

Fiscalité locale et dynamique d'emploi des territoires : analyse empirique sur les communes françaises

(Version preprint)

A paraître dans la Revue d'Economie Régionale et urbaine, 2021

Matthieu CHTIQUI
CEPN, université Paris 13
matthieu.chtioui@univ-paris13.fr
Auteur correspondant

Nadine LEVRATTO
EconomiX, CNRS, université Paris Nanterre
nadine.levratto@parisnanterre.fr

Mots-clés

agglomération, croissance, emploi, fiscalité locale

Keywords

agglomeration, employment, growth, local taxes

Classification JEL : R11, R38, O18

Résumé

La fiscalité locale et les dépenses d'équipement font partie des leviers d'action dont disposent les pouvoirs locaux pour favoriser le développement du territoire et la croissance économique. Cet article analyse si, et dans quelle mesure, les variations de l'emploi observées localement sont déterminées par les taxes qui s'appliquent aux entreprises. Il s'appuie pour ce faire sur des données françaises structurées par communes au cours de la période 2011-2015 qui débute au moment où est intervenue une profonde réforme de la fiscalité locale. Nos résultats montrent que la fiscalité n'exerce que peu, voire pas, d'influence sur les fluctuations de l'emploi mais que ces dernières sont en revanche sensibles aux dépenses d'équipement des communes. Ils confirment en partie la thèse selon laquelle les taxes collectées localement servent à réaliser des dépenses bénéfiques pour l'ensemble des unités de production présentes sur un territoire.

Abstract

Local taxation and capital expenditure are important levers available to local authorities to promote territorial development and economic growth. This article analyzes whether, and to what extent, the changes in employment computed at the municipal level are determined by the taxes that apply to businesses. To this end, it relies on French data structured by municipalities during the period 2011-2015, which begins when a profound reform of local business taxation took place. Our results show that the tax system has little or no influence on the fluctuations of employment, but that the latter are sensitive to the capital expenditure of municipalities. In part, they confirm the thesis that taxes locally collected are used to achieve expenditures that are beneficial to all production units in a territory.

Introduction

Inscrite comme une dépense dans le compte de résultats des entreprises, la fiscalité, y compris locale, est parfois présentée comme une charge qu'il convient de limiter pour améliorer la compétitivité des firmes. En France par exemple, des documents institutionnels (INSTITUT MONTAIGNE, 2013 ; MEDEF, 2018) ou ouvrages d'économistes (TIROLE, 2016) soulignent l'effet négatif de la fiscalité locale sur l'économie au sens où, « si, par exemple, les cotisations sociales ou la contribution économique territoriale sont augmentées, les biens et services produits par le secteur privé coûteront plus cher et les entreprises privées, perdant en compétitivité, embaucheront moins » (*Ibid*, p. 217).

Pourtant, bon nombre de commentateurs soulignent l'effet ambigu de la fiscalité et de la concurrence fiscale en insistant sur l'assiette fiscale plutôt que sur le taux, ou sur l'utilisation des recettes collectées (RASPILLER, 2005 ; MATTHEWS, 2011). En effet, la fiscalité doit être mise en perspective avec les biens et services collectifs qu'elle permet de financer (GILBERT *et al.*, 2005) ainsi qu'avec d'autres caractéristiques des territoires avec lesquelles elle peut interagir. L'influence des différentiels fiscaux territoriaux sur le développement local est une question qui, après avoir fait l'objet de nombreuses recherches au cours des années 1990, surtout dans le contexte américain (BARTIK, 1991 ; WASYLENKO, 1997), n'est plus aussi explorée depuis ces dernières années. La rareté des données disponibles explique une partie de cette désaffection. Nous contribuons à l'alimentation de ces réflexions par une analyse du cas français grâce à des données inédites rendues disponibles par la DGFIP.

Notre recherche met en relation les dynamiques de croissance d'emploi des territoires d'une part et la fiscalité et les dépenses publiques locales de l'autre. Cette question est traitée empiriquement grâce à l'utilisation d'une base de données unique concernant près de 10 000 communes françaises comptant plus de 100 salariés, hors agents des trois fonctions publiques, sur la période 2011-2015. Notre analyse repose sur l'estimation d'un modèle économétrique nous permettant d'évaluer l'influence de la fiscalité et des dépenses d'équipement du bloc communal sur l'emploi. Nos résultats montrent que les variations de l'emploi sont peu sensibles à la fiscalité locale mais qu'elles sont en revanche positivement corrélées à la dépense publique en matière d'équipement.

Cet article contribue à la littérature sur les déterminants locaux des variations de l'emploi (PLUMMER et PE'ER, 2010) en plaçant la focale sur des aspects institutionnels et, tout particulièrement, sur la fiscalité locale. Il permet ainsi d'enrichir le cadre d'analyse qui repose la plupart du temps seulement sur les caractéristiques économiques des territoires.. Pour ce faire, et c'est l'une des originalités de l'article, nous nous appuyons sur une base de données unique permettant de calculer la pression fiscale et les dépenses à la maille administrative de la commune. La prise en considération conjointe d'informations à l'échelle de la commune et de l'EPCI n'a, à notre connaissance, jamais été réalisée dans des recherches portant sur l'analyse des facteurs influençant les variations de l'emploi.

La suite de l'article s'organise comme suit. La section 2 rappelle le contexte institutionnel français en matière de taxes et de collectivités locales. La section 3 propose un cadre à la problématique et une revue de la littérature à partir de laquelle sont formulées les hypothèses testées. La section 4 présente la nature de l'échantillon et les données utilisées. La section 5 décrit la stratégie économétrique et les résultats obtenus. Enfin, nous donnons des éléments de conclusion et de limites de la recherche.

Fiscalité locale, CFE et intercommunalité

2.1. Fiscalité locale et cotisation foncière des entreprises entre 2011 et 2015

La fiscalité locale est ici entendue comme l'ensemble des contributions monétaires obligatoires destinées aux collectivités locales, c'est-à-dire les régions, les départements, les institutions de coopération intercommunale et les communes. Les ressources de ces collectivités sont composées des recettes fiscales mais aussi d'emprunts et d'apports de l'Etat (dotations, subventions ciblées ou transfert de compétences).

La fiscalité locale est constituée d'impôts directs, payés annuellement sur une assiette définie par la valeur locative cadastrale ou par la valeur ajoutée des entreprises, et complétés par des prélèvements indirects additionnels variés parfois très spécifiques.. Sur la période considérée dans cette recherche, la fiscalité locale directe comprend quatre taxes principales. Les particuliers doivent s'acquitter de la taxe d'habitation (TH) pour le logement qu'ils habitent. Les propriétaires de biens immobiliers (TFPB) ou de terrains non bâtis (TFPNB) doivent payer une taxe foncière (TF), qu'ils soient particuliers ou entreprises. Enfin, les entreprises sont assujetties à une contribution économique territoriale (CET) composée d'une taxe sur la valeur ajoutée (CVAE) et d'une cotisation foncière (CFE).

Ces taxes directes sont obligatoires, même s'il existe de multiples régimes de dérogations, exonérations, abattements et dégrèvements. Les entreprises sont donc toutes, à quelques exceptions près, tributaires de la CET et une partie d'entre-elles est soumise à la TF. Nous centrons cette recherche sur la CFE pour deux raisons : (1) elle est due par la plupart des entreprises qui ont plus d'un an d'existence et (2) son taux varie selon les communes ou intercommunalités. Elle diffère de la TF qui ne concerne que les entreprises propriétaires et de la CVAE dont le taux est équivalent sur l'ensemble du territoire national. Toute entreprise est exonérée de la taxe sur la première année d'exercice, et certains secteurs sont protégés, en particulier ceux liés au secteur public ou ceux de l'art et de l'artisanat. De même, les entreprises implantées dans certaines zones d'activité économique peuvent bénéficier d'allègements fiscaux. Les écarts de taux constatés font de la CFE un discriminant possible des performances territoriales.

La CET a été introduite en 2010 et devient totalement opérationnelle en 2011. Elle fait suite à la taxe professionnelle créée en 1975. La taxe professionnelle avait pour assiette le foncier et la masse salariale, alors que la CET repose sur le foncier et la valeur ajoutée. Cette réforme a nettement modifié la structure des revenus issus de la fiscalité locale directe pour le bloc communal (*cf.* Tableau 1) : depuis, les ménages alimentent davantage les revenus des collectivités communales que les entreprises et la fiscalité locale directe prend plus de poids dans les ressources totales. La CFE représente 14% de la « fiscalité directe » en 2014 et 2017.

Tableau 1 : Produits des contributions directes principales pour le bloc communal

Bloc communal	2009		2014		2017	
	Produit (md €)	Part	Produit (md €)	Part	Produit (md €)	Part
Habitation	8,62	25%	20,56	41%	21,86	40%
Foncier non bâti	0,87	2%	1,01	2%	1,04	2%
Foncier bâti	10,66	31%	16,82	34%	18,11	34%
TP	14,77	42%	-	-	-	-
CET (CFE+CVAE)	-	-	11,19	23%	11,9	22%

CFE	-	-	6,97	14%	7,43	14%
CVAE	-	-	4,22	9%	4,47	8%
Fiscalité directe (1)*	34,92	100%	49,58	100%	53,91	100%
		(1)/(2)		(1)/(2)		(1)/(2)
Ressources totales (2)**	118,7	29,4%	128,7	38,5%	131,45	41%

Sources : Bulletins d'information statistiques de la DGCL, Rapports de l'OFL

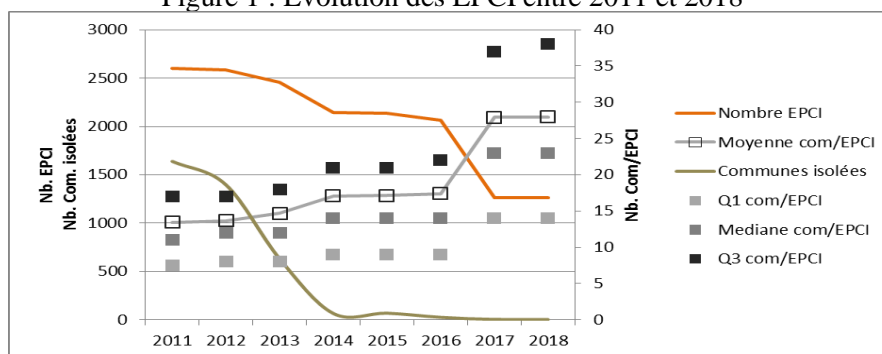
*Comprise ici de façon restrictive comme la somme des taxes présentées dans le tableau

**Y compris les montants empruntés

2.2. Bloc communal : communes et EPCI

La CFE est spécifique au « bloc » communal. Cet ensemble comprend les communes et les structures de coopération entre communes que sont les Etablissements Public de Coopération Intercommunale (EPCI). Soit leur coopération est syndicale, sans notion de fiscalité propre, soit elle est formalisée en groupement à fiscalité propre selon la taille du groupe, par ordre décroissant en métropoles, communauté urbaine, communauté d'agglomération ou communauté de commune. Cette fiscalité propre se décline en fiscalité unique (FU) ou additionnelle (FA). Le vote et le produit de la CFE dépend des structures intercommunales, ainsi la commune peut se retrouver dans trois situations: (1) elle gère seule le taux quand elle n'appartient pas à un EPCI, (2) elle vote un taux communal auquel s'ajoute une fraction décidée au niveau de l'EPCI/FA, (3) elle « délègue » son taux à l'EPCI/FU. Le taux de CFE auquel doit faire face une entreprise est alors égal à $t + e$, avec en particulier $e = 0$ dans le cas (1) et $t = 0$ dans le cas (3).

Figure 1 : Evolution des EPCI entre 2011 et 2018



Source : Données INSEE

Nous retenons la commune de préférence à l'EPCI comme unité d'analyse car entre 2011 et 2015, il existe un nombre important de communes appartenant à des intercommunalités pratiquant une fiscalité additionnelle, voire n'appartenant à aucun groupe (Ile-de-France par exemple). De plus, les limites géographiques des communes sont plus stables que celles des EPCI, ce qui garantit une plus grande cohérence de l'analyse. La Figure 1 retrace l'évolution du nombre d'EPCI entre 2011 et 2018 au 1^{er} Janvier de l'année et le nombre moyen de communes par EPCI. La rupture de série correspond aux réformes de 2016 qui ont profondément marqué les divisions administratives intercommunales, notamment via des fusions d'EPCI, suite à la loi NOTRe de 2015 (DGCL, 2017). En 2018 la couverture intercommunale est intégrale sur le territoire national¹; signe d'une transition vers une réorganisation de la gestion à l'échelle communale (ALBERT, 2015). Toutefois, avant 2015, le nombre d'EPCI diminue lentement, processus que nous associons à une période de relative stabilité du paysage institutionnel communal avant les réformes.

¹ Quatre îles (Bréhat, Sein, Ouessant (Bretagne) et Yeu (Vendée)) font exception.

Variation de l'emploi et finances locales

La littérature économique qui traite de la relation entre fiscalité locale et emploi au niveau local est relativement limitée au regard de l'analyse des autres déterminants des variations du nombre d'emplois. Deux ensembles de travaux peuvent être distingués. Le premier porte principalement sur la concurrence fiscale inter-juridictions tandis que le second s'intéresse à la mesure de l'influence de la fiscalité et/ou des dépenses publiques sur la croissance ou la performance des territoires et/ou des entreprises.

3.1. Fiscalité locale et dynamique économique

Sur le plan théorique, la relation entre le niveau de fiscalité et l'évolution de l'activité privée prend sa source dans les recherches de TIEBOUT (1956) mettant en évidence les avantages de la concurrence fiscale qui permet aux électeurs d'obtenir ce qu'ils souhaitent en termes de bien public en « votant avec leurs pieds ». RASPILLER (2006) résume les modèles disponibles sur la base des différences de comportement des collectivités locales. Selon lui, le modèle de ZODROW et MIESZKOWSKI (1986) part du principe d'« Etat bienveillant » pour montrer l'équilibre sous-optimal qui se forme à cause d'une « externalité fiscale ». BRENNAN et BUCHANAN (1980), se plaçant dans le cadre d'un « Etat Léviathan », renouent avec les bienfaits de la concurrence qu'on retrouvait chez TIEBOUT. La plupart des modèles sont explorés de manière autonome et aucun consensus de se dégage de leurs résultats (WILSON, 1999). Cette approche est complétée par les apports de la nouvelle économie géographique qui suppose que certains territoires sont le lieu d'économies d'agglomération source d'une rente productive qu'il est possible de taxer (BALDWIN et KRUGMAN, 2004 ; BORCK et PFLUGER, 2006), ce qui limite ou, du moins, distord l'effet répulsif de la fiscalité.

La formalisation néoclassique du problème fiscal n'est donc pas harmonisée. Toutefois, chaque modèle considère la taxation comme étant, en soi, un facteur répulsif. Seules les dépenses publiques locales justifient alors la fiscalité pour qu'un territoire ne se vide pas de toutes ses entreprises.

L'analyse empirique de l'incidence des niveaux de taxation locale sur l'emploi ou sur d'autres indicateurs de dynamique territoriale a fait l'objet de nombreuses publications dans les années 1990. Elle consiste à comparer des territoires –ou des entreprises– de manière à estimer dans quelle mesure les inflexions du taux de taxation influencent leurs performances. BARTIK (1991) passe en revue 84 études économétriques essentiellement américaine, et trouve des élasticités moyennes de l'effet fiscal sur des indicateurs de dynamique économique entre -0,44 et -0,25 pour les comparaisons inter-régions² et entre -1,91 et -1,48 pour les comparaisons intra-régions. Sur la base des mêmes articles, PHILIPPS et GOSS (1995) confirment ces résultats en trouvant une élasticité de -0,21 après élimination des effets individuels des études grâce à une méta-régression. WASYLENKO (1997) répète en essence la même conclusion en insistant toutefois sur la spécificité des territoires, en particulier leur situation vis-à-vis de leurs voisins.

A partir des années 2000, les études territoriales sur le sujet se font plus rares et restent centrées sur les Etats-Unis. L'article de MARK *et al.* (2000), qui s'intéresse à l'emploi et à la

² Soit les Etats (*States*) fédérés ou les aires métropolitaines (*metropolitan areas*).

démographie dans l'aire métropolitaine de Washington D.C. entre 1969 et 1994, conclut à un effet négatif significatif de la hausse des taxes locales appliquées aux entreprises sur l'emploi. A partir de données portant sur la région de Chicago, DYE *et al.* (2001) montrent que de hauts taux de taxation sur les propriétés bâties tendent à réduire le taux de croissance de l'emploi ainsi que celui des propriétés industrielles et commerciales. WU (2012) actualise l'étude sur l'aire métropolitaine de Chicago, en introduisant, en plus de la taxe sur la propriété, la taxe sur les ventes et la taxe sur les télécommunications. Il conclut que le niveau d'emploi des années post-2008 est négativement associé aux différents taux de taxe appliqués en 2008. Le recours à des données individuelles d'entreprises confirme les résultats précédents. La localisation des entreprises américaines (KOHLASE et JU, 2007) et européennes (RATHELOT et SILLARD, 2008 ; JOFRE-MONSENY et SOLLE-OLLE, 2010 ; DURANTON *et al.*, 2011 ; BRULHART *et al.*, 2012) est négativement liée aux taux de fiscalité.

A côté des recherches visant à estimer l'influence de la fiscalité locale sur l'activité économique, d'autres proposent une évaluation de l'impact de mesures visant à réduire la fiscalité locale pour favoriser la dynamique économique, les entreprises et l'emploi. En France, les Zones Franches Urbaines en sont une illustration (GIVORD *et al.*, 2013). Une évaluation de moyen-terme (GIVORD *et al.*, 2018) de ce programme entamé en 1997 parvient à des résultats mitigés. Si les entreprises sont, au premier abord, attirées par ces zones, leur implantation engendre des bénéfices mitigés pour les espaces concernés dans la mesure où les gains en emplois sont surtout engendrés par des facteurs exogènes et que les aménités locales ne sont pas améliorées. L'effet de l'allègement fiscal a donc été positif, mais seulement à court-terme, et, en partie au détriment du voisinage de ces zones (*Ibid.*). Les expériences ne sont pas toutes aussi concluantes sur la création d'emplois, qui dépendrait en grande partie des contextes sociaux et des méthodes de conception des politiques mises en œuvre (CHAUDHARY et POTTER, 2018).

De cette revue de la littérature nous tirons une première hypothèse à tester :

H1 : La hausse des taux de fiscalité exerce un effet négatif sur la croissance de l'emploi.

3.2. Dépenses publiques locales et dynamique économique

La conception des dépenses publiques comme facteur productif est souvent évoquée à l'échelle des pays comme contrepartie de la fiscalité (BENASSY-QUERE *et al.*, 2007 ; BELLAK *et al.*, 2009 ; HEYER, 2015) ou comme « capital public » (ASCHAUER, 1989 ; BOM et LIGTHART, 2014). Une difficulté de la modélisation réside dans la distinction entre dépenses productives ou non (FREY, 1977) et dans la complexité de la relation entre capital public et production (DURAN-FERNANDEZ et SANTOS, 2014). Sa conception à l'échelle locale est en revanche beaucoup plus rare en raison des difficultés qu'elle soulève. Elles concernent d'une part, la délimitation du périmètre de l'aire d'influence du bien public (HOCHMAN *et al.*, 1995) et d'autre part la modélisation des mobilités (STIGLITZ, 1977). Pour l'ensemble de ces raisons, la théorisation des dépenses locales consiste souvent à les assimiler à un bien public homogène intégré aux préférences d'un électeur médian (TIEBOUT, 1956) ou à la fonction de production des entreprises (RICHTER et WELLISCH, 1996).

Malgré les difficultés précédemment mentionnées, les analyses qui soulèvent la question de l'intérêt des dépenses locales concluent qu'elles assurent globalement le maintien d'un environnement productif pour les entreprises, en particulier à travers le financement des équipements collectifs. Telle est la conclusion de la revue des études américaines intégrant les

dépenses publiques locales parmi les déterminants de la performance économique réalisée par BARTIK (1991). Bien que les dépenses réalisées puissent être générales ou ciblées sur des domaines particuliers (éducation, infrastructures ou santé), BARTIK souligne que nombre d'études semblent indiquer que des dépenses de services publics plus élevées sont associées à la croissance de l'activité locale (*Ibid.*, p.46-48). Réalisée quelques années après, la revue de FISHER *et al.* (1997) confirme que la plupart des estimations trouvent des effets positifs, mais pas toujours significatifs, , malgré des difficultés méthodologiques (BARTIK, 1997, p.71).

BAUDEWYNS *et al.*, (2005) montrent que les dépenses communales spécifiques de culture, d'éducation, d'enseignement ou les dépenses ordinaires, ne discriminent pas significativement les variations d'emploi à l'inverse des dépenses liées au remboursement de la dette. Dans l'Etat du Maine, les entreprises semblent valoriser certaines dépenses publiques dans leurs choix de localisation, de sorte qu'augmenter les taxes et les dépenses peut se révéler une stratégie attractive (GABE et BELL, 2004). Dans le cas français, THOMAS (2007) rend compte d'une forme d'inertie de la croissance des villes françaises que la fiscalité et les dépenses locales viendraient peu perturber.

En dépit des controverses précédemment mentionnés, la littérature conduit à considérer que les dépenses publiques influencent favorablement les dynamiques locales ce qui nous amène à considérer une seconde hypothèse:

H2 : Les dépenses publiques exercent un effet positif sur la variation de l'emploi

-4-

Sources, données et opérationnalisation des variables

4.1. Champ de l'analyse

La base utilisée est le résultat de la fusion de données provenant de différentes sources. Les données d'emploi proviennent de l'ACOSS (Agence comptable des organismes de sécurité sociale), les données fiscales de la DGFIP (Direction générale des finances publiques) et les données permettant de caractériser les communes sont fournies par l'INSEE.

L'analyse empirique porte sur les 9 347 communes qui comptent 100 salariés ou plus sous contrat de droit privé. Elles représentent 97,3% de l'emploi salarié national en 2015. L'exclusion des communes comptant moins de 100 salariés, soit approximativement 70% des communes françaises, est justifiée par trois phénomènes, générateurs de biais : la volatilité du nombre d'emplois recensés par l'ACOSS, la forte spécificité de leur croissance et les mouvements de fusions qui les ont principalement affectées au cours de la période étudiée.

La période couverte commence en 2011, année correspondant à l'entrée en vigueur de la CFE et se termine en 2015. Elle se caractérise par une homogénéité des institutions et de la géographie administrative (*cf.* Figure 1). L'analyse porte ainsi sur la relation entre les conditions fiscales et économiques initiales observées en 2011 et la variation de l'emploi mesurée entre 2011 et 2015.

4.2. Données et variables

La variable dépendante est la variation de l'emploi communal, calculée à partir des données relatives au nombre de postes au sein des établissements cotisants à l'ACOSS. Nous utilisons le taux de croissance relative, noté $Croieff_i$ défini tel que :

$$Croieff_i = \frac{Eff_{i,2015} - Eff_{i,2011}}{Eff_{i,2011}} \quad (1)$$

Avec $Eff_{i,t}$, le nombre de salariés déclarés au 31 décembre de l'année t par les établissements actifs opérant sur une commune i au cours de l'année t ($t=2011, 2015$).

Suivant LEVRATTO et GARSAA (2016), nous considérons que les variations de l'emploi d'une commune dépendent de différents facteurs locaux, ce qui nous conduit à estimer l'équation empirique suivante :

$$Croieff_i = \beta_0 + \beta_j Fisca_i + \gamma_k Product_i + \delta_l Control_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Avec $Fisca_i$, un vecteur de variable caractérisant la fiscalité locale et les dépenses publiques d'une commune i , $Product_i$, un vecteur de variables décrivant les principales caractéristiques du tissu productif d'une commune i , $Control_i$, un vecteur de variables de contrôle et ε_i , un terme d'erreur aléatoire de moyenne nulle et de variance σ_i^2 .

Le premier bloc de variables explicatives, $Fisca_i$, décrit le système fiscal et les dépenses publiques. La première est le taux de CFE, noté CFE , défini comme le taux annuel voté au sein des communes et/ou des EPCI. Il est exprimé en proportion et sa valeur est comprise entre 0 et 1. Afin de tenir compte des dépenses réalisées dans les communes, nous y ajoutons deux variables, notées $DepEquipCOM$ et $DepEquipEPCI$, qui représentent les dépenses dites d'équipement réalisées respectivement par la commune et éventuellement par l'EPCI à laquelle elle appartient. Elles correspondent pour l'essentiel à des dépenses d'investissement. Conformément à BANIA *et al.* (2007), nous considérons que ces dépenses structurent l'environnement local et sont particulièrement importantes pour les conditions de développement des entreprises. Les deux échelles communales et intercommunales sont prises en compte simultanément car les équipements financés ne sont pas nécessairement les mêmes. Ces niveaux de dépenses sont rapportés au nombre d'habitants et, afin de prendre en compte leur effet structurant dans le temps, nous retenons leur valeur moyenne entre 2008 et 2011.

Le deuxième vecteur de variables, $Product_i$, contient un ensemble d'indicateurs permettant de qualifier le tissu économique d'une commune. Suivant la littérature, nous retenons les économies d'agglomération (BEAUDRY et SCHIFFAUEROVA, 2009) dont la prise en compte est d'autant plus justifiée que notre échelle d'analyse, la commune, est adaptée pour détecter des économies d'agglomération qui s'exercent souvent sur un périmètre limité (DE SILVA et MCCOMB, 2012). Nous les approximons par le nombre de salariés travaillant dans la commune. Afin de tenir compte de biais éventuels induits par les différences de taille et donc une large amplitude de sa distribution, nous l'introduisons sous sa forme logarithmique, notée $lnEff$. Si la taille est en général positivement associée à la productivité (ANDERSSON et LÖÖF, 2011), certains auteurs assimilent la productivité à la croissance d'emploi (GLAESER *et al.*, 1992), si bien que le lien qui existe entre les deux est ambigu (CINGANO et SCHIVARDI, 2004). Le signe attendu est donc indéterminé.

L'introduction de deux variables $Partmanuf$ et $Partkibs$, permet de tenir compte de l'importance du secteur industriel (LEVRATTO *et al.* 2017) et du secteur des services à forte intensité en connaissance (DOLOREUX *et al.* 2017). Elles sont égales, respectivement, au

nombre d'emploi du secteur C et du secteur M³ divisé par l'emploi de la commune. Ces indicateurs sont complétés par l'indice synthétique de KRUGMAN (1991), noté *Spec*, qui donne une idée à la fois de la spécialisation (quand il tend vers 1) et de la diversité (quand il tend vers 0) des activités sur le territoire communal. Il est calculé suivant (KUBRAK, 2013), en retenant la NAF rév.2 de 2008 en 38 catégories industrielles, avec X l'emploi de (i) la commune, de (k) le secteur et de tout l'échantillon s'il n'y a pas d'indice :

$$Spec_i = \frac{1}{2} \sum_k \left| \frac{X_i^k}{X_i} - \frac{X^k - X_i^k}{X - X_i} \right| \quad (3)$$

Des variables de contrôle complètent l'équation La première est la proximité à la métropole régionale institutionnelle⁴, ci-après *DistMetrop*, qui favorise le jeu des externalités d'agglomération (ARAUZO-CAROD et VILADECANS-MARSAL, 2009). Elle est calculée par les coordonnées géographiques des centres de gravité pour chaque commune de façon telle que :

$$DistMetrop_i = \min_m [\arcsin(\sin(lat_i) \sin(lat_m) + \cos(lat_i) \cos(lat_m) \cos(lon_m - lon_i)) * r] \quad (4)$$

avec (i) l'indice de la commune et (m) des métropoles. *lat* est la latitude et *lon* la longitude du centre de gravité de chaque commune, *r* le rayon de la terre.

Nous intégrons également le revenu médian de la commune (*Revenu*) qui donne une indication sur la demande locale aux entreprises et le potentiel fiscal que les communes peuvent tirer des ménages, qui peuvent générer des effets positifs sur l'activité économique. Un contrôle géographique est proposé grâce à l'introduction d'une variable muette, notée *ZAE*, qui prend la valeur 1 si la commune héberge tout ou partie d'une ZAE soumise à un régime fiscal différent et 0 sinon ainsi que par la prise en compte de variables muettes indiquant la région d'appartenance de la commune, la région Rhône-Alpes étant prise pour référence.

Le tableau 2 présente les statistiques descriptives des différentes variables utilisées dans l'analyse ; la matrice des corrélations figure en annexe.

Tableau 2 : Statistiques descriptives

	Var. (en 2011)	Nb. Obs.	Moyenne	Écart-type	Min	Max	Unité de mesure	Source
<i>Variable expliquée</i>								
	<i>Croieff (2011-2015)</i>	9347	-0.168	0.183	-1	3.183	s.u*	ACOSS
<i>Variabes explicatives</i>								
Fiscalité et dépenses publiques	<i>CFE</i>	9347	0.247	0.048	0.0001	0.537	s.u	
	<i>DepEquipEPCI</i>	9340	0.151	0.145	0	3.096	1000€/hab	DGFIP
	<i>DepEquipCOM</i>	9347	0.375	0.364	0.0068	11.31	1000€/hab	
	<i>lnEff</i>	9345	6.228	1.272	4.615	14.143	Ln(sal)	
Tissu productif	<i>Spec</i>	9347	0.543	0.164	0.145	0.993	s.u	
	<i>Partmanuf</i>	9347	0.243	0.24	0	1	s.u	ACOSS
	<i>Partkibs</i>	9347	0.037	0.063	0	0.936	s.u	
Contrôles	<i>DistMetrop</i>	9295	65.59	41.53	0	299.13	km	
	<i>Revenu</i>	9331	19.74	3.7	9.484	46.09	1000€	INSEE

³ NAF Rev.2, 2008

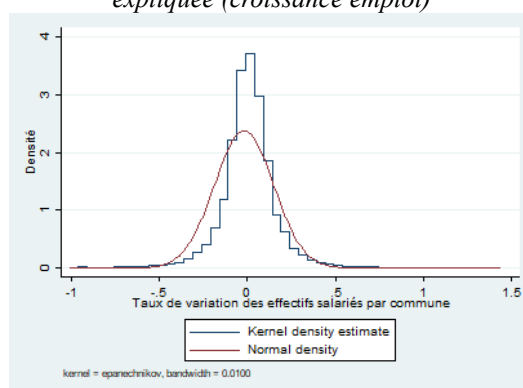
⁴ Nous avons retenu les métropoles au 1^{er} Janvier 2018 : Paris, Marseille, Dijon, Brest, Toulouse, Bordeaux, Montpellier, Rennes, Tours, Grenoble, Saint Etienne, Nantes, Orléans, Nancy, Metz, Lille, Clermont-Ferrand, Strasbourg, Rouen, Toulon, Nice ; ainsi que Lyon.

-5-

Stratégie empirique, résultats et discussion**5.1. Méthodologie**

L'estimation de l'équation (2) ci-dessus ne peut être réalisée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO ci-dessous) dont les résultats seraient biaisés en raison de la distribution particulière de la variable expliquée, *Croieff* (cf. Figure 2). Nous estimons par conséquent l'équation empirique (2) à l'aide de la technique de la régression quantile (notée RQ ci-dessous) proposée par KOENKER et BASSETT (1978), qui permet d'estimer les coefficients le long de la distribution des quantiles conditionnels.

Figure 2 : Diagramme normal/Kernel de la variable expliquée (croissance emploi)



Source : Données ACOSS

Deux raisons justifient ce choix (KOENKER, 2005). La première est que l'hypothèse de normalité des erreurs, qui représente l'un des fondements de la méthode des MCO, n'est pas vérifiée, comme c'est le cas pour les croissances d'emplois. Moins sensible à la présence des points extrêmes, la RQ représente une alternative permettant de garantir une certaine robustesse des résultats. La seconde raison est que différents coefficients sont estimés selon la valeur de la variable expliquée, donnant une image plus complète de la relation entre nos variables (GIVORD et D'HAULTFOEUILLE, 2013). Les RQ permettent ainsi d'identifier l'effet marginal des variables explicatives selon des quantiles choisis de la distribution conditionnelle de la variable expliquée. Nous utilisons une méthode de régression quantile en simultanée, avec une technique de *bootstrap* pour estimer des variances de façon plus robuste et un calcul de la matrice variance-covariance qui prenne en compte les données inter-quantiles⁵.

5.2. Résultats sur l'ensemble des communes

Les estimations sont réalisées sur la base de l'ensemble de l'échantillon, ici sur 9274 communes qui comptent au moins 100 salariés en 2011. Le Tableau 3 présente les résultats obtenus sur trois moments de la distribution de la variable expliquée (premier quartile,

⁵ Le calcul est compilé dans la fonction *sqreg* de Stata.

médiane, troisième quartile). Les coefficients de l'estimation par les MCO ne sont pas interprétés ; ils servent uniquement de référence.

Tableau 3 : Résultats des estimations sur l'ensemble des communes comptant au moins 100 salariés

VARIABLES	(1) OLS	(2) RQ q25	(3) RQ q50	(4) RQ q75	(5) OLS	(6) RQ q25	(7) RQ q50	(8) RQ q75
<i>CFE</i>	0.150*** (0.0399)	0.134*** (0.0342)	0.0914*** (0.0322)	0.125*** (0.0369)	0.0861 (0.0549)	0.0413 (0.0491)	0.0203 (0.0418)	0.0606 (0.0546)
<i>DepEquipEPCI</i>	0.00975 (0.0128)	0.00399 (0.00964)	0.0152 (0.0103)	0.00774 (0.0114)	0.00834 (0.0129)	-0.000657 (0.0102)	0.0174* (0.0105)	0.00240 (0.0151)
<i>DepEquipCOM</i>	0.0240*** (0.00558)	0.0150*** (0.00509)	0.0217*** (0.00606)	0.0278*** (0.00573)	0.0241*** (0.00561)	0.0135*** (0.00521)	0.0204*** (0.00553)	0.0277*** (0.00574)
<i>lnEff</i>	-0.00290 (0.00180)	0.00994*** (0.00135)	-0.000924 (0.00135)	-0.0124*** (0.00149)	-0.00241 (0.00189)	0.0122*** (0.00154)	0.00160 (0.00128)	-0.0129*** (0.00169)
<i>Spec</i>	-0.0873*** (0.0194)	-0.0934*** (0.0170)	-0.0366*** (0.0133)	-0.0205 (0.0136)	-0.0794*** (0.0191)	-0.0783*** (0.0182)	-0.0221* (0.0124)	-0.0110 (0.0165)
<i>DistMetrop</i>	-0.000201*** (4.65e-05)	-0.000112*** (4.12e-05)	-0.000194*** (3.45e-05)	-0.000246*** (4.03e-05)	-0.000337*** (5.47e-05)	-0.000174*** (5.20e-05)	-0.000283*** (3.93e-05)	-0.000409*** (5.34e-05)
<i>Partmanuf</i>	-0.0261** (0.0111)	-0.00674 (0.0109)	-0.0208*** (0.00757)	-0.0235*** (0.00787)	-0.0266** (0.0112)	-0.0122 (0.0102)	-0.0188*** (0.00711)	-0.0218** (0.00949)
<i>Partkibs</i>	0.0225 (0.0412)	-0.0248 (0.0420)	0.0437 (0.0290)	0.0820*** (0.0271)	0.0199 (0.0414)	-0.0232 (0.0392)	0.0270 (0.0283)	0.0833** (0.0367)
<i>Revenu</i>	0.00469*** (0.000534)	0.00366*** (0.000498)	0.00377*** (0.000378)	0.00452*** (0.000505)	0.00447*** (0.000543)	0.00334*** (0.000540)	0.00406*** (0.000442)	0.00439*** (0.000616)
<i>ZAE</i>	0.0181*** (0.00657)	0.0101* (0.00594)	0.00595 (0.00596)	0.0153* (0.00908)	0.0211*** (0.00665)	0.0154** (0.00602)	0.00953* (0.00568)	0.0152 (0.00952)
Constante	-0.0718*** (0.0239)	-0.209*** (0.0213)	-0.0860*** (0.0190)	0.0322 (0.0209)	-0.0432 (0.0264)	-0.179*** (0.0236)	-0.0828*** (0.0195)	0.0647*** (0.0243)
Régions	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	9,274	9,274	9,274	9,274	9,274	9,274	9,274	9,274
R ²	0.029				0.038			
Pseudo R ²		0.0328	0.0182	0.0225		0.0426	0.0274	0.03

Ecarts-types robustes entre parenthèse

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Ces résultats montrent que le taux de taxe est positivement corrélé à la variation de l'emploi au niveau communal⁶, sur la totalité de la distribution de la variable expliquée. Toutefois, ces valeurs cachent des différences spatiales importantes. La prise en compte dans le modèle des 22 régions⁷ existant en 2011 conduit à nuancer le propos, avec un effet fiscal estimé qui diminue au moins de moitié et n'est plus significativement différent de zéro, quoique toujours positif. La première hypothèse n'est donc pas validée puisque l'effet propre du taux de fiscalité est soit positivement associé à la variation du nombre d'emplois, soit sans effet sur cette dernière. Nous sommes donc amenés à conclure alors que la fiscalité locale appliquée aux entreprises n'est pas une variable déterminante de la dynamique de l'emploi. Nos résultats se distinguent des analyses qui rendent compte d'un effet systématiquement négatif des taxes locales (WASYLENKO, 1997) et vont dans le sens des travaux qui soulignent la fragilité de ce résultat (DUE, 1961 ; ROMANS et SUBRAHMANYAM, 1979). Cette première série d'estimations nous conduit donc à rejeter la première hypothèse.

Nos résultats mettent en évidence un effet positif significatif croissant le long de la distribution des dépenses publiques communales par tête sur la variation d'emploi. Ce résultat invite à explorer en détail les politiques publiques en matière de dépenses d'équipement. En effet, des dépenses publiques locales plus élevées, peuvent anticiper une croissance à terme. Notons qu'une mesure des dépenses en volume, et sur une moyenne temporelle, n'est qu'un indicateur imparfait des investissements productifs et de leur qualité. Ce résultat n'est par contre pas confirmé lorsque l'on considère les dépenses réalisées par l'EPCI dont le coefficient n'est pas significatif. Une explication possible est que les regroupements de communes ne ciblent pas leurs dépenses sur une commune donnée mais privilégient au

⁶ L'utilisation de la différence en logarithme, *i.e.* $\ln(\text{eff}_{2015}) - \ln(\text{eff}_{2011})$, pour éviter les problèmes liés aux petites communes, confirment les résultats obtenus avec la croissance relative.

⁷ La région Rhône-Alpes sert de référence car c'est la plus représentée.

contraire les biens ou les équipements bénéficiant à l'ensemble des communes adhérentes. L'hypothèse 2 est donc partiellement cohérente puisque seule une catégorie de dépenses exerce une influence positive sur l'emploi.

Nos résultats rendent compte de la complexité du rapport entre finances locales et dynamiques des entreprises à travers l'évolution de l'emploi. Les différents taux de fiscalité ne semblent pas discriminer la croissance alors que les dépenses publiques si, et positivement. Ils vont en partie dans le sens de LYNCH (2004) qui, à partir d'une revue de recherches américaines sur le sujet considère que les effets des différentiels fiscaux, bien que souvent négatifs, sont de très faible ampleur alors que les dépenses publiques qui sont alimentées par ces prélèvements jouent un rôle important pour le développement économique. LYNCH conclut alors que les réductions de taxes n'exercent pas d'effet direct sur le territoire car elles permettent de dégager un revenu qui sera en partie dépensé ailleurs alors que les taxes collectées localement sont aussi dépensées localement (*Ibid.*, p. 46).

Nos résultats sont également conformes à des rapports institutionnels sur le sujet. Ainsi, un rapport effectué pour le compte du conseil des prélèvements obligatoires pointe que là où la taxe professionnelle peut éventuellement importer pour les entreprises, la CFE n'est pas une source d'inquiétude (DELTOUR-BECQ, 2014, p.34). Elle l'est d'autant moins que la CFE représente un coût modique pour les entreprises ; elle est même nulle pour les firmes de moins d'un an. De plus, les collectivités territoriales orientent davantage leur marketing territorial sur les équipements qui concernent la partie dépenses de leur budget plutôt que sur les allègements de fiscalité qui sont sources de moindres recettes (*Ibid.*, p.36). Les communes qui présentent les dépenses d'équipement les plus élevées tendent donc à être plus dynamiques que les autres sur le plan de l'emploi.

En ce qui concerne les variables illustrant la nature du tissu productif, nos résultats montrent un effet différencié le long de la distribution de la variable dépendante. L'effet de la taille ($LnEff$) décroît au fur et à mesure que l'on se déplace vers la droite, il est positif pour les taux de croissance faible et devient négatif pour les valeurs du taux de croissance de l'emploi supérieures à Q3. Ce dernier résultat est conforme à LEVRATTO et GARSAA (2016). Il va également dans le sens des recherches qui concluent à hétérogénéité des phénomènes d'agglomération ainsi que le rappellent DE GROOT *et al.* (2015). L'indicateur de spécialisation de Krugman présente un effet négatif décroissant le long de la distribution du taux de variation de l'emploi ; il est négatif sur Q1 et Q2 et disparaît sur Q3. Les communes les moins dynamiques en matière d'emploi présentent donc le tissu industriel le plus spécialisé mais cette relation n'est plus vérifiée pour les communes présentant les plus forts taux de croissance du nombre de salariés. Un complément d'explication est donné par les coefficients associés à la variable *Partmanuf* qui est négativement corrélée à la variable expliquée sur la partie droite de la distribution du Y. Il apparaît enfin que les communes dont la croissance de l'emploi est la plus élevée sont également celles dans lesquelles la part des salariés travaillant dans les services à forte intensité en connaissances (*Partkibs*) est la plus élevée.

Enfin, nos résultats confirment l'idée que la distance à la métropole la plus proche exerce un effet négatif sur l'emploi. Malgré un effet d'ampleur relativement faible, la proximité de grands centres urbains pourrait constituer un avantage sur l'attractivité et le succès économiques. Nos résultats sont donc compatibles avec une lecture « métropolitaine » du développement local, attribuant aux grandes villes la capacité de générer de la croissance d'emploi (JACOBS, 1969 ; CARLINO, 2001). alors il est concevable de supposer en première approche que la proximité aux grands centres urbains est associée à un potentiel plus grand de

création d'emplois. Les signes des autres variables sont conformes à nos attentes. Les communes qui abritent des ménages au revenu plus élevé présentent de plus forts taux de croissance de l'emploi. Les externalités de ces communes plus riches, en termes de fiscalité locale ou de contexte social seraient alors plus importantes que le coût du foncier qu'une telle richesse peut impliquer.

5.3. Tests de robustesse

Deux types de tests sont proposés pour évaluer la stabilité des estimations initiales. Ils consistent à séparer l'échantillon global en fonction de la taille de la commune et de sa distance à la métropole la plus proche, ces deux variables exerçant un effet significatif lorsque l'estimation concerne l'ensemble des communes de 100 salariés et plus.

En premier lieu, les variations d'emplois dans les « petites » communes sont susceptibles d'être soumises à des régimes plus spécifiques, voire plus chaotiques. Ainsi le processus de génération des données est susceptible d'être très différent. Ensuite, la taille des juridictions importe sur la taxation dans les modèles de nouvelle économie géographique (BALDWIN et KRUGMAN, 2004), prédisant qu'une taille plus petite implique un taux de taxe plus faible. Ce résultat est mis en défaut à l'échelle locale par JANEBA et OSTERLOH (2013), pour qui le nombre de juridictions en concurrence et leur taille ont un effet décisif sur la taxation, et que dans certaines situations ce sont les plus grands territoires qui pratiquent un taux de taxe plus élevé.

Par ailleurs, la distance à la métropole la plus proche importe dans les logiques de localisation et de croissance influencées ou non par la fiscalité, comme le formalise par exemple la plupart des modèles d'économie urbaine (BRUECKNER, 2011). En effet, que ce soit la question des gradients de coûts du foncier ou celle de l'accessibilité aux externalités positives de la densité centrale, les communes « métropolitaines » et « non métropolitaines » sont potentiellement soumises à des régimes différents de concurrence fiscale et de croissance. Nous proposons de constituer quatre sous-échantillons à partir de la médiane de taille économique (378 salariés) et de celle de la distance à la métropole la plus proche (60km). Les communes en dessous de la médiane sont respectivement « petites » ou « proches », au-dessus de la médiane, elles sont « grandes » ou « loin ». Le tableau 4 contient les coefficients estimés pour nos variables fiscales d'intérêt, dans l'équation de notre modèle de l'équation (2).

Tableau 4 : Tests de robustesse sur sous échantillons taille économique – distance à la métropole

Petit/Proche	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	q25	q50	q75	OLS	q25	q50	q75
CFE	0.268** (0.115)	0.0807 (0.142)	0.187** (0.0874)	0.199 (0.176)	0.109 (0.171)	0.132 (0.162)	0.0262 (0.147)	-0.100 (0.164)
DepEquipEPCI	0.0260 (0.0385)	0.00230 (0.0378)	0.0428* (0.0233)	-0.0554 (0.0432)	0.0463 (0.0403)	0.0339 (0.0420)	0.0419 (0.0288)	-0.0253 (0.0471)
DepEquipCOM	0.0475** (0.0232)	0.0412* (0.0231)	0.0359** (0.0151)	0.0292 (0.0209)	0.0437* (0.0236)	0.0369 (0.0238)	0.0354* (0.0202)	0.0356 (0.0228)
Régions	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	2,012	2,012	2,012	2,012	2,012	2,012	2,012	2,012
R ²	0.025				0.035			
Pseudo R ²		0.0145	0.0113	0.0116		0.0284	0.0171	0.0235
Petit/Loin	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	q25	q50	q75	OLS	q25	q50	q75
CFE	0.114 (0.0827)	0.150 (0.0984)	0.0987* (0.0564)	0.0712 (0.0882)	-0.00639 (0.116)	-0.0603 (0.113)	-0.130 (0.108)	0.0324 (0.126)
DepEquipEPCI	0.0138 (0.0270)	0.00837 (0.0261)	0.00208 (0.0223)	-0.00310 (0.0317)	0.00133 (0.0261)	-0.0163 (0.0259)	-0.0120 (0.0241)	-0.0108 (0.0351)

DepEquipCOM	0.0182* (0.0105)	0.0108 (0.0141)	0.00968 (0.0117)	0.0280** (0.0130)	0.0159 (0.0109)	0.00303 (0.0126)	0.00317 (0.0117)	0.0295** (0.0124)
Régions	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	2,601	2,601	2,601	2,601	2,601	2,601	2,601	2,601
R ²	0.022				0.036			
Pseudo R ²		0.0131	0.0086	0.0111		0.0287	0.0214	0.0194
Grand/Proche	(1) OLS	(2) q25	(3) q50	(4) q75	(5) OLS	(6) q25	(7) q50	(8) q75
CFE	0.191*** (0.0585)	0.152*** (0.0531)	0.107** (0.0471)	0.250*** (0.0611)	0.0751 (0.0742)	0.00765 (0.0839)	-0.000246 (0.0658)	0.0650 (0.0773)
DepEquipEPCI	0.00402 (0.0192)	-1.54e-05 (0.0160)	0.0239 (0.0186)	-0.0176 (0.0198)	0.0221 (0.0194)	0.0200 (0.0241)	0.0298* (0.0166)	0.0145 (0.0232)
DepEquipCOM	0.0310*** (0.00987)	0.0183 (0.0143)	0.0255*** (0.00919)	0.0324*** (0.0114)	0.0316*** (0.00955)	0.0286* (0.0152)	0.0237** (0.00926)	0.0263** (0.0129)
Régions	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	2,608	2,608	2,608	2,608	2,608	2,608	2,608	2,608
R ²	0.029				0.048			
Pseudo R ²		0.0318	0.023	0.0293		0.0532	0.0449	0.0476
Grand/Loin	(1) OLS	(2) q25	(3) q50	(4) q75	(5) OLS	(6) q25	(7) q50	(8) q75
CFE	0.0493 (0.0526)	0.0138 (0.0587)	0.0478 (0.0480)	0.0271 (0.0621)	0.0912 (0.0875)	0.0422 (0.100)	0.0835 (0.0700)	-0.00140 (0.117)
DepEquipEPCI	-0.0244 (0.0199)	-0.0413** (0.0170)	-0.0270* (0.0153)	0.000426 (0.0195)	-0.0320 (0.0213)	-0.0212 (0.0198)	-0.0272 (0.0173)	-0.0101 (0.0267)
DepEquipCOM	0.0171*** (0.00563)	0.0158** (0.00619)	0.0214** (0.00837)	0.0306** (0.0121)	0.0155*** (0.00575)	0.0147** (0.00693)	0.0151 (0.00939)	0.0298** (0.0143)
Régions	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	2,043	2,043	2,043	2,043	2,043	2,043	2,043	2,043
R ²	0.065				0.082			
Pseudo R ²		0.0477	0.0365	0.0545		0.0652	0.0506	0.0681

Ecarts-types robustes entre parenthèse

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les résultats obtenus par ces tests de robustesses montrent bien que l'effet de la fiscalité est volatile à deux titres, d'une part la régression quantile montre que les coefficients sont variables selon le quantile étudié, et d'autre part, toute significativité est perdue à cause de la grande variabilité dans l'association statistique. Les résultats négatifs obtenus n'apparaissent qu'avec la prise en compte des régions.

Le choix de 100 salariés comme seuil minimal est évidemment arbitraire et peut sembler encore assez bas pour étudier les variations d'emploi. Le modèle de l'équation (2) a donc été estimé en retenant différents seuils minimaux. Soit S la valeur du seuil, les résultats pour les variables d'intérêts⁸ sont présentés pour différents S dans le tableau 5. Plusieurs tests montrent qu'en comparant les plus grandes communes entre elles, l'estimation de l'effet fiscal reste de même ampleur (autour de 0.1), la valeur de significativité ayant tendance à diminuer à mesure que l'échantillon se raccourcit – notamment car le nombre d'observations participe directement du calcul de la significativité. Cette observation tient même quand les régions sont intégrées au modèle.

Tableau 5 : Modèle de régression avec modification du seuil minimal de salariés dans la commune

S=500	(1) OLS	(2) q25	(3) q50	(4) q75	(5) OLS	(6) q25	(7) q50	(8) q75
CFE	0.160*** (0.0414)	0.153*** (0.0364)	0.110*** (0.0409)	0.170*** (0.0485)	0.154*** (0.0570)	0.0999** (0.0504)	0.101* (0.0562)	0.0987* (0.0568)
DepEquipEPCI	0.00669 (0.0148)	-0.00374 (0.0113)	0.0162 (0.0107)	0.0128 (0.0171)	0.00580 (0.0154)	-0.00748 (0.0124)	0.0148 (0.0127)	0.00884 (0.0218)
DepEquipCOM	0.0239*** (0.00639)	0.0186*** (0.00533)	0.0304*** (0.00635)	0.0269*** (0.00861)	0.0239*** (0.00652)	0.0159*** (0.00605)	0.0303*** (0.00663)	0.0270*** (0.00869)
Régions	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	3,925	3,925	3,925	3,925	3,925	3,925	3,925	3,925
R ²	0.054				0.070			

⁸ Pour les autres variables, les tableaux sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

Pseudo R ²		0.0442	0.039	0.0422		0.0588	0.0555	0.06
S=1000	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	q25	q50	q75	OLS	q25	q50	q75
CFE	0.145*** (0.0466)	0.125*** (0.0472)	0.118*** (0.0433)	0.139** (0.0562)	0.126* (0.0675)	0.114* (0.0616)	0.0897 (0.0546)	0.0630 (0.0746)
DepEquipEPCI	0.00698 (0.0174)	0.00215 (0.0120)	0.0146 (0.0138)	0.00922 (0.0165)	0.0113 (0.0180)	0.00247 (0.0143)	0.0115 (0.0142)	0.00307 (0.0224)
DepEquipCOM	0.0315*** (0.00873)	0.0297*** (0.00961)	0.0337*** (0.00718)	0.0228** (0.00892)	0.0303*** (0.00867)	0.0239** (0.00987)	0.0325*** (0.00823)	0.0268*** (0.0101)
Régions	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	2,440	2,440	2,440	2,440	2,440	2,440	2,440	2,440
R ²	0.076				0.099			
Pseudo R ²		0.0489	0.0567	0.0573		0.0694	0.079	0.0812
S=5000	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	q25	q50	q75	OLS	q25	q50	q75
CFE	0.233*** (0.0721)	0.108* (0.0573)	0.106 (0.0843)	0.260** (0.108)	0.245** (0.102)	0.155 (0.0969)	0.151 (0.0952)	0.193 (0.119)
DepEquipEPCI	0.0483 (0.0298)	0.0201 (0.0164)	0.0418 (0.0264)	0.0261 (0.0313)	0.0648* (0.0338)	0.0281 (0.0222)	0.0504* (0.0301)	0.0402 (0.0384)
DepEquipCOM	0.0721*** (0.0234)	0.0394* (0.0214)	0.0718*** (0.0198)	0.0570* (0.0327)	0.0661*** (0.0226)	0.0404* (0.0239)	0.0517** (0.0216)	0.0483 (0.0330)
Régions	NON	NON	NON	NON	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	577	577	577	577	577	577	577	577
R ²	0.181				0.240			
Pseudo R ²		0.076	0.0916	0.1318		0.1193	0.1391	0.1849

Ecart-types robustes entre parenthèse

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

-6- Conclusion

Cet article avait pour objectif de mettre en évidence l'influence des taxes et dépenses locales sur l'emploi des communes. Nos résultats nous incitent à conclure qu'une fiscalité locale plus élevée ne déprime pas l'emploi et que la croissance de ce dernier est en revanche favorisée par une augmentation des dépenses publiques d'équipement au niveau communal. En d'autres termes, cette recherche vient renforcer la thèse selon laquelle la fiscalité locale n'est pas un frein à la création d'emplois dans le secteur privé, dont la croissance dépend d'autres caractéristiques locales, parmi lesquelles les dépenses locales d'équipement qui déterminent certaines aménités d'un territoire.

Ces résultats d'ensemble sont robustes aux estimations effectuées sur différents échantillons à une exception près. En effet, dans les communes proches des métropoles, quel que soit le nombre d'emplois salariés qui y est dénombré, nous avons mis en évidence une relation positive, quoique faible, entre le taux de fiscalité et la variation de l'emploi. Ces résultats confirment l'importance des aménités locales ou la disponibilité d'un bien public utile à la production des entreprises financées par une légère augmentation de la fiscalité (BANIA *et al.*, 2007).

Ces constats ne peuvent cependant pas être transformés en recommandations aux collectivités locales. En premier lieu, l'effet positif de la fiscalité est limité à des profils de communes particuliers et vaut pour des faibles taux de prélèvement ce qui réduit la portée d'une généralisation de la hausse des taux pour dynamiser l'emploi. En second lieu, la nature des dépenses d'équipement dont la hausse est un facteur favorable à l'emploi ne permet pas d'identifier les types d'équipements à privilégier pour dynamiser un territoire. Il n'en demeure pas moins que nos résultats vont dans le sens des recherches qui montrent l'absence d'effet négatif de la fiscalité locale sur les dynamiques localisées de l'emploi et, à ce titre, pourraient

amener les décideurs locaux à moins redouter la hausse des taux de contribution des entreprises.

Cette recherche mériterait d'être suivie d'investigations complémentaires permettant d'en limiter certaines faiblesses. En effet, bien que nous ayons considéré l'échelon communal et intercommunal, les interactions spatiales entre les communes ne sont pas explicitement prises en compte dans l'analyse.. Il serait par conséquent intéressant de traiter le sujet à l'aide de techniques d'économétrie spatiale permettant de complexifier la modélisation économétrique pour tenir compte de l'autocorrélation et/ou de l'hétérogénéité spatiale (LE GALLO, 2002 et 2004). Ou plus finement encore, afin de mieux cerner la complexité des résultats obtenus, il serait utile d'analyser en détail les rapports entre collectivités locales et entreprises pour en comprendre la source. La réalisation d'études de cas comparatives permettant d'articuler trajectoires historiques des territoires, interactions horizontales et verticales entre territoires fonctionnels et administratifs, enjeux politiques locaux serait ainsi un complément précieux.

BIBLIOGRAPHIE

ALBERT J-L (2015) Après l'intercommunalité, quoi ? *Revue française d'administration publique* 4: 981-988.

ANDERSSON M, LOOF H (2011) Agglomeration and productivity: evidence from firm-level data. *The Annals of Regional Science* 46(3): 601-620.

ARAUZO-CAROD J-M, VILADECANS-MARSAL E (2009) Industrial location at the intra-metropolitan level: The role of agglomeration economies. *Regional Studies* 43(4): 545-558.

ASCHAUER D (1989) Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics* 23: 177-200.

BANIA N, GRAY A-G, STONE J (2007) Growth, taxes, and government expenditures: Growth Hills for U.S. States. *National Tax Journal* 60(2): 193-204.

BALDWIN R, KRUGMAN P (2004) Agglomeration, integration and tax harmonization. *European Economic Review* 48: 1-23.

BARTIK T (1991) *Who benefits from State and local economic development policies?* W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo.

BAUDEWYNS D, BAYENET B, PLASMAN R, VAN DEN STEEN C (2005) *Impact de la fiscalité et des dépenses communales sur la localisation intra-métropolitaine des entreprises et des ménages : Bruxelles et sa périphérie.* DULBEA, Bruxelles.

BEAUDRY C, SCHIFFAUEROVA A (2009) Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate. *Research Policy* 38(2): 318-337.

BELLAK C, LEIBRECHT M, DAMIJAN J (2009) Infrastructure endowment and corporate income taxes as determinants of foreign direct investment in Central and Eastern European countries. *The World Economy* 32(2): 267-290.

BENASSY-QUERE A, GOBALRAJA N, TRANNOY A (2005) Concurrence fiscale et facteur public In SAINT ETIENNE C, LE CACHEUX J (dir.) *Croissance équitable et concurrence fiscale.* La documentation française, Paris.

BOM P, LIGTHART J (2014) What have we learned from three decades of research on the productivity of public capital? *Journal of Economic Surveys* 28(5): 889-916.

BORCK R, PFLUGER M (2006) Agglomeration and tax competition. *European Economic Review* 50: 647-668.

BRENNAN G, BUCHANAN J (1980) *The power to tax: Analytical foundations of a fiscal constitution.* Cambridge University Press, Cambridge.

BRUECKNER J (2011) *Lectures on urban economics.* MIT Press, Cambridge.

BRULHART M, JAMETTI M, SCHMIDHEINY K (2012) Do agglomeration economies reduce the sensitivity of firm location to tax differentials? *The Economic Journal* 122: 1069-1093.

CARLINO G (2001) *Knowledge spillovers: Cities' role in the new economy.* Federal Reserve Bank of Philadelphia, Philadelphia.

CHAUDHARY N, POTTER J (2018) Evaluation of the local employment impacts of enterprise zones: A critique. *Urban Studies*, à paraître. DOI: 10.1177/0042098018787738

CINGANO F, SCHIVARDI F (2004) Identifying the sources of local productivity growth. *Journal of the European Economic Association* 2(4): 720-742.

DETLOUR-BECQ L (2014) *Attractivité des territoires et fiscalité locale des entreprises*. Rapport pour le Conseil des Prélèvements Obligatoires.

DE GROOT H, POOT J, SMIT M (2016) Which agglomeration externalities matter most and why ? *Journal of Economic Surveys* 30(4): 757-782.

DE SILVA D, MCCOMB R (2012) Geographic concentration and high tech firm survival. *Regional Science and Urban Economics* 42(4): 691-701.

DGCL (2017) *1266 EPCI à fiscalité propre au 1er janvier 2017*. Bulletin d'information statistique de la DGCL N°113, Paris.

DOLOREUX D, FREEL M, SHEARMUR R (2010) *Knowledge-intensive business services: Geography and innovation*. Routledge, Londres.

DUE J (1961) Studies of State-local tax influences on location of industry. *National Tax Journal* 14(2): 163-173.

DURANTON G, GOBILLON L, OVERMAN H (2011) Assessing the effects of local taxation using microgeographic data. *The Economic Journal* 121: 1017-1046.

DYE R, MCGUIRE T, MERRIMAN D (2001) The impact of property taxes and property classification on business activity in the Chicago metropolitan area. *Journal of Regional Science* 41(4): 757-778.

FISHER R (1997) The effects of State and local public services on economic development. *New England Economic Review* (March/April): 53-82.

FREY B (1977) On the political economy of public service In FELDSETIN M, INMAN R (eds.) *The economics of public services*. The Macmillan Press LTD, Houndmills.

GABE T, BELL K (2004) Tradeoffs between local taxes and government spending as determinants of business location. *Journal of Regional Science* 44(1): 21-41.

GARSAA A, LEVRATTO N (2017) L'entreprise, le territoire, ou les deux ? Analyse multiniveaux des déterminants des variations de l'emploi en France. *Région et Développement* 45: 31-58.

GILBERT G, LAHRECHE-REUIL A, MADIES T, MAYER T (2005) Conséquences internationales et locales sur l'imposition des entreprises In SAINT ETIENNE C, LE CACHEUX J (dir.) *Croissance équitable et concurrence fiscale*. La documentation française, Paris.

GIVORD P, D'HAULTFOEUILLE X (2013) *La régression quantile en pratique*. Document de travail de l'INSEE.

GIVORD P, RATHELOT R, SILLARD P (2013) Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program. *Regional Science and Urban Economics* 43(1): 151-163.

GIVORD P, QUANTIN S, TREVIEN C (2018) A long-term evaluation of the first generation of French urban enterprise zones. *Journal of Urban Economics* 105: 149-161.

GLAESER E, KALLAL H, SCHEINKMAN J, SHLEIFER A (1992) Growth in cities. *Journal of Political Economy* 100(6): 1126-1152.

HEYER E (2015) Fiscalité des entreprises en France : un état des lieux et quatre propositions. *Revue de l'OFCE* 5/14: 89 - 127.

INSTITUT MONTAIGNE et INSTITUT DE L'ENTREPRISE (2013) Mettre enfin la fiscalité au service de la croissance. [en ligne] <https://www.institutmontaigne.org/publications/mettre-la-fiscalite-au-service-de-la-croissance#>

- JACOBS J (1969) *The economy of cities*. Vintage, New York.
- JANEBA E, OSTERLOH S (2013) Tax and the city: A theory of local tax competition. *Journal of Public Economics* 106: 89-100.
- JOFRE-MONSENY J, SOLLE-OLLE A (2010) Tax differentials in intraregional firm location: Evidence from new manufacturing establishments in Spanish municipalities. *Regional studies* 44(6) : 663-677.
- KOENKER R, BASSETT G (1978) Regression quantiles. *Econometrica* 46(1): 33-50.
- KOENKER R (2005) *Quantile regression*. Cambridge University Press, Cambridge.
- KOHLASE J, JU X (2007) Firm location in a polycentric city: the effects of taxes and agglomeration economies on location decisions. *Environment and Planning C: Government and Policy* 25: 671-691.
- KRUGMAN P (1991) *Geography and trade*. MIT Press, Cambridge.
- KUBRAK C (2013) *Concentration et spécialisation des activités économiques : des outils pour analyser les tissus productifs locaux*. Document de travail de l'INSEE.
- LE GALLO J (2002) Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Economie & Prévision* 155(4): 139-157.
- LE GALLO J (2004) Hétérogénéité spatiale. *Economie & Prévision* 162(1): 151-172.
- LEVRATTO N, GARSAA A (2016) Does the employment growth rate depend on the local context? An analysis of French industrial establishments over the 2004-2010 period. *Revue d'économie industrielle* 153(1): 47-89.
- LEVRATTO N, CARRÉ D. et TESSIER L. (2017) Are French industrial establishments equally sensitive to the local atmosphere? An analysis resting upon a panel of manufacturing plants over the period 2003-2010, in J. Bonnet, M. Dejardin and D. Garcia Perez de Lema (Eds), *Exploring the Entrepreneurial Society*, Edward Elgar, Cheltenham (UK), Chap. 7.
- LYNCH R (2004) *Rethinking growth strategies*. Economic Policy Institute, Washington.
- MARK S, MCGUIRE T, PAPKE L (2000) The influence of taxes on employment and population growth: Evidence from the Washington, D.C. metropolitan area. *National Tax Journal* 53(1): 105-123.
- MATTHEWS S (2011) *What is a "Competitive" Tax System?* Documents de travail de l'OCDE sur la fiscalité. Éditions OCDE, Paris.
- MEDEF (2018) Fiscalité locale, une hausse hors de contrôle. [en ligne] <http://www.medef.com/fr/communiqué-de-presse/article/fiscalite-locale-une-hausse-hors-de-contrôle>
- PHILIPPS J, GOSS E (1995) The effect of State and local taxes on economic development: A meta-analysis. *Southern Economic Journal* 62(2): 320-333.
- PLUMMER et PE'ER (2010) The geography of entrepreneurship In ACS Z, AUDRETSCH D (eds.) *Handbook of Entrepreneurship Research*. Springer, New-York.
- RASPILLER S (2005) *La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique*. Document de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques, INSEE. [en ligne] <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/5858/1/g2005-07.pdf>
- RASPILLER S (2006) Une analyse économique de la concurrence fiscale. *Revue française d'économie* 20(3): 53-85.

RATHELOT R, SILLARD P (2008) The importance of local corporate taxes in business location decisions: evidence from French micro data. *The Economic Journal* 118: 499-514.

RICHTER W, WELLISCH D (1996) The provision of local public goods and factors in the presence of firm and household mobility. *Journal of Public Economics* 60: 73-93.

ROMANS T, SUBRAHMANYAM G (1979) State and local taxes, transfers and regional economic growth. *Southern Economic Journal* 46(2): 435-444.

STIGLITZ J (1977) The theory of local public goods In FELDSETIN M, INMAN R (eds.) *The economics of public services*. The Macmillan Press LTD, Houndmills.

THOMAS O (2007) Les finances locales influencent-elles la croissance des villes? Le cas des communes du département du Tarn. *Canadian Journal of Regional Science* 30(1): 21-37.

TIEBOUT C (1956) A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy* 64(5) : 416-424.

TIROLE J (2016) *Economie du bien commun*. PUF, Paris.

WASYLENKO M (1997) Taxation and economic development: the state of the economic literature. *New England Economic Review* (March/April): 37-52.

WILSON J-D (1999) Theories of tax competition. *National Tax Journal* 52(2): 269-304.

WU Y (2012) How major local taxes affect private employment: An empirical analysis of Northeastern Illinois municipalities. *Economic Development Quarterly* 26(4): 351-360.

ZODROW G, MIESZKOWSKI P (1986) Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods. *Journal of Urban Economics* 19: 356-370.

ANNEXES

Annexe 1 : Matrice de corrélation

	Croieff	CFE	DepEquipCOM	DepEquipEPCI	LnEff	Spec	DistMetrop	Partmanuf	Partkibs
Croieff	1								
CFE	0.057	1							
DepEquipCOM	0.0465	0.0353	1						
DepEquipEPCI	0.0283	0.198	0.0821	1					
LnEff	0.0512	0.181	0.0491	0.15	1				
Spec	-0.0966	-0.262	0.0429	-0.0675	-0.589	1			
DistMetrop	-0.0783	-0.0977	0.068	-0.0347	-0.202	0.128	1		
Partmanuf	-0.0958	-0.221	-0.0313	-0.0507	-0.0548	0.426	0.0647	1	
Partkibs	0.053	0.0542	-0.023	0.0378	0.166	-0.175	-0.0936	-0.165	1
Revenu	0.108	-0.14	0.0406	0.0381	0.0231	0.0129	-0.249	-0.16	0.168