point de pourcentage du taux effectif de taxation réduit la probabilité qu'une multinationale américaine s'y installe d'environ 1,3 point de pourcentage en Grande-Bretagne, de 0,5 point de pourcentage en France et de 1 point de pourcentage en Allemagne. Cependant, le taux effectif de taxation ne semble pas avoir d'effet sur la décision de produire en Europe ou ailleurs. Ces résultats sont compatibles avec ceux de Rathelot et Sillard (élasticité-taxe de la probabilité d'implantation d'environ -1) et avec ceux de notre étude (-1,3).

Altshuler *et al.* (1998) utilisent des données fiscales de grandes multinationales américaines de 1984 et de 1992 pour mesurer l'effet des différences dans le taux de taxation entre pays sur la décision de localisation de la production, mais aussi pour estimer l'évolution de cet effet. En 1984, l'élasticité du capital par rapport à son rendement net était de 1,5, mais en 1992 elle est passée à 3, soit le double. Les auteurs expliquent cette augmentation par la mobilité croissante du capital et la mondialisation de la production.

Becker *et al.* (2012) ont analysé l'activité des entreprises multinationales de 2001 à 2005 dans plus de 11 000 municipalités allemandes. Trois mesures de l'activité économique ont été utilisées: le nombre d'entreprises, les emplois créés et les actifs réels des multinationales. Leur conclusion est que la municipalité allemande moyenne devrait réduire son taux de taxation des profits de 2,2 points de pourcentage (environ 15 %) pour attirer une entreprise multinationale.

En utilisant des données sur des firmes américaines avec au moins 100 employées et des succursales dans au moins deux états de 1997 à 2011, Giroud et Rauh (2015) montrent qu'une hausse du taux de taxation des profits de 1 point de pourcentage diminue d'environ 0,4 % à la fois le nombre de compagnies et l'emploi. En même temps, des effets opposés sont observés dans les autres états où les firmes opèrent, ce qui met en évidence la concurrence fiscale entre les différentes juridictions.

Remarquons que ce ne sont pas toutes les études qui confirment l'impact négatif du taux de taxation sur la création d'entreprises. Duranton *et al.* (2011) montrent que la taxation locale a un effet positif (mais pas statistiquement significatif) sur les nouvelles implantations d'entreprises, même si elle a un effet négatif sur l'emploi. Les auteurs expliquent ces résultats par le fait qu'une augmentation du taux de taxation provoque le départ des grandes entreprises (peu nombreuses, mais avec beaucoup d'employés), qui seront remplacées par de petites entreprises moins sensibles aux taux de taxation. Leur travail se base sur des données de panel de 1984 à 1989 sur des entreprises manufacturières en Grande-Bretagne.

CHAPITRE II

LA TAXATION DES ENTREPRISES EN FRANCE ET LES DONNÉES

2.1 L'organisation administrative de la France

La France est organisée en collectivités territoriales, qui sont des structures administratives distinctes de l'administration de l'État et qui prennent en charge les intérêts de la population d'un territoire précis. Les collectivités territoriales de la France sont les communes, les départements, les régions, les collectivités à statut particulier et les collectivités d'outre-mer. La commune est la plus petite subdivision administrative, mais aussi la plus ancienne, ayant succédé en 1789 aux anciennes paroisses. Le département est une circonscription administrative de l'État créé par la loi du 22 décembre 1789, mais il est devenu collectivité territoriale seulement en 1871. La région est la plus récente structure de l'administration locale française, apparue en 1962 et reconnue comme collectivité territoriale par la loi du 2 mars 1982¹⁷. Notre étude est faite au niveau de la France métropolitaine, dont la configuration des départements et des régions en 2005 est montrée dans la figure 2.1 (page suivante).

¹⁷ <http://www2.assemblee-nationale.fr/decouvrir-l-assemblee/role-et-pouvoirs-de-l-assemblee-nationale/les-institutions-francaises-generalites/l-organisation-territoriale-de-la-france>. Site visité le 8 mai 2016.

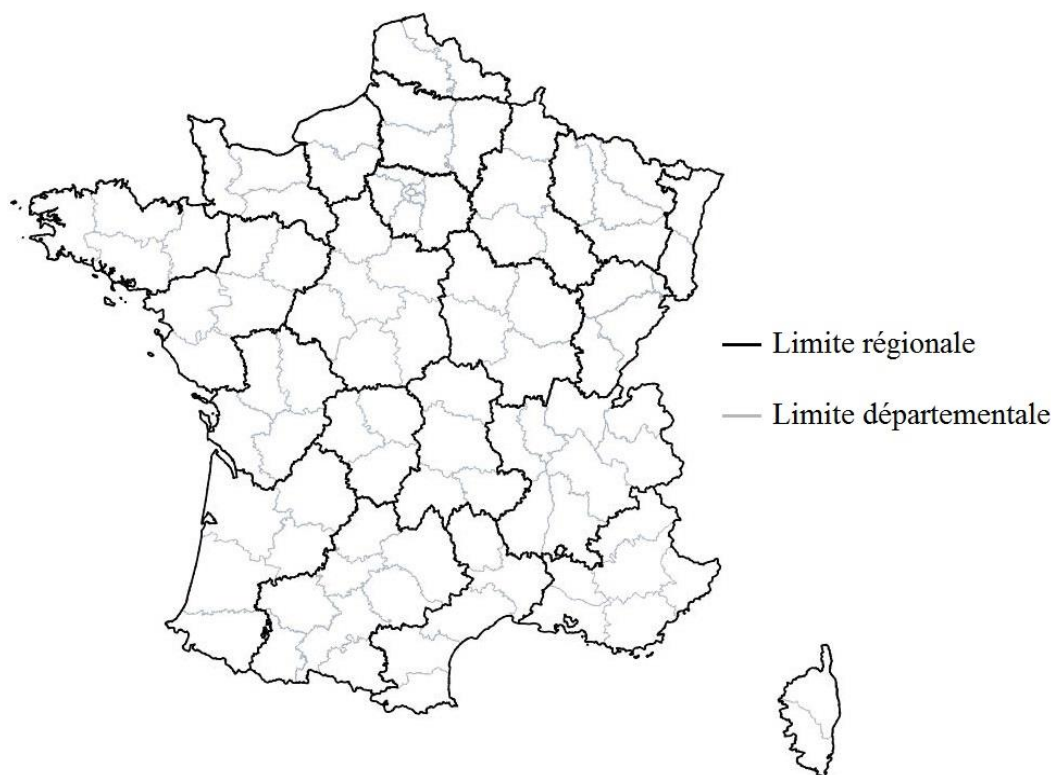


Figure 2.1: France métropolitaine: régions et départements en 2005

Note: le logiciel utilisé est Quantum GIS avec des données IGN GEOFLA® Version 2.0

Selon l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques de France (Insee), la France métropolitaine était composée en 2009 de 36 570 communes, 96 départements et 22 régions (la réforme de 2014 a réduit le nombre de régions à 13). Le nombre de communes par département varie entre 20 et 895, avec une moyenne de 381, tandis que le nombre de communes par région se situe entre 360 et 3 020, avec une moyenne de 1 662. Ces statistiques, montrées dans le tableau 2.1 (page suivante), seront importantes dans le choix de notre stratégie économétrique présentée au chapitre 3.

Tableau 2.1: France métropolitaine: configuration administrative en 2009

Variable	Total
Communes	36 570
Départements	96
Régions	22

Variable	Moyenne	Min	Max
Communes par département	381	20	895
Communes par région	1 662	360	3 020
Départements par région	4,4	2	8

Note: Plusieurs réformes ont changé le nombre et la composition des collectivités territoriales.

Source des données: © Insee - Code officiel géographique, 2009 (calculs de l'auteur).

2.2 La taxation des entreprises en France

Les entreprises qui opèrent en France sont taxées tant au niveau central qu'au niveau des collectivités territoriales. Le gouvernement central perçoit l'impôt sur les sociétés, qui a été créé par le décret 48-1986 du 9 décembre 1948. Cet impôt étant uniforme au niveau du pays, nous nous concentrons dans notre étude sur les impôts locaux.

À partir des années 1980, la France a amorcé un processus de décentralisation administrative, en adoptant le 2 mars 1982 la loi relative aux droits des communes, départements et régions. Ce processus a permis de transférer plusieurs compétences aux collectivités territoriales, notamment dans le domaine de la fiscalité. Les communes, les départements et les régions peuvent percevoir quatre impôts directs, soit la taxe d'habitation, la taxe foncière sur les propriétés bâties, la taxe foncière sur les propriétés non bâties, ainsi que la taxe professionnelle. La taxe professionnelle

(TP) représente l'impôt local sur les entreprises. Elle a remplacé en 1975 la contribution des patentes, qui avait été créée en 1791 par l'Assemblée Constituante. Cette taxe doit être payée par toutes les personnes physiques ou morales qui exercent une activité professionnelle non-salariée. La base brute de la TP est établie à partir de la situation de l'avant-dernière année civile avant la taxation. Elle est constituée de quatre éléments (soumis à un abattement de 16 % depuis 1989):

- La valeur cadastrale des locaux possédés ou loués pour plus de six mois.
- La valeur locative des équipements et des biens mobiliers possédés ou loués pour plus de six mois, sauf si le chiffre d'affaires est inférieur à 152 500 euros pour les industriels et commerçants, ou 61 000 euros pour les prestataires de services.
- 6 % des recettes des professions libérales employant moins de 5 travailleurs.
- 18 % de la masse salariale. La loi fiscale de 1999 a aboli progressivement cette assiette fiscale.

La loi des finances pour 2010 a remplacé la taxe professionnelle par la contribution économique territoriale (CET), composée d'une cotisation foncière des entreprises (CFE) et d'une cotisation sur la valeur ajoutée des entreprises (CVAE). Cependant, notre étude n'est pas affectée par ces changements, car la période couverte s'arrête en 2009.

Le nombre très élevé de communes en France présente le risque d'émiettement des politiques publiques locales. Pour contourner ce risque et profiter des rendements d'échelle croissants caractérisant la plupart des services publics locaux, la loi a permis l'apparition des établissements publics de coopération intercommunale (EPCI). Un EPCI permet aux communes membres de partager la gestion de plusieurs services

publics et d'élaborer conjointement certaines politiques publiques. Les EPCI sont des personnes publiques, ce qui leur donne le droit de taxer, mais ils ne sont pas considérés des collectivités locales, ce qui permet aux communes de ne pas disparaître après leur adhésion. Les EPCI peuvent choisir entre différents régimes fiscaux. Dans le cas des regroupements de communes à fiscalité additionnelle, le taux d'imposition intercommunal s'ajoute au taux communal. Si un EPCI opte pour le régime de taxe professionnelle unique (TPU), c'est le groupement qui prélève la TPU à la place des communes membres. Avant 1999, la seule taxe perçue au niveau intercommunal était la taxe professionnelle, mais la loi du 12 juillet 1999 a étendu le pouvoir de taxation des EPCI aux quatre impôts directs locaux dans le but d'encourager le développement de cet échelon intercommunal. Le tableau 2.2 résume les quatre taxes locales et leurs bases d'imposition.

Tableau 2.2: Impôts directs locaux

Taxe	Base d'imposition
Taxe d'habitation ¹	Valeur locative cadastrale des locaux d'habitation suffisamment meublés et leurs dépendances.
Taxe foncière propriétés bâties	50 % de la valeur cadastrale des propriétés bâties.
Taxe foncière propriétés non bâties	80 % de la valeur cadastrale des propriétés non bâties.
Taxe professionnelle ²	La valeur cadastrale des locaux. La valeur locative des équipements. 6 % des recettes des professions libérales. 18 % de la masse salariale ³ .

¹ La part régionale de la taxe d'habitation a été supprimée en 2000.

² Remplacée en 2010 par la contribution économique territoriale (CET).

³ La loi fiscale de 1999 a aboli progressivement cette composante fiscale.

Selon nos données, 1 829 communes (soit 5 % du nombre total) détenaient 90 % de la base nette de la taxe professionnelle en 2009. Dans le but de réduire les inégalités entre les différentes collectivités territoriales, le système fiscal français est doté d'un système de péréquation¹⁸. Il y a deux mécanismes de péréquation: (i) la « péréquation horizontale », entrée en vigueur progressivement de 2011 à 2013, redistribue la richesse entre les collectivités territoriales; et (ii) la « péréquation verticale », mise en place en 2004, est constituée par les dotations (notamment la dotation globale de fonctionnement) de l'État aux collectivités, qui représentent 80 % des transferts financiers du mécanisme de péréquation. Notons que les régions bénéficient d'un mécanisme de péréquation seulement depuis 2013, par la création d'un fonds de péréquation de la cotisation sur la valeur ajoutée des entreprises (CVAE).

2.3 Les données

Les données géographiques

Les données d'appartenance géographique des communes proviennent de l'Institut Géographique National en France (GEOFLA[®] Version 2.0). La correspondance entre les adresses des entreprises et le code officiel des communes a été faite grâce aux données provenant du gouvernement français¹⁹, ainsi que de la Direction des systèmes d'information du Centre National de la Recherche Scientifique en France²⁰.

¹⁸ <http://www.collectivites-locales.gouv.fr/>. Site visité le 10 mai 2016.

¹⁹ https://www.data.gouv.fr/s/resources/base-officielle-des-codes-postaux/20141106-120608/code_postaux_v201410.csv. Site visité le 18 juin 2015.

²⁰ <http://www.dsi.cnrs.fr/conduite-projet/phasedeveloppement/technique/etude-detaillee/modele-de-donnees/codes-postaux.txt>. Site visité le 18 juin 2015.

Les taux de taxation

Les données sur les taux de taxation statutaires proviennent du site de la Direction générale des impôts²¹ et couvrent la période de 2002 à 2009. Notre modèle inclut la base nette de la taxe professionnelle retardée d'une période, ce qui limite la période couverte par l'étude à 2003-2009. Le taux de taxation statutaire total au niveau communal est la somme des taux statutaires au niveau communal, intercommunal (si applicable), départemental et régional. Le taux statutaire total moyen de la taxe professionnelle au niveau de la France métropolitaine pendant la période de 2003 à 2009 est de 23,80 %, avec le premier quartile à 18,88 %, la médiane à 22,81 % et le troisième quartile à 27,39 %. Les statistiques par communes, départements et régions sont présentées dans le tableau 2.3.

Tableau 2.3: Statistiques descriptives: taux statutaires de la taxe professionnelle de 2003 à 2009

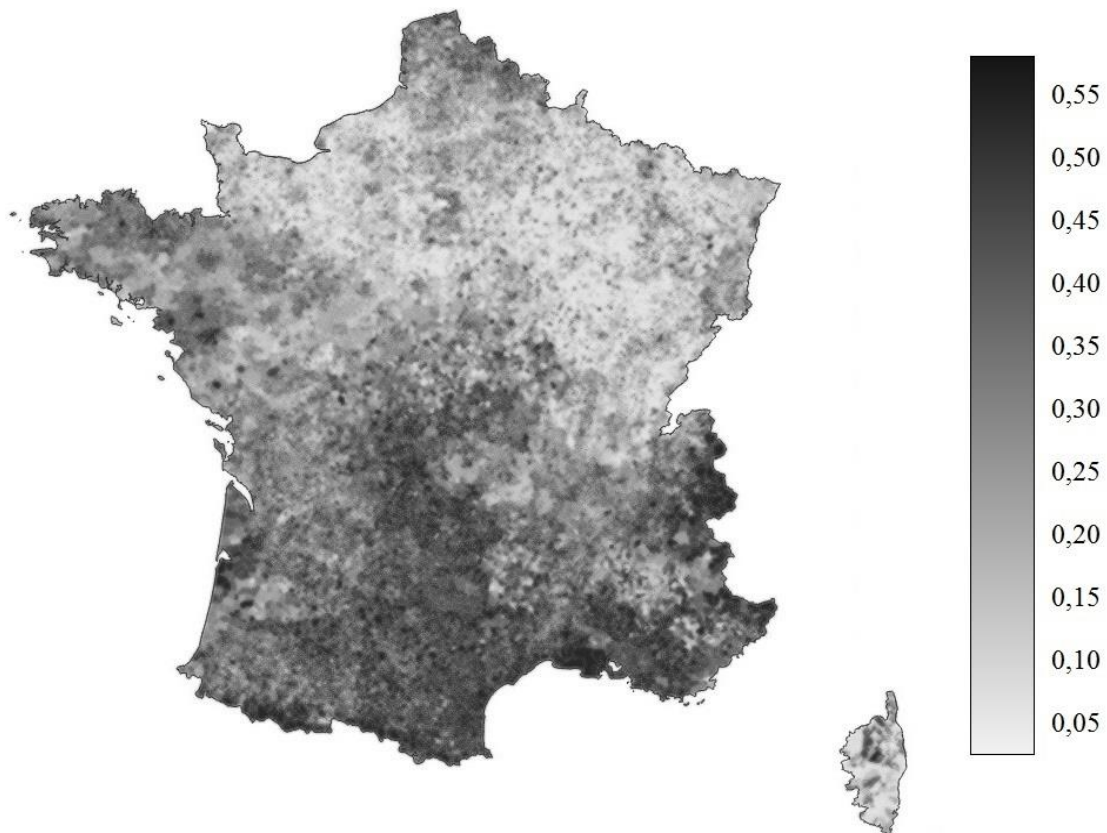
Variable	Communes ¹	Départements	Régions	Taux total
Taux moyen	12,36 (5,20)	8,69 (2,84)	2,68 (0,90)	23,80 (6,63)
Q1	8,96	7,00	2,20	18,88
Médiane	11,95	8,27	2,61	22,81
Q3	15,27	9,99	3,12	27,39
Nombre d'observations	256 237	672	154	

¹ Cette colonne inclut le taux intercommunal (si applicable). Les taux sont exprimés en % et les écarts-types sont entre parenthèses.

Source des données: www.impots.gouv.fr (calculs de l'auteur).

²¹ www.impots.gouv.fr. Site visité le 10 juin 2015.

La carte des niveaux de taxation dans la figure 2.2 soulève la question de la corrélation spatiale des taux de taxation. Cet aspect aura un impact sur notre stratégie économétrique (chapitre 3). Les zones plus foncées correspondent à des taux de taxation plus élevés.



Les entreprises multinationales

L'entreprise (firme, société) est une unité organisationnelle de production de biens et services pouvant effectuer ses activités courantes de manière autonome. Une entreprise est considérée filiale si elle est détenue à au moins 50 % par une autre entreprise. Une tête de groupe est une entreprise qui n'est pas une filiale, mais qui possède au moins une filiale. Nous utilisons le terme « implantation d'entreprise » pour désigner la création d'un établissement, c'est-à-dire la mise en œuvre de nouveaux moyens de production. Selon la loi française, une entreprise est considérée comme multinationale si elle a au moins une unité légale en France et une autre unité à l'étranger. Une entreprise multinationale est considérée sous contrôle du pays où est implantée sa direction.

Les données utilisées proviennent de différentes administrations fiscales françaises. Toutes les entreprises manufacturières avec un chiffre d'affaires de plus de 783 000 euros et les entreprises de services avec un chiffre d'affaires de plus de 236 000 euros doivent s'inscrire au Régime réel normal²². Les entreprises avec un chiffre d'affaires plus bas peuvent opter pour le Régime du réel simplifié. Les entrepreneurs (entreprises individuelles) avec un chiffre d'affaires de moins de 82 200 euros (32 900 euros pour les prestataires de services) doivent s'inscrire au Régime spécial BIC (Bénéfices industriels et commerciaux), appelé aussi Micro BIC. Les bases de données Liaisons Financières²³ et DIANE²⁴ ont permis d'obtenir la nationalité des entreprises et des informations sur leurs filiales, peu importe leur taille. Aux fins de cette étude, les données ont été anonymisées, les informations retenues étant l'année

²² <https://www.service-public.fr/professionnels-entreprises/vosdroits/F32919>. Site visité le 10 septembre 2016.

²³ <http://www.alisse2.insee.fr/doc.jsp?page=source-LI>. Site visité le 10 septembre 2016.

²⁴ <http://www.bvdinfo.com/fr-fr/our-products/company-information/national-products/diane>. Site visité le 10 septembre 2016.

de l'implantation de l'entreprise, la commune où l'entreprise s'est implantée, le secteur d'activité (selon le code NAF 2008), le nombre d'emplois équivalents à temps plein lors de son implantation, sa nationalité (Française ou étrangère) et un indicateur pour tête de groupe ou filiale. Pendant la période de 2003 à 2009 il y a eu 158 985 nouvelles implantations d'entreprises multinationales, dont 88 383 avec un nombre strictement positif d'emplois équivalents à temps plein. Parmi ces entreprises, 142 103 étaient sous contrôle français et 16 882 sous contrôle étranger. Du nombre total de nouvelles implantations, 36 839 étaient des têtes de groupe et 122 146 étaient des filiales (tableau 2.4).

Tableau 2.4: Statistiques descriptives: implantations d'entreprises multinationales (EMN) en France de 2003 à 2009

Variable	Toutes les firmes		Firmes avec un nombre strictement positif d'employés	
	Toute la période	Moyenne annuelle	Toute la période	Moyenne annuelle
Implantations EMN	158 985	22 712	88 383	12 626
EMN sous contrôle				
Français	142 103	20 300	78 558	11 223
Étranger	16 882	2 412	9 825	1 403
Type				
Têtes de groupe	36 839	5 262	18 984	2 712
Filiales	122 146	17 449	69 399	9 914

Pendant la période de 2003 à 2009, les entreprises multinationales nouvellement implantées ont créé plus de 2,8 millions d'emplois équivalents à temps plein, environ 2,4 millions (soit 83 %) étant créés par les multinationales sous contrôle français. Cependant, les multinationales sous contrôle étranger ont créé en moyenne presque

deux fois plus d'emplois par entreprise (29,37) que les multinationales françaises (16,82). Ces données sont résumées dans le tableau 2.5.

Tableau 2.5: Création d'emplois par les entreprises multinationales nouvellement implantées de 2003 à 2009

Variable	Toutes les firmes multinationales	Multinationales	
		Françaises	Étrangères
Emplois créés	2 885 337	2 389 541	495 796
Moyenne par firme	18,15 (360,1)	16,82 (364,8)	29,37 (317,2)
Q1	0	0	0
Médiane	2	2	3
Q3	11	11	17
Nombre d'observations	158 985	142 103	16 882

Note: les écarts-types sont entre parenthèses.

Une caractéristique des entreprises multinationales en France mise en évidence par les données du tableau 2.5 est la part élevée d'implantations d'entreprises sans aucun employé. Comme le montre la figure 2.3 (page suivante), cette caractéristique est très persistante pendant la période étudiée. Il faut rappeler que nous disposons seulement des données sur l'emploi au moment de l'implantation de l'entreprise, ce qui ne représente pas nécessairement l'effectif pendant ses activités normales. En 2010, une entreprise multinationale étrangère en France comptait en moyenne 240 salariés, tandis qu'une multinationale sous contrôle français comptait en moyenne 1 830 salariés (Insee, 2013).

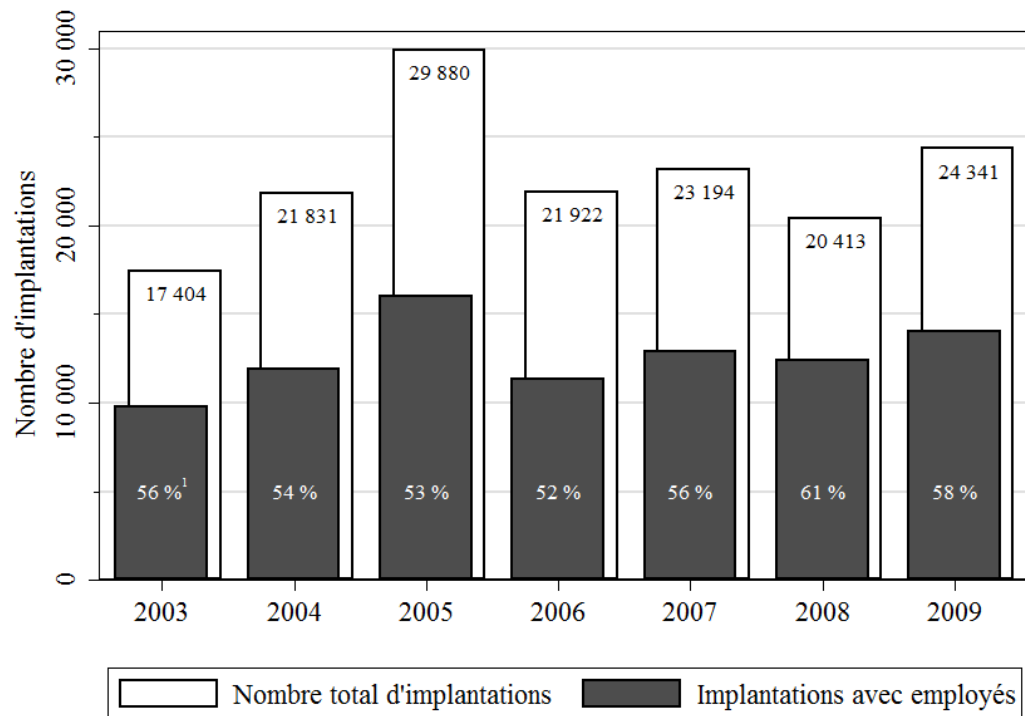


Figure 2.3: Implantations d'entreprises multinationales en France de 2003 à 2009

¹ La part des nouvelles implantations d'entreprises multinationales avec un nombre strictement positif d'emplois équivalents à temps plein.

CHAPITRE III

STRATÉGIE ET MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUES

La localisation est l'une des plus importantes décisions stratégiques d'une entreprise. Avant de développer le modèle économétrique, nous présentons une synthèse des critères de localisation des entreprises tels que mis en évidence dans le chapitre 1. La deuxième section du chapitre présente les caractéristiques des données qui justifient la décision de ne pas utiliser un modèle de dénombrement, habituellement utilisé dans des études comme la nôtre. Dans la troisième section, nous présentons la stratégie économétrique adoptée, celle de régression sur discontinuité inspirée par l'étude de Rathelot et Sillard (2008). Dans la quatrième section, nous développons le modèle économétrique qui sera évalué dans le chapitre quatre.

3.1 Cadre théorique

Dans le chapitre 1, nous avons mis en évidence que la taxation des entreprises a un impact sur la décision de localisation des entreprises (Devereux et Griffith, 1998; Altshuler *et al.*, 1998; Altshuler et Grubert, 2006; Becker *et al.*, 2012; Rathelot et Sillard, 2008; Giroud et Rauh, 2015). Nous avons présenté d'autres critères de localisation des entreprises, notamment ceux liés aux agglomérations (Krugman, 1991; Alcácer et Delgado, 2013; Lethorey *et al.*, 2013; Siedschlag *et al.*, 2013). Ces critères incluent la disponibilité d'une main-d'œuvre qualifiée, le salaire moyen, le nombre de firmes, la proximité des clients et des fournisseurs, les infrastructures. Les

politiques publiques (Holmes, 1998; Basile *et al.*, 2008; Mayer *et al.*, 2012) et le cycle électoral (Case, 1994; Petry *et al.*, 1999; Persson et Tabellini, 2003; Binet et Pentcôte, 2004; Foremmy et Riedel, 2014) influencent aussi la décision de localisation des entreprises.

3.2 Modèles de dénombrement

Un modèle souvent utilisé est celui de régression de Poisson. Il fait l'hypothèse que les valeurs de la variable dépendante sont tirées d'une distribution Poisson, ce qui implique une égalité entre la moyenne et la variance de la distribution (la propriété d'équidispersion). L'histogramme dans la figure 3.1 démontre que les données de 2006 violent cette hypothèse, avec une moyenne de 0,599 et un écart-type de 7,793.

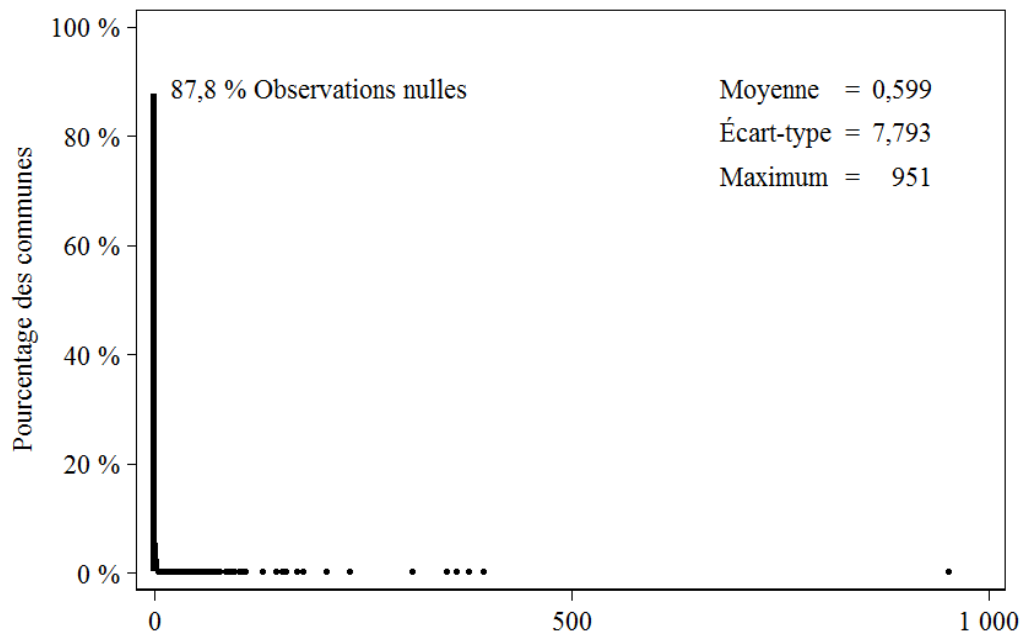


Figure 3.1: Histogramme du nombre d'implantations d'entreprises multinationales par commune dans la France métropolitaine en 2006

Le tableau 3.1 met en évidence le fait que ces caractéristiques, qui rendent le modèle Poisson inutilisable, sont présentes pendant toute la période de 2003 à 2009. On remarque aussi le nombre très important d'observations nulles (87,8 %).

Tableau 3.1: Implantations d'entreprises multinationales par commune dans la France métropolitaine de 2003 à 2009

Années	Moyenne	Écart-type	Max	Observations avec	
				aucune implantation	Nombre d'observations
2003 - 2009	0,621	7,745	1 186	87,5 %	256 064
2003	0,476	5,549	686	89,6 %	36 572
2004	0,597	7,412	1 030	88,0 %	36 577
2005	0,817	9,315	1 134	85,4 %	36 582
2006	0,599	7,793	951	87,8 %	36 583
2007	0,634	9,169	1 186	87,4 %	36 584
2008	0,558	6,991	942	87,9 %	36 583
2009	0,665	7,323	938	86,2 %	36 583

Bien que l'utilisation d'un modèle de dénombrement tel que le modèle négatif binomial ou le modèle à excès de zéro soit possible (Becker *et al.*, 2012), le risque d'obtenir une estimation biaisée demeure élevé. Compte tenu du nombre important de variables qui influencent la décision de localisation d'une firme, le modèle reste vulnérable au biais de variable omise. Un autre risque de biais provient de la difficulté de mesurer certaines variables (forces d'agglomération, niveau de formation de la main-d'œuvre, etc.), ce qui mène à leur estimation souvent imprécise par l'entremise des variables de remplacement (*proxy*). En suivant l'approche de Rathelot et Sillard (2008), nous avons adopté une stratégie qui minimise ces risques et qui sera présentée dans la section suivante.

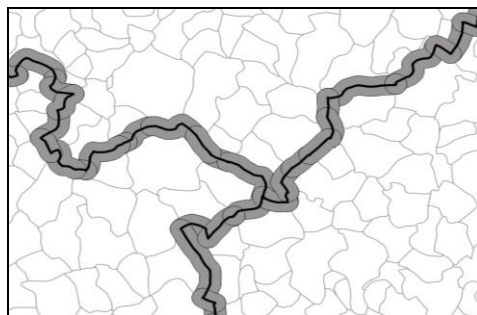
3.3 Stratégie économétrique

Certaines difficultés mises en évidence dans la section 3.2 peuvent être évitées en adoptant la stratégie proposée par Rathelot et Sillard (2008). Inspirée de la régression sur discontinuité, cette stratégie analyse le choix de localisation des entreprises dans les communes situées le long des limites départementales. Comme nous le verrons plus tard, le choix des limites départementales comme frontières nous permettra d'utiliser des données au niveau des départements et des régions comme instruments. L'effet du niveau de taxation sur le choix de localisation est isolé de l'effet des autres critères d'implantation en comparant la commune choisie par l'entreprise multinationale avec la commune la plus proche de l'autre côté de la limite départementale. À cause de la proximité géographique, l'effet de la plupart des variables qui influencent la décision de localisation est pratiquement le même dans les deux communes. Par exemple, le taux de chômage peut être différent dans les deux communes, mais les courtes distances n'entravent pas le déplacement des travailleurs d'une commune à l'autre. Cependant, certaines variables inobservables peuvent avoir des effets différents dans chaque commune, effet qui est approximé par l'utilisation d'une variable de remplacement. La stratégie de régression sur discontinuité et l'utilisation d'une variable de remplacement pour les variables inobservables réduisent le risque d'une estimation biaisée, mais ne l'éliminent pas complètement. Une autre difficulté économétrique qui caractérise ce genre d'études est la causalité inversée qui lie le nombre d'entreprises et le niveau de taxation. L'augmentation du nombre d'entreprises peut inciter certaines municipalités à hausser le taux de taxation par l'imposition d'un « loyer d'agglomération » (Baldwin et Krugman, 2004). Cette hypothèse est vérifiée par nos données, qui indiquent une faible corrélation positive ($\rho = 0,007$) entre le nombre de nouvelles implantations et le taux total de la taxe professionnelle. En suivant l'approche de Rathelot et Sillard (2008), ce problème est résolu en ajoutant une stratégie de variable instrumentale.

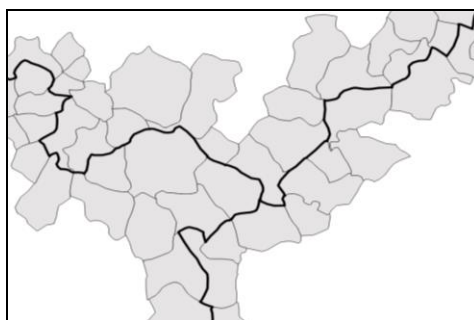
Pour comparer la commune de référence avec une commune voisine située dans un département différent, nous considérons seulement les limites départementales intérieures, en éliminant les frontières internationales et les limites côtières. La figure 3.2 résume le processus de sélection des communes dans la zone tampon. Dans une première étape, une zone de 1 km de largeur est construite le long des frontières départementales, couvrant 500 m de chaque côté de la frontière. Ensuite, seulement les communes qui touchent cette zone sont sélectionnées. Il faut rappeler que nous connaissons l'adresse des firmes seulement au niveau de la municipalité, ce qui nous empêche de sélectionner individuellement les entreprises localisées dans la zone tampon.



1 - Limites départementales



2 - Création de la zone tampon



3 - Sélection des communes qui touchent la zone tampon

Figure 3.2: Processus de sélection des communes dans la zone tampon de 1 km
Note: le logiciel utilisé est Quantum GIS avec les données IGN GEOFLA® Version 2.0.

Pour choisir la commune la plus proche, nous considérons seulement les communes qui se trouvent dans un département différent et qui touchent la zone tampon. Pour calculer la distance entre deux communes, nous utilisons comme points de référence les centroïdes²⁵ des communes. Ce processus est illustré dans la figure 3.3.

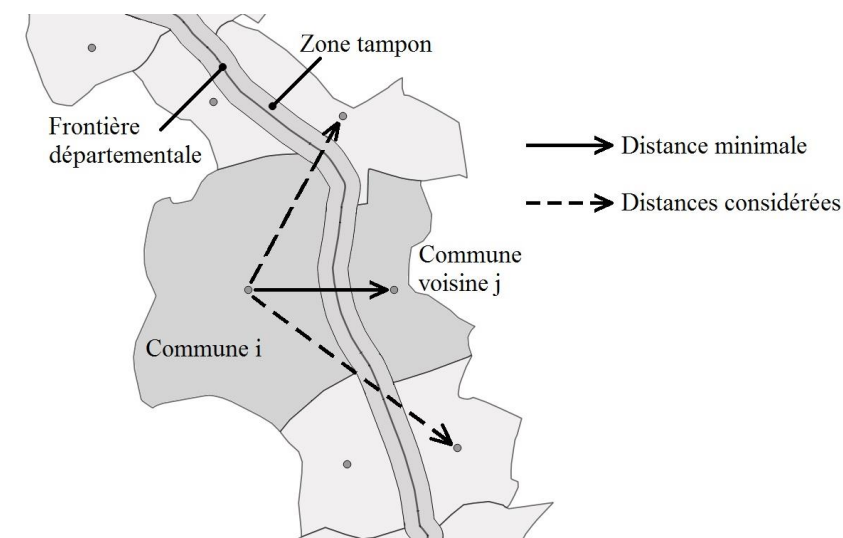


Figure 3.3: Choix de la commune voisine

L'échantillon contient 7 716 communes, dont 2 279 qui ont eu au moins une nouvelle implantation d'entreprise multinationale de 2003 à 2009. Pendant cette période, nous avons observé 37 845 nouvelles implantations d'entreprises multinationales, dont 16 748 (soit 44,25 %) du côté le moins taxé de la frontière départementale. Ces statistiques sont présentées dans le tableau 3.2 (page suivante).

²⁵ Centroïde: centre géométrique.

Tableau 3.2: Statistiques descriptives de l'échantillon

Nombre de communes	7 716
Nombre de communes avec au moins une création d'EMN	2 279
Nombre total de créations d'EMN	37 845
Nombre de créations d'EMN du côté moins taxé	16 748
Distance moyenne entre les communes	4,4 km

Le manque de détails sur l'adresse des firmes, dont la précision est au niveau communal, cause certaines limitations. Un premier problème provient de l'utilisation des centroïdes des communes dans la construction de l'échantillon.

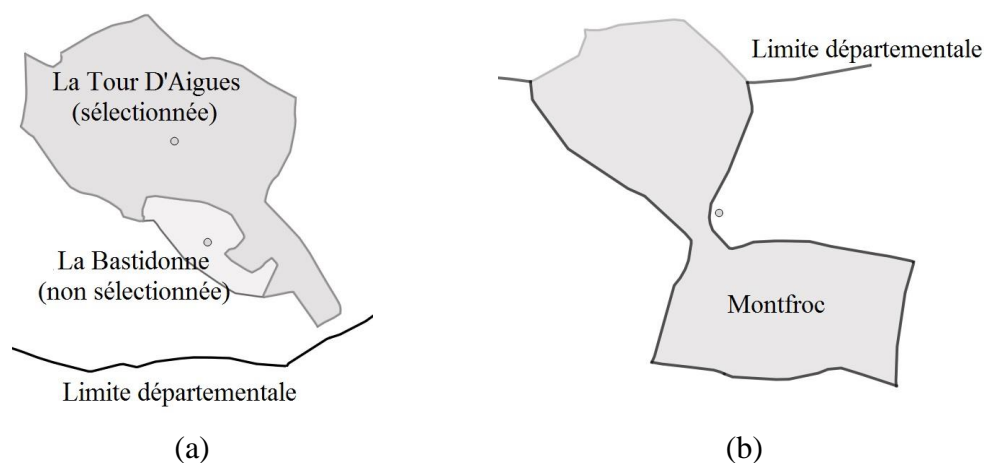


Figure 3.4: Configuration particulière de certaines communes

Notes:

- (a) La commune La Bastidonne n'est pas sélectionnée, même si elle est plus proche de la limite départementale que la commune La Tour D'Aigues.
- (b) Le centroïde de la commune tombe à l'extérieur de son territoire.

La figure 3.4a démontre un problème de sélection, où la commune La Tour D'Aigues est sélectionnée malgré le fait que la majorité de son territoire se trouve plus loin de

la frontière départementale comparativement à la commune non sélectionnée La Bastidonne.

Le centroïde de la commune Montfroc dans la figure 3.4b tombe à l'extérieur de son périmètre et même du département, ce qui peut avoir une influence sur la sélection de sa commune voisine. La commune voisine doit être la commune la plus proche de l'emplacement de l'entreprise, mais le calcul de la distance pourrait donner une distance très réduite, voire nulle, entre deux communes qui n'ont même pas de frontière commune. Nous avons effectué une inspection visuelle de la zone tampon pour nous assurer que cette situation ne se produit pas, mais avec plus de 7 000 communes dans l'échantillon le risque d'erreurs dans la sélection de la commune voisine n'est pas complètement écarté.

3.4 Modèle économétrique

Les variables qui influencent la décision de localisation d'une firme présentent différents niveaux de corrélation spatiale. Certaines variables ne changent pas à travers le pays (traités internationaux, taux de taxation du gouvernement central), tandis que d'autres variables changent au niveau microrégional (taux de taxation au niveau communal). Notre stratégie est d'utiliser les frontières administratives pour séparer l'effet du taux de taxation (variation microrégionale) des autres effets.

Soit le vecteur P l'ensemble des n variables géographiquement persistantes, le vecteur M l'ensemble des m variables à variation microrégionale, et γ et β deux vecteurs de paramètres:

$$P = [P_1 \quad P_2 \quad \dots \quad P_n] \quad M = [M_1 \quad M_2 \quad \dots \quad M_m]$$

$$\gamma = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \dots \\ \gamma_n \end{bmatrix} \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \dots \\ \beta_m \end{bmatrix}$$

Le niveau d'attractivité A exercée par une commune i sur une entreprise peut être écrit sous la forme suivante:

$$A_i = P_i \gamma + M_i \beta \quad (3.1)$$

Soit deux communes i et j situées de chaque côté de la frontière administrative et une entreprise qui a décidé de s'installer dans une d'entre elles. La firme choisit la commune i plutôt que la commune j ($y_i = 1$) si son niveau d'attractivité est plus élevé, ce qui nous permet de décrire la probabilité que la commune i soit choisie avec le modèle économétrique suivant:

$$\Pr (y_i = 1 \mid P_i, P_j, M_i, M_j) = \Pr (A_i > A_j) = \Pr [(P_i - P_j)\gamma + (M_i - M_j)\beta + \varepsilon > 0] \quad (3.2)$$

où ε est un terme d'erreur.

La proximité géographique des deux communes rend la variation des variables géographiquement persistantes nulle ($P_i - P_j = 0$), ce qui simplifie le modèle:

$$\Pr (y_i = 1 \mid P_i, P_j, M_i, M_j) = \Pr (A_i > A_j) = \Pr [(M_i - M_j)\beta + \varepsilon > 0] \quad (3.3)$$

3.4.1 Les variables à variation microrégionale

Une variable que nous devons inclure dans notre modèle est le taux total de la taxe professionnelle au niveau communal, qui représente la somme du taux communal, intercommunal (si applicable), départemental et régional.

Holmes (1998) suggère que certaines administrations sont favorables aux entreprises, tandis que d'autres administrations ne le sont pas. De leur côté, Rathelot et Sillard (2008) ne trouvent aucun élément qui justifie cette hypothèse en France. Cependant, ils admettent que certaines communes peuvent offrir des avantages spécifiques (services aux entreprises, immobilier à moindre prix) avec un impact potentiel sur le niveau d'attractivité de la commune. Ces variables étant difficilement observables, nous utilisons comme variable de remplacement la base nette de la taxe professionnelle retardée d'une période. Cependant, comme le remarquent Rathelot et Sillard, l'utilisation d'une variable de remplacement ne donne qu'une mesure imparfaite des inobservables, ce qui n'élimine pas le risque d'une corrélation entre la différence du taux de taxation et le terme d'erreur ε . Dans ce cas, l'identification des paramètres serait impossible à cause de l'endogénéité du modèle. Les deux auteurs adoptent une stratégie de variable instrumentale en utilisant comme instrument la différence des taux de taxation au niveau départemental et régional dans les deux communes. Nous suivons leur approche en l'améliorant par l'ajout d'un deuxième instrument, soit la différence des taux communaux moyens de taxation dans toutes les communes des départements respectifs. La validité et la puissance de ces instruments seront discutées dans la section 3.3.2.

Certaines politiques économiques en France (Zones Franches Urbaines, Zones de Revitalisation Urbaine, Zones Urbaines Sensibles) peuvent modifier l'attractivité relative des communes. Puisque les politiques mentionnées s'appliquent au niveau

sous-communal (quartiers) et nos données sur la localisation des entreprises sont au niveau communal, nous ne pouvons pas inclure ces variables dans le modèle. Dans le premier chapitre, nous avons aussi mentionné l'influence du cycle électoral sur les politiques publiques. Malgré le fait que les élections législatives en France sont à date fixe, avec de très rares cas d'élections partielles, l'effet du cycle électoral sur le comportement des autorités fiscales peut dépendre de leur nuance politique. Par exemple, Petry *et al.* (1999) mettent en évidence l'existence d'un cycle partisan en plus du cycle électoral dans le comportement des gouvernements provinciaux au Canada. Pendant la période couverte par notre étude il y a eu une élection législative en France (2008), mais l'impossibilité d'obtenir les résultats électoraux du deuxième tour de scrutin pour les communes de moins de 3 500 habitants nous empêche d'inclure la nuance politique dans le modèle.

Notre stratégie rend l'influence de la plupart des autres critères de localisation négligeable, soit à cause de leur invariance à l'intérieur du pays, soit à cause des courtes distances entre les centroïdes des communes voisines. Dans notre échantillon, la distance moyenne entre les communes voisines est de 4,4 km, qui est égale au diamètre moyen des communes en France calculé par Rathelot et Sillard (2008).

Le modèle économétrique final est le suivant:

$$\Pr (y_i = 1 \mid P_i, P_j, M_i, M_j) = \Pr (A_i > A_j) = \Pr [(t_i - t_j)\beta_1 + (bn_i - bn_j)\beta_2 + \varepsilon > 0] \quad (3.4)$$

où t_i et t_j désignent les taux totaux de taxation au niveau communal dans la commune de référence, respectivement sa voisine, et bn_i et bn_j représentent les bases nettes de la taxe professionnelle retardées d'une période dans les deux communes.

3.4.2 Test des variables instrumentales

Nous utilisons deux variables instrumentales pour la différence du taux de taxation total au niveau communal. La première variable instrumentale est la même que celle utilisée par Rathelot et Sillard (2008), c'est-à-dire la différence des taux au niveau régional et départemental où sont localisées les deux communes. Nous avons ajouté comme deuxième instrument la différence des taux communaux moyens dans les deux départements.

Pour que les instruments soient valides, ils doivent être exogènes au modèle. Avec une moyenne de 381 communes par département et 1 662 communes par région (tableau 2.1 à la page 14), c'est raisonnable de présumer que les taux de taxation au niveau départemental et régional, ainsi que dans l'ensemble des communes du département sont établis de manière indépendante par rapport au contexte communal individuel. Cette intuition a été confirmée par les tests de spécification présentés dans le tableau 3.3. La statistique Anderson-Rubin est de 1 077,72 et la statistique J de Hansen est de 40,67. Avec une p-value de 0,0000 pour les deux tests, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse que les instruments sont orthogonaux aux termes d'erreurs.

Tableau 3.3: Tests de spécification des instruments

Test	Statistique	p-value
Anderson-Rubin (AR)	1 077,72	0,0000
Hansen (J)	40,67	0,0000

Pour tester la puissance des instruments, nous avons vérifié leur corrélation avec la variable instrumentée, ainsi que leur pouvoir explicatif sur cette variable. La variable

instrumentée présente un coefficient de corrélation de 0,509 avec le premier instrument et de 0,385 avec le deuxième instrument (tableau 3.4).

Tableau 3.4: Corrélation de Δ Taux avec les instruments

Δ TauxRD	0,509
Δ TauxM	0,385

Notes: ce tableau montre les coefficients de corrélation entre la variable instrumentée (Δ Taux) et les deux instruments (Δ TauxRD et Δ TauxM), où:

Δ Taux: Différence du taux total entre la commune de référence et sa voisine.

Δ TauxRD: Différence du taux régional et départemental entre la commune de référence et sa voisine.

Δ TauxM: Différence du taux communal moyen entre le département de référence et son voisin.

Les résultats de la régression des moindres carrés ordinaires (MCO) de la variable instrumentée sur les instruments confirment le pouvoir explicatif des instruments (tableau 3.5 à la page suivante). Dans la première colonne, les deux coefficients sont significatifs à un niveau de confiance de 99 % et le R^2 ajusté de la régression a une valeur de 0,31. Stock et Staiger (1997) recommandent une statistique F d'au moins 10 dans le test conjoint des instruments pour s'assurer qu'ils ne sont pas faibles. Dans notre cas, le test conjoint des paramètres donne une statistique F de 1 429²⁶, ce qui dépasse largement la valeur proposée par Stock et Staiger. Les résultats dans les colonnes deux et trois démontrent que l'ajout d'un instrument augmente le pouvoir explicatif des régresseurs. En utilisant seulement le premier instrument (la différence des taux au niveau régional et départemental), le R^2 ajusté a une valeur de 0,26 (colonne 2 du tableau 3.5). La régression sur le deuxième instrument (la différence des taux communaux moyens dans les deux départements) donne un R^2 ajusté de 0,15 (colonne 3). Dans les deux cas, la valeur de R^2 ajusté est inférieure à la valeur 0,31

²⁶ Rathelot et Sillard (2008) ne présentent pas la valeur de la statistique F, en mentionnant seulement l'existence d'une relation significative entre la variable instrumentée et l'instrument.

qui correspond à la régression sur les deux instruments (colonne 1 du tableau 3.5). Les régressions n'ont inclus aucun régresseur autre que les instruments.

Tableau 3.5: Régression MCO de ΔTaux^1 sur les instruments

	Les deux instruments (1)	ΔTauxRD (2)	ΔTauxM (3)
ΔTauxRD	0,7257*** (0,0187)	0,8613*** (0,0183)	-
ΔTauxM	0,3461*** (0,0157)	-	0,5463*** (0,0165)
Statistique F	1 428,74	2 203,19	1 094,98
R ² ajusté	0,3115	0,2587	0,1478
Nombre d'observations: 6 311			

Notes: ce tableau montre les résultats de la régression MCO (moindres carrés ordinaires) de la variable instrumentée (ΔTaux) sur: (1) les deux instruments (ΔTauxRD et ΔTauxM); (2) le premier instrument (ΔTauxRD); et (3) le deuxième instrument (ΔTauxM), où:

ΔTaux : Différence du taux total entre la commune de référence et sa voisine.

ΔTauxRD : Différence du taux régional et départemental entre la commune de référence et sa voisine.

ΔTauxM : Différence du taux communal moyen entre le département de référence et son voisin.

Aucun autre régresseur n'a été inclus dans les régressions.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

Pour évaluer le modèle (3.4) du chapitre 3 nous avons créé une variable binaire y qui prend la valeur « 1 » si le taux de taxation dans la commune où s'est installée l'entreprise est moins élevé que celui dans la commune voisine. L'effet de la taxation sur la décision de localisation d'une entreprise est estimé à l'aide du modèle probit suivant:

$$\Pr (y_i = 1 \mid t_i, t_j) = \Phi [(t_i - t_j) \beta_1 + (bn_i - bn_j) \beta_2 + d_a + \varepsilon > 0] \quad (4.1)$$

où t_i et t_j désignent les taux totaux de taxation au niveau communal dans la commune avec le taux de taxation plus bas, respectivement sa voisine, bn_i et bn_j représentent les bases nettes de la taxe professionnelle retardées d'une période dans les deux communes, d_a est une variable muette pour les années et Φ est la fonction de répartition de la distribution normale.

Pour tester la robustesse des résultats, nous avons estimé le modèle sur des échantillons sélectionnés en fonction de la taille des entreprises (tableau 4.1), des secteurs d'activité (tableau 4.2), de la nationalité des multinationales (tableau 4.3) et des sous-périodes (tableau 4.4). Tous les résultats démontrent que le taux de taxation a un effet négatif sur le choix de localisation, avec la plupart des coefficients statistiquement significatifs à un niveau de confiance d'au moins 90 %. Dans chaque tableau nous montrons les résultats de l'estimation du modèle (4.1) par une régression probit simple (Probit) et par une régression probit à variable instrumentale (Probit

IV). Dans la régression Probit IV nous utilisons comme instruments la différence des taux départemental et régional où sont situées les deux communes, ainsi que la différence des taux communaux moyens dans les départements respectifs.

Soit une entreprise multinationale qui choisit son nouvel emplacement entre deux communes voisines. Nos résultats montrent qu'une augmentation de 1 point de pourcentage de la différence du taux de taxation total entre les deux communes augmente en moyenne de 1,3 point de pourcentage la probabilité que l'entreprise choisisse la commune la moins taxée (tableau 4.1 à la page suivante). Dans le cas des entreprises avec un nombre strictement positif d'employées au moment de l'implantation, cette probabilité augmente de seulement 0,98 point de pourcentage. Par comparaison, Rathelot et Sillard (2008) ont obtenu une valeur de 1,2 point de pourcentage pour ce groupe d'entreprises²⁷. Trois facteurs peuvent expliquer cette différence²⁸. Le premier facteur est la différence des périodes couvertes: nous avons couvert la période de 2003 à 2009, tandis que Rathelot et Sillard ont couvert la période de 1994 à 2004. Le deuxième facteur est la façon de considérer l'emploi: nous avons considéré l'emploi au moment de la nouvelle implantation de l'entreprise (faute de données de suivi), mais Rathelot et Sillard ont pris en compte l'emploi un an après l'implantation. Le troisième facteur est la nature des firmes: nous avons étudié seulement les entreprises multinationales, contrairement à Rathelot et Sillard qui ont inclus dans leur étude toutes les firmes. Une élasticité-taxe plus réduite des entreprises multinationales comparativement à l'ensemble des firmes suggère que les multinationales trouvent d'autres façons de réduire leur charge fiscale (des transferts des profits par exemple), ce qui les rend moins sensibles au taux nominal de taxation.

²⁷ En utilisant le seul instrument de Rathelot et Sillard, nous obtenons une valeur de 0,91.

²⁸ La différence est statistiquement significative à un niveau de confiance de 95 % (99 % pour l'estimation avec seulement l'instrument de Rathelot et Sillard).

Tableau 4.1: Résultats par taille d'entreprise (nombre d'employés)

Taille de l'entreprise	Probit		Probit IV		Nombre d'observations
	Estimé (1)	AME (2)	Estimé (3)	AME (4)	
Toutes les entreprises	-0,0295 ^{***} (0,0012)	-0,0113 ^{***} (0,0005)	-0,0337 ^{***} (0,0019)	-0,0128 ^{***} (0,0007)	37 834
Entreprises avec employés	-0,0133 ^{***} (0,0017)	-0,0052 ^{***} (0,0007)	-0,0255 ^{***} (0,0027)	-0,0098 ^{***} (0,0010)	20 342
Entreprises sans aucun employé	-0,0482 ^{***} (0,0018)	-0,0179 ^{***} (0,0006)	-0,0437 ^{***} (0,0028)	-0,0163 ^{***} (0,0010)	17 492
De 0 à 1 employé	-0,0481 ^{***} (0,0018)	-0,0179 ^{***} (0,0006)	-0,0438 ^{***} (0,0028)	-0,0164 ^{***} (0,0010)	17 550
De 1 à 5 employés	-0,0149 ^{***} (0,0033)	-0,0057 ^{***} (0,0013)	-0,0281 ^{***} (0,0053)	-0,0107 ^{***} (0,0020)	5 492
De 5 à 10 employés	-0,0102 ^{***} (0,0036)	-0,0039 ^{***} (0,0014)	-0,0251 ^{***} (0,0057)	-0,0096 ^{***} (0,0021)	4 421
De 10 à 20 employés	-0,0049 (0,0039)	-0,0019 (0,0015)	-0,0203 ^{***} (0,0061)	-0,0079 ^{***} (0,0023)	3 852
De 20 à 50 employés	-0,0135 ^{***} (0,0037)	-0,0053 ^{***} (0,0014)	-0,0240 ^{***} (0,0060)	-0,0093 ^{***} (0,0023)	4 214
De 50 à 100 employés	-0,0371 ^{***} (0,0073)	-0,0144 ^{***} (0,0027)	-0,0425 ^{***} (0,0122)	-0,0164 ^{***} (0,0045)	1 236
Plus de 100 employés	-0,0251 ^{***} (0,0070)	-0,0096 ^{***} (0,0026)	-0,0226 ^{**} (0,0109)	-0,0087 ^{**} (0,0041)	1 069

Notes: Le tableau montre les résultats de l'estimation du modèle (4.1) par une régression probit (Probit) et par une régression probit à variables instrumentales (Probit IV). La régression Probit IV utilise les deux instruments décrits au chapitre 3 (Δ TauxRD et Δ TauxM). Les colonnes (1) et (3) montrent les estimations des coefficients des régressions respectives. Les colonnes (2) et (4) montrent l'effet marginal moyen (*Average Marginal Effect*). Le nombre d'employés représente les emplois équivalents à temps plein au moment de l'implantation de l'entreprise.

Niveaux de confiance: * 90 %; ** 95 %; *** 99 %. Les écarts-types sont mentionnés entre parenthèses.

La taille de l'entreprise semble avoir un effet sur sa sensibilité au taux de taxation, mais sans une tendance claire. Les entreprises les plus sensibles au taux de taxation sont celles avec moins de 1 emploi équivalent à temps plein et celles avec un nombre d'emplois entre 50 et 100, avec une élasticité-taxe de la probabilité d'implantation de -1,6. Les entreprises sans aucun emploi équivalent à temps plein (élasticité-taxe de -1,6) réagissent au taux de taxation davantage que les entreprises avec un nombre strictement positif d'emplois équivalents à temps plein (-0,98). Pour les entreprises avec un nombre d'emplois de 1 à 50 ou plus de 100, l'élasticité-taxe de la probabilité d'implantation varie de -0,8 à -1,1.

Cependant, il faut interpréter ces résultats avec prudence. En analysant les groupes d'entreprises selon leur taille, nous constatons une hétérogénéité très prononcée au niveau de leur composition sectorielle (voir tableau A.1 dans l'Annexe A). Par exemple, 51,5 % des entreprises avec moins de 1 emploi équivalent à temps plein œuvrent dans le domaine des activités spécialisées, scientifiques et techniques, contrairement à 23,5 % dans les cas des entreprises avec plus de 100 employés. L'industrie manufacturière représente seulement 2,7 % des entreprises avec moins de 1 emploi, mais 24,5 % des entreprises avec plus de 100 emplois. Le tableau 4.2 (page suivante) démontre que l'élasticité-taxe des entreprises dépend du secteur d'activité. Il devient évident que dans l'analyse de l'élasticité-taxe en fonction de la taille de l'entreprise nous devrions tenir compte du secteur d'activité. Mais dans le cas d'un modèle non linéaire comme le nôtre (probit), un estimateur à effets fixes risque d'être biaisé en petit échantillon (Greene, 2002; Arellano et Hahn, 2006). Ce problème s'ajoute au manque inhérent de propriétés de petit échantillon d'un estimateur à variables instrumentales. En ajoutant une variable indicatrice pour les secteurs d'activité, le nombre de secteurs d'activité par année et par taille d'entreprises devient trop petit pour que l'estimateur soit convergent, ce qui nous empêche de séparer l'effet de la taille de l'entreprise de celui du secteur d'activité.

Tableau 4.2: Résultats par secteur d'activité

Secteur	Probit		Probit IV		Nombre d'observations
	Estimé	AME	Estimé	AME	
Industrie manufacturière	-0,0019 (0,0045)	-0,0007 (0,0018)	-0,0233 ^{***} (0,0078)	-0,0091 ^{***} (0,0030)	3 527
Construction	-0,0470 ^{***} (0,0077)	-0,0177 ^{***} (0,0027)	-0,0621 ^{***} (0,0104)	-0,0228 ^{***} (0,0034)	806
Commerce et réparation d'automobiles	-0,0081 [*] (0,0044)	-0,0031 [*] (0,0017)	-0,0131 [*] (0,0071)	-0,0051 [*] (0,0027)	2 907
Transport et entreposage	-0,0022 (0,0035)	-0,0009 (0,0014)	-0,0174 ^{***} (0,0060)	-0,0067 ^{***} (0,0023)	4 861
Hébergement et restauration	-0,0302 ^{***} (0,0075)	-0,0105 ^{***} (0,0025)	-0,0187 [*] (0,0108)	-0,0065 [*] (0,0037)	1 216
Information et communication	-0,0094 (0,0058)	-0,0035 (0,0022)	-0,0103 (0,0087)	-0,0039 (0,0033)	1 384
Finance et assurance	-0,0434 ^{***} (0,0046)	-0,0157 ^{***} (0,0016)	-0,0358 ^{***} (0,0067)	-0,0131 ^{***} (0,0024)	2 739
Immobilier	-0,0673 ^{***} (0,0089)	-0,0230 ^{***} (0,0027)	-0,0877 ^{***} (0,0118)	-0,0290 ^{***} (0,0033)	847
Activités spécialisées, scientifiques et techniques	-0,0450 ^{***} (0,0020)	-0,0170 ^{***} (0,0007)	-0,0428 ^{***} (0,0031)	-0,0162 ^{***} (0,0011)	14 167
Arts, spectacles	-0,0435 ^{***} (0,0084)	-0,0165 ^{***} (0,0030)	-0,0240 [*] (0,0142)	-0,0093 [*] (0,0054)	823

Notes: Le tableau montre les résultats de l'estimation du modèle (4.1) par une régression probit (Probit) et par une régression probit à variables instrumentales (Probit IV). La régression Probit IV utilise les deux instruments décrits au chapitre 3 (Δ TauxRD et Δ TauxM). Les colonnes (1) et (3) montrent les estimations des coefficients des régressions respectives. Les colonnes (2) et (4) montrent l'effet marginal moyen (*Average Marginal Effect*). Seulement les secteurs avec au moins 500 observations ont été retenus.

Niveaux de confiance: * 90 %; ** 95 %; *** 99 %. Les écarts-types sont mentionnés entre parenthèses.

Pour l'analyse sectorielle, nous avons retenu seulement les secteurs d'activité avec au moins 500 observations pendant la période de 2003 à 2009. La variation de la sensibilité au taux de taxation est plus importante dans l'analyse sectorielle que dans l'analyse par taille d'entreprise. Les secteurs les plus sensibles au taux de taxation sont l'immobilier (élasticité-taxe de la probabilité d'implantation de -2,90) et la construction (-2,28). Les secteurs les moins sensibles sont l'information et communication (élasticité-taxe de -0,39) et le commerce et réparations d'automobiles (-0,51). L'industrie manufacturière (élasticité-taxe de -0,9) est moins sensible que l'entreprise moyenne (élasticité-taxe de -1,28 dans le tableau 4.1), tandis que les entreprises dans le domaine de la finance et l'assurance présentent une élasticité-taxe de -1,31, ce qui les situe au niveau de l'entreprise moyenne de ce point de vue.

L'interprétation de ces résultats doit tenir compte des éléments discutés dans l'analyse de l'effet de la taille des entreprises sur leur sensibilité au taux de taxation. Par exemple, la sensibilité élevée dans le secteur immobilier (deux fois plus élevée que la moyenne) est contre-intuitive. En France, comme dans plusieurs autres pays, certaines entreprises dans ce domaine bénéficient d'une exonération d'impôt²⁹, ce qui aurait dû réduire leur sensibilité au taux de taxation. Cependant, parmi les 847 entreprises du domaine immobilier présentes dans notre échantillon, 715 (soit 84 %) ont moins de 1 emploi équivalent à temps plein. Selon les données du tableau 4.1, les entreprises de cette taille sont les plus sensibles aux taux de taxation. Un problème similaire survient dans le secteur des activités spécialisées, scientifiques et techniques. Intuitivement, la nécessité d'accéder à une main-d'œuvre spécialisée aurait dû diminuer l'élasticité-taxe de ces entreprises. Mais, parmi les 14 168 entreprises actives dans ce domaine, 8 939 (soit 63 %) ont moins de 1 emploi équivalent à temps plein. Comme nous l'avons mis en évidence à la page 41, nous ne pouvons pas séparer l'effet de la taille de l'entreprise de l'effet du secteur d'activité.

²⁹ <http://bofip.impots.gouv.fr/bofip/4488-PGP>. Site visité le 7 juin 2016.

La nationalité d'une entreprise multinationale influence sa sensibilité au taux de taxation (tableau 4.3). La différence du taux de taxation a un effet trois fois plus important sur la probabilité d'implantation d'une multinationale française (élasticité-taxe de -1,39), que sur la probabilité d'implantation d'une multinationale étrangère (élasticité-taxe de -0,46).

Tableau 4.3: Résultats par nationalité de l'entreprise

Nationalité	Probit		Probit IV		Nombre d'observations
	Estimé	AME	Estimé	AME	
Française	-0,0287 ^{***} (0,0013)	-0,0109 ^{***} (0,0005)	-0,0367 ^{***} (0,0021)	-0,0139 ^{***} (0,0008)	32 767
Étrangère	-0,0323 ^{***} (0,0018)	-0,0124 ^{***} (0,0012)	-0,0119 ^{**} (0,0054)	-0,0046 ^{**} (0,0021)	5 067

Notes: Le tableau montre les résultats de l'estimation du modèle (4.1) par une régression probit (Probit) et par une régression probit à variables instrumentales (Probit IV). La régression Probit IV utilise les deux instruments décrits au chapitre 3 (Δ TauxRD et Δ TauxM). Les colonnes (1) et (3) montrent les estimations des coefficients des régressions respectives. Les colonnes (2) et (4) montrent l'effet marginal moyen (*Average Marginal Effect*).

Niveaux de confiance: * 90 %; ** 95 %; *** 99 %. Les écarts-types sont mentionnés entre parenthèses.

Une entreprise étrangère fait face à plus d'inconnu, ce qui devrait l'amener à exiger un rendement plus élevé (« prime de risque »). Dans ces conditions, une multinationale étrangère aurait dû être plus sensible aux taux de taxation qu'une multinationale française. Les secteurs d'activité n'expliquent pas les valeurs observées dans le tableau 4.3, puisque la composition sectorielle des deux sous-échantillons est sensiblement la même (voir tableau A.2 dans l'Annexe A). Cependant, les entreprises diffèrent par leur taille, ce qui pourrait expliquer cette différence de sensibilité au taux de taxation. Les données du tableau 2.5 (page 22) montrent que le nombre moyen d'employés au moment de l'implantation est de 16,8 pour les multinationales sous contrôle français et de 29,4 pour celles sous contrôle étranger. Étant plus grandes, les multinationales étrangères ont plus de moyens pour réduire leur charge

fiscale, soit par des négociations avec les autorités, soit par de l'évitement fiscal. D'ailleurs, des études comme celles de Harris *et al.* (1991) ou Davies *et al.* (2014) ont démontré que ce sont surtout les grandes entreprises qui pratiquent le transfert de profits vers des juridictions à moindre taux de taxation.

Nous avons effectué un test supplémentaire de robustesse en évaluant le modèle sur différentes sous-périodes de 3 ans. Les résultats du tableau 4.4 indiquent un effet négatif du niveau de taxation sur la décision de localisation des entreprises multinationales pendant toutes ces sous-périodes, avec une élasticité-taxe qui varie de -1,1 (de 2006 à 2008) à -1,4 (de 2007 à 2009).

Tableau 4.4: Résultats par sous-périodes de 3 ans

Période	Probit		Probit IV		Nombre d'observations
	Estimé	AME	Estimé	AME	
De 2003 à 2005	-0,0276 ^{***} (0,0019)	-0,0106 ^{***} (0,0007)	-0,0323 ^{***} (0,0032)	-0,0124 ^{***} (0,0012)	16 750
De 2004 à 2006	-0,0283 ^{***} (0,0018)	-0,0109 ^{***} (0,0007)	-0,0311 ^{***} (0,0029)	-0,0119 ^{***} (0,0011)	17 507
De 2005 à 2007	-0,0262 ^{***} (0,0018)	-0,0100 ^{***} (0,0007)	-0,0347 ^{***} (0,0029)	-0,0132 ^{***} (0,0011)	17 597
De 2006 à 2008	-0,0284 ^{***} (0,0019)	-0,0109 ^{***} (0,0007)	-0,0277 ^{***} (0,0030)	-0,0106 ^{***} (0,0011)	15 405
De 2007 à 2009	0,0322 ^{***} (0,0018)	0,0122 ^{***} (0,0007)	-0,0374 ^{***} (0,0028)	-0,0141 ^{***} (0,0010)	15 852

Notes: Le tableau montre les résultats de l'estimation du modèle (4.1) par une régression probit (Probit) et par une régression probit à variables instrumentales (Probit IV). La régression Probit IV utilise les deux instruments décrits au chapitre 3 (Δ TauxRD et Δ TauxM). Les colonnes (1) et (3) montrent les estimations des coefficients des régressions respectives. Les colonnes (2) et (4) montrent l'effet marginal moyen (*Average Marginal Effect*).

Niveaux de confiance: * 90 %; ** 95 %; *** 99 %. Les écarts-types sont mentionnés entre parenthèses.

En ce qui concerne les recommandations de politique fiscale, il faut tenir compte des limites d'une manipulation des taux de taxation dans le but d'attirer de nouvelles entreprises. Avec une élasticité-taxe de -1,3, la décision de localisation des multinationales n'est influencée que faiblement par le niveau de taxation. Une commune qui veut favoriser l'emploi n'a aucune garantie qu'une nouvelle entreprise embaucherait ses résidents. Les études de Mayer *et al.* (2012) et de Givord et Trevien (2012) démontrent que la politique des Zones Franches Urbaines a eu un impact modeste sur l'emploi des résidents. De plus, si la diminution du taux de taxation cause une diminution des revenus de taxation, la commune risque de voir la qualité de ses infrastructures se dégrader à long terme, ce qui diminuerait son niveau d'attractivité. Un autre élément à considérer est l'effet négatif sur les transferts financiers dans le cadre du mécanisme horizontal de péréquation d'une éventuelle augmentation de la base nette de la taxe professionnelle.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons estimé l'effet du taux de taxation sur la décision de localisation des entreprises multinationales en France pendant la période de 2003 à 2009. Nous avons adopté une stratégie de régression sur discontinuité le long des frontières départementales en nous inspirant de l'étude de Rathelot et Sillard (2008), mais en améliorant l'estimation par l'ajout d'une nouvelle variable instrumentale. Nous avons considéré une entreprise multinationale qui décide de s'installer dans une région et qui doit choisir son nouvel emplacement entre deux communes voisines. Selon nos résultats, une augmentation de la différence du taux de taxation de 1 point de pourcentage augmente en moyenne d'environ 1,3 point de pourcentage la probabilité que l'entreprise choisisse de s'installer dans la commune la moins taxée. Cet effet est plutôt faible, ce qui suggère que d'autres facteurs ont plus importance dans la décision de localisation d'une entreprise.

Nous avons testé la robustesse du modèle en l'estimant sur des échantillons selon la taille de l'entreprise (nombre d'emplois équivalents à temps plein lors de son implantation), le secteur d'activité, la nationalité (française ou étrangère) et la sous-période (fenêtre de 3 ans). Dans toutes les estimations, nous avons obtenu des résultats cohérents avec les prédictions théoriques et les résultats d'autres études, c'est-à-dire un effet négatif du taux de taxation sur la décision de localisation des entreprises. La plupart des valeurs obtenues sont statistiquement significatives à un niveau de confiance d'au moins 90 %.

L'effet de la taille de l'entreprise sur sa sensibilité au taux de taxation est plutôt faible, sans une tendance claire. Les entreprises les plus sensibles sont celles avec moins de

1 emploi équivalent à temps plein lors de leur implantation et celles avec 50-100 emplois.

Selon l'analyse sectorielle, l'immobilier et la construction sont les secteurs les plus sensibles au taux de taxation, tandis que les secteurs les moins sensibles sont l'information et communication, et le commerce et réparation d'automobiles. L'interprétation de ces résultats doit se faire avec prudence, car l'utilisation d'un modèle non linéaire et le nombre relativement réduit d'observations par secteur d'activité et par année nous empêchent de séparer l'effet de la taille de l'entreprise de l'effet du secteur d'activité.

Les multinationales sous contrôle français sont 3 fois plus sensibles au taux de taxation que les multinationales étrangères. Cette différence pourrait s'expliquer par le fait que les multinationales étrangères dans notre échantillon sont presque 2 fois plus grandes (en matière d'emploi) que les multinationales françaises. Or, une entreprise plus grande a plus de moyens de réduire son fardeau fiscal, soit par des négociations avec les autorités, soit par le transfert de profits vers des paradis fiscaux.

Nous avons aussi estimé le modèle sur des sous-périodes en utilisant une fenêtre de 3 ans, les résultats (entre -1,1 et -1,4) étant proches de la valeur observée pour toute la période (-1, 28).

ANNEXE A

Tableau A.1: La part des secteurs d'activité par taille de l'entreprise

Secteur	Taille de l'entreprise (nombre d'employés)						
	De 0 à 1	De 1 à 5	De 5 à 10	De 10 à 20	De 20 à 50	De 50 à 100	Plus de 100
Industrie manufacturière	2,7 %	7,1 %	12,3 %	18,5 %	20,7 %	22,8 %	24,4 %
Construction	1,7 %	1,6 %	2,3 %	4,0 %	2,9 %	2,3 %	1,6 %
Commerce et réparation d'automobiles	2,9 %	9,4 %	13,8 %	14,1 %	12,9 %	8,7 %	7,3 %
Transport et entreposage	5,5 %	17,2 %	23,2 %	20,0 %	20,0 %	16,2 %	11,2 %
Hébergement et restauration	0,9 %	2,4 %	7,0 %	7,6 %	5,6 %	4,6 %	2,7 %
Information et communication	2,0 %	3,8 %	4,3 %	4,8 %	6,1 %	8,3 %	9,1 %
Finance et assurance	10,6 %	10,1 %	3,0 %	1,9 %	1,4 %	1,4 %	4,0 %
Immobilier	4,1 %	1,3 %	0,6 %	0,4 %	0,3 %	0,2 %	0,7 %
Activités spécialisées, scientifiques et techniques	50,9 %	38,2 %	24,5 %	19,6 %	18,8 %	20,3 %	23,1 %
Arts, spectacles	1,2 %	2,4 %	3,5 %	3,2 %	3,1 %	3,2 %	2,1 %

Notes: le nombre d'employés représente l'emploi équivalent à temps plein au moment de l'implantation de l'entreprise. Le tableau montre la part des secteurs d'activité en fonction de la taille des entreprises implantées de 2003 à 2009 dans la zone tampon de 1 km. Seulement les secteurs mentionnés dans le tableau 4.2 sont présentés (les secteurs avec au moins 500 observations pour l'ensemble des entreprises dans la zone tampon pendant la période de 2003 à 2009). Les pourcentages sont calculés par rapport à l'échantillon entier.

Tableau A.2: La part des secteurs d'activité par nationalité de l'entreprise

Secteur	Nationalité de l'entreprise	
	Française	Étrangère
Industrie manufacturière	9,3 %	9,6 %
Construction	2,3 %	1,0 %
Commerce et réparation d'automobiles	7,7 %	7,8 %
Transport et entreposage	12,0 %	18,7 %
Hébergement et restauration	3,2 %	3,5 %
Information et communication	3,5 %	4,8 %
Finance et assurance	7,5 %	5,8 %
Immobilier	2,4 %	1,5 %
Activités spécialisées, scientifiques et techniques	37,9 %	34,8 %
Arts, spectacles	2,1 %	2,4 %

Notes: Le tableau montre la part des secteurs d'activité en fonction de la nationalité des entreprises implantées de 2003 à 2009 dans la zone tampon. Seulement les secteurs mentionnés dans le tableau 4.2 sont présentés (les secteurs avec au moins 500 observations pour l'ensemble des entreprises dans la zone tampon pendant la période de 2003 à 2009). Les pourcentages sont calculés par rapport à l'échantillon entier.

BIBLIOGRAPHIE

- Alcácer, J. and Delgado, M. (2013). Spatial Organization of Firms and Location Choices Through the Value chain. *Harvard Business School Working Paper 13-025*. Récupéré de https://www.researchgate.net/publication/258511377_Spatial_Organization_of_Firms_and_Location_Choices_Through_the_Value_Chain le 15 mai 2016.
- Altshuler, R., Grubert, H. and Newlon, T.S. (1998). Has U.S. Investment Abroad Become More Sensitive to Tax Rates? *NBER Working Paper No. 6383*. Récupéré de <http://www.nber.org/papers/w6383.pdf> le 15 mai 2016.
- Altshuler, R. and Grubert, H. (2006). Governments and Multinational Corporations in the Race to the Bottom. *Tax Notes International*, Vol. 41, No. 5, pp. 459-474.
- Baldwin, R. E. and Krugman, P. (2004). Agglomeration, integration and tax harmonisation. *European Economic Review*, Vol. 48, pp. 1-23.
- Basile, R., Castellani, D. and Zanfei, A. (2008). Location Choices of Multinational Firms in Europe: The Role of EU Cohesion Policy. *Journal of International Economics*, Vol. 74, pp. 328-340.
- Becker, S.O., Egger, P.H. and Merlo, V. (2012). How Low Business Tax Rates Attract MNE Activity: Municipality-level Evidence from Germany. *Journal of Public Economics*, Vol. 96, pp. 698-711.
- Binet, M.-E. and Pentecôte, J.-S. (2004). Tax Degression and the Political Cycle in French Municipalities. *Applied Economics Letters*, Vol. 11, No. 15, pp. 905-908, DOI: 10.1080/1350485042000268642.
- Case, A. (1994). Taxes and the Electoral Cycle: How Sensitive are Governors to Coming Elections? *Business Review - Federal Reserve Bank of Philadelphia*. Récupéré de https://www.princeton.edu/~accase/downloads/Taxes_and_the_Electoral_Cycle.pdf le 15 mai 2016.
- Cook, P. W. Jr. (1955). Decentralization and the Transfer-Price Problem. *The Journal of Business*, Vol. 28, No. 2, pp. 87-94.

- Davies, R., Martin, J., Parenti, M. et Toubal, F. (2014). Knocking on Tax Haven's Door: Multinational Firms and Transfer Pricing. *Working Paper*. Récupéré de https://www.cesifo-group.de/de/ifoHome/publications/working-papers/CESifoWP/CESifoWPdetails?wp_id=19145813 le 15 mai 2016.
- Devereux, M. P. and Griffith, R. (1998). Taxes and the Location of Production: Evidence from a Panel of U.S. Multinationals. *Journal of Public Economics*, Vol. 68, pp. 335-367.
- Duranton, G., Gobillon, L. and Overman, H.G. (2011). Assessing the Effects of Local Taxation Using Microgeographic Data. *The Economic Journal*, Vol. 121, pp. 1017-1046.
- Foremny, D. and Riedel, N. (2014). Business Taxes and the Electoral Cycle. *Journal of Public Economics*, Vol. 115, pp. 48-61.
- Gazaniol, A. (2012). The Location Choices of Multinational Firms: the Role of Internationalization Experience and Group Affiliation. *Working Paper DT/2012-02*. Récupéré de http://www.dial.ird.fr/publications/documents-de-travail-working-papers#chapitre_4 le 15 mai 2016.
- Giroud, X. and Rauh, J. (2015). State Taxation and the Reallocation of Business Activity. *Cato Institute, Research Briefs in Economic Policy*, No. 41. Récupéré de <http://object.cato.org/sites/cato.org/files/pubs/pdf/rb-41.pdf> le 15 mai 2016.
- Givord, Pauline et Trevien, Corentin (2012). *Les zones franches urbaines: quel effet sur l'activité économique?* Insee Analyses #4, mars 2012.
- Harris, D., Morck, R., Slemrod, J. and Yeung, B. (1991). Income Shifting in U.S. Multinational Corporations. *NBER Working Paper No. 3924*. Récupéré de <http://www.nber.org/papers/w3924.pdf> le 15 mai 2016.
- Hayashi, M. and Boadway, R. (2001). An Empirical Analysis of Intergovernmental Tax Interaction: the Case of Business Income Taxes in Canada. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 34, No. 2, pp. 481-503.
- Hines, J. R. Jr. and Rice, E. M. (1994). Fiscal Paradise: Foreign Tax Havens and American Business. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 1., pp. 149-182.
- Hirshleifer, J. (1956). On the Economics of Transfer Pricing. *The Journal of Business*, Vol. 29, No. 3, pp. 172-184.

- Holmes, T. J. (1998). The Effect of State Policies on the Location of Manufacturing: Evidence from State Borders. *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 4, pp. 667-705.
- Janeba, E. (1995). Corporate Income Tax Competition, Double Taxation Treaties, and Foreign Direct Investment. *Journal of Public Economics*, Vol. 56, pp. 311-325.
- Jenkins, G. P. and Wright, B. D. (1975). Taxation of Income of Multinational Corporations: The Case of the United States Petroleum Industry. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 57, No. 1, pp. 1-11.
- Krugman, P. (1991). *Geography and Trade*. Belgium: Leuven University Press, and England: The MIT Press.
- Lethorey, L., Cavart, A., Le Brun, P.-Y. et Gaudicheau, Laurent (2013). Les bons critères pour choisir son lieu d'implantation. Récupéré de <http://www.sv3d.com/wp-content/uploads/2014/04/2-10h45-Les-bons-crit+%C2%BFres.pdf> le 15 mai 2016.
- Martin, J. and Stratica, C. (2016). Corporate Taxation and Tax Havens: New Evidence for Canada. *UQAM Working Paper*.
- Mayer, Thierry, Mayneris, Florian et Py, Loriane (2012). *Les effets de (re)localisation des Zones Franches*. LIEPP Policy Brief #4, novembre 2012.
- Persson, T. and Tabellini, G. (2003). Do Electoral Cycles Differ Across Political Systems? *Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research Working Paper No. 232*. Récupéré de <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.612.4119&rep=rep1&type=pdf> le 15 mai 2016.
- Petry, F., Imbeau, L.M. et Crête, J. (1999). Electoral and Partisan Cycles in the Canadian Provinces. *Canadian Journal of Political Science*, Vol. 80, No. 2, pp. 273-292.
- Rathelot, R. and Sillard, P. (2008). The Importance of Local Taxes in Business Location Decisions: Evidence from French Micro Data. *The Economic Journal*, Vol. 118, No. 527, pp. 499-514.
- Siedschlag, I., Smith, D., Turcu, C. and Zhang, X. (2013). What Determines the Location Choice of R&D Multinational Firms? *Research Policy*, Vol. 42, pp. 1420-1430.
- Slemrod, J. and Wilson, J. D. (2009). Tax Competition with Parasitic Tax Havens. *Journal of Public Economics*, Vol. 93, pp. 1261-1270.

- Steiger, D. and Stock, J. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, Vol. 65, No. 3, pp. 557-586.
- Wildasin, D. E. (1988). Nash Equilibria in Models of Fiscal Competition. *Journal of Public Economics*, Vol. 35, pp. 229-240.
- Wilson, J.D. (1987). Trade, Capital Mobility, and Tax Competition. *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 4, pp. 835-856.
- Zucman, G. (2014). Taxing across Borders: Tracking Personal Wealth and Corporate Profits. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 28, No. 4, pp. 121-148.