

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES
ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 9720

**Mesurer l'influence de la fiscalité
sur la localisation des entreprises**

Michel HOUEBINE *
Jean-Luc SCHNEIDER **

Octobre 1997

-
- * INSEE - Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise » -
Timbre G230 - 15 bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 Malakoff Cedex
- ** Direction de la Prévision - Bureau « Equipement, Transports, Energie » - Télédéc 647 - 139, rue de Bercy -
75012 PARIS
Etait le Chef de la Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise » au moment de la rédaction de ce document

Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Timbre G201 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244

MALAKOFF CEDEX - France

Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs.

Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.

Introduction

Le but de cette étude est de mettre des prix sur des distances : de quelle distance un établissement qui se crée ou se développe est-il prêt à déplacer ses activités pour quel avantage fiscal ?

Dans la réalité, les choix de localisation des entreprises dépendent certainement de variables aussi diverses que la présence d'infrastructures, la qualité et le coût de la main d'oeuvre locale, la proximité des débouchés, celle des fournisseurs, la stabilité institutionnelle, le prix du foncier ou l'origine du chef d'entreprise. A tout cela peuvent s'ajouter des différentiels géographiques de fiscalité. Du moins, ce dernier motif est-il souvent cité par les entreprises pour demander des allègements ou des subventions de la part des collectivités locales ou de l'Etat.

Pour éclairer la décision d'accorder ou non de tels avantages, il serait utile de disposer d'une mesure de l'impact de la fiscalité sur la localisation, qui soit indépendante des informations fournies par les entreprises directement concernées. En théorie, pour répondre à cette question, il faudrait estimer une fonction de préférence de l'entreprise, en y incluant l'ensemble des variables pertinentes, puis en déduire des taux de substitution entre variables fiscales et non-fiscales. On serait ainsi capable d'estimer, par exemple, le montant du cadeau fiscal nécessaire pour compenser un accès difficile au réseau routier ou la difficulté à recruter de la main-d'oeuvre qualifiée. En pratique, d'une entreprise donnée on n'observe que l'adresse effective et il est très difficile de reconstituer des fonctions de préférence qui soient suffisamment complexes pour expliquer la diversité des localisations constatées.¹

Le problème de l'impact d'avantages fiscaux sur la localisation a surtout été abordé jusqu'ici sous l'angle de la concurrence fiscale entre Etats. Dans un tel cadre, il est en général difficile de faire apparaître une influence significative de la taxation sur les décisions des entreprises. En effet, les différences profondes qui existent inévitablement entre fiscalités nationales rendent nécessaires de construire des indicateurs synthétiques de la pression fiscale, qui sont a posteriori délicats à interpréter. De plus, pour que la comparaison entre Etats ait un sens, il faut se limiter à celles des entreprises dont il est raisonnable de supposer qu'elles choisissent leur Etat d'implantation, ce qui conduit à ne mener les études que sur des échantillons relativement réduits d'entreprises multinationales.

On se propose ici d'aborder le problème sous un angle purement national. Cette approche est rendue possible en France par les particularités de la taxe professionnelle, qui constitue l'unique impôt local spécifiquement à la charge des

¹ Cette idée est actuellement explorée (par l'Insee dans la région Nord-Pas de Calais) en interrogeant directement les entreprises sur leurs préférences concernant un ensemble de sites fictifs.

entreprises. Son poids est loin d'être négligeable (110 milliards de francs en 1995), du même ordre que celui de l'impôt sur les sociétés, ou encore que le résultat net comptable des assujettis. Mais sa caractéristique la plus remarquable est qu'il existe autant de taux que de communes, soit plus de 36 000 en France, et que ces taux diffèrent fortement (de 2,03 % à 87,36 % en 1995). Ces variations sont souvent très importantes sur de petites distances : par exemple, Paris avec un taux global de 12,04 % en 1995 n'est séparé que par une rue du Pré-Saint-Gervais dont le taux global valait 36,49 % la même année. Enfin, les autres éléments de la taxation des entreprises étant déterminés au niveau national, ils pourront être ignorés dans les choix de localisation.² Cet ensemble de caractéristiques fait de la taxe professionnelle un instrument privilégié pour étudier l'impact des différentiels géographiques de fiscalité.

Cette étude propose et applique successivement plusieurs méthodes pour estimer la sensibilité des entreprises à la taxe professionnelle. Même si chacune de ces méthodes est imparfaite, on espère que la relative convergence des résultats est le signe d'une certaine robustesse de leurs ordres de grandeur.

La première partie expose le modèle de base qui permet d'estimer la sensibilité de la localisation des entreprises à la taxe professionnelle. La deuxième partie présente les données, les choix retenus pour leur traitement et le résultat des premières estimations. Un second modèle est présenté et estimé dans la troisième partie. La dernière partie réinterprète les résultats obtenus en terme de valeur ajoutée, les confronte à d'autres indicateurs de la mobilité des entreprises et discute leur ordre de grandeur.

² On négligera ici l'impact de la taxe foncière, dont l'importance pour les entreprises est nettement moindre (de l'ordre de 20 milliards de francs en 1995).

I. Le modèle de base

Les idées

La modélisation qui est proposée ici repose sur l'idée que la présence d'un plus ou moins grand nombre d'entreprises³ dans des communes où la fiscalité est plus ou moins élevée contient de l'information sur l'importance que les entreprises accordent à la fiscalité dans leur décision de localisation. Pour préciser les idées, on peut reprendre l'exemple de Paris (taux de 12 %) et du Pré-Saint-Gervais (taux de 36 %). Le modèle est développé à partir de deux intuitions.

D'une part, le fait que des entreprises existent et surtout se créent encore au Pré-Saint-Gervais indique que, pour ces entreprises, un avantage de 24 % de taxe professionnelle ne compense pas l'ensemble des coûts (non observés) qu'il y aurait à se localiser à Paris, malgré la faiblesse de la distance. Pour qu'elles s'implantent au Pré-Saint-Gervais, il faut que l'importance accordée par les entreprises à la fiscalité ne soit pas supérieure à un certain niveau.

Mais, d'autre part, si les entreprises qui sont au Pré-Saint-Gervais étaient totalement insensibles à la fiscalité, rien (sinon les limites institutionnelles) n'empêcherait la commune d'augmenter encore son taux de taxe professionnelle, afin d'augmenter ses ressources, ses dépenses, et peut-être même son attractivité pour d'autres entreprises. Le fait que, dans la plupart des communes, les variations de taux restent inférieures aux limites réglementaires indique que les communes ont le sentiment que la fiscalité joue un rôle dans la décision d'implantation des entreprises. Le fait que le taux du Pré-Saint-Gervais soit stabilisé à 36 % et non à 80 % reflète le fait qu'au moins certaines des entreprises qui y sont implantées sont suffisamment sensibles à la fiscalité pour que la commune limite la hausse du taux. Il doit donc y exister des entreprises dont la sensibilité est supérieure à un certain niveau.

Le comportement des entreprises

Le modèle développe ces deux idées. L'hypothèse retenue est qu'un établissement donné j a toujours une commune de localisation idéale C_j , qui serait choisie si le taux de la taxe professionnelle était le même partout, mais que la prise en compte des différentiels de fiscalité l'amène à se localiser dans une commune L_j qui peut

³ Par abus de langage, on confondra parfois établissements et entreprises. La taxe professionnelle (avant plafonnement éventuel) est calculée par établissement et non par entreprise. C'est donc la localisation des établissements qu'il faut examiner, et c'est au niveau des établissements que seront menées toutes les estimations. Cependant la décision de localisation est en général prise par l'entreprise. En toute rigueur, il faudrait ainsi parler de décision de localisation d'un établissement d'une entreprise.

être différente. La commune préférée C_j tient implicitement compte de tous les paramètres autres que le taux de la taxe professionnelle, notamment de tous les autres avantages fiscaux ou non fiscaux qui peuvent être attachés à la localisation. En particulier, on n'écarte pas la possibilité que la principale raison pour qu'un établissement se trouve localisé dans une certaine commune une certaine année tienne au fait qu'il s'y trouvait déjà l'année précédente. On fait simplement l'hypothèse que, selon la structure locale des taux de la taxe professionnelle et selon le poids de la fiscalité dans la décision de l'entreprise, elle peut, dans certains cas, être amenée à éloigner plus ou moins son établissement de sa commune préférée.

Formellement, on fait l'hypothèse que l'entreprise j minimise sur le choix de sa commune d'implantation X une fonction de coût notée $G_j(X)$ de la forme :

$$G_j(X) = \phi_j \cdot T(X) + d(C_j; X)$$

où $T(X)$ représente le taux de taxe professionnelle dans la commune X , $d(C_j; X)$ la distance entre la commune X envisagée et la commune préférée C_j , et ϕ_j le poids de la fiscalité dans la décision de localisation. Le coefficient ϕ_j peut être interprété comme l'éloignement que l'entreprise j est prête à accepter pour bénéficier d'un point de réduction du taux de la taxe professionnelle.

Cette fonction de coût est évidemment très particulière.⁴ Elle fait l'hypothèse que les entreprises ont de fortes préférences géographiques, puisqu'il est exclu qu'elles soient relativement indifférentes entre deux localisations éloignées. De ce point de vue, cette spécification peut donc être considérée comme complémentaire des approches habituelles utilisées pour traiter la concurrence entre Etats. Elle est sans doute davantage adaptée au traitement des choix de localisation des petites entreprises qu'à celui des grandes. Ce biais se trouve automatiquement contrebalancé lors du calcul des sensibilités par le fait que la méthode retenue conduit à un simple dénombrement des établissements sans pondération par la taille, ce qui réduit fortement le poids des grandes entreprises dans l'estimation des coefficients.

⁴ On pourrait généraliser la fonction de coût G_j au cas où elle est simplement séparable entre la fiscalité et toutes les autres variables communales inobservées. La difficulté n'est alors pas tant d'estimer les ϕ_j que de les interpréter : la référence à une distance par point de taxe professionnelle n'est plus alors automatique. On a renvoyé en annexe un certain nombre d'éléments relatifs à un modèle plus général, et on se contente ici de présenter les résultats dans le cas simple. Moyennant une normalisation des fonctions de coût, les estimateurs des ϕ_j dans le modèle simple constituent des majorants de ceux qui seraient obtenus dans le cas général .

Dans la pratique, on n'observe que la commune d'implantation effective L_j , et non la commune de prédilection C_j . On sait cependant que, pour toute commune X :

$$\phi_j \cdot T(L_j) + d(C_j; L_j) \leq \phi_j \cdot T(X) + d(C_j; X)$$

On en déduit un majorant de ϕ_j :

$$\phi_j \leq \underset{\{X | T(X) < T(L_j)\}}{\text{Min}} \left(\frac{d(L_j; X)}{T(L_j) - T(X)} \right) = B(L_j)$$

Autrement dit, le poids de la fiscalité dans la décision de localisation doit être suffisamment faible pour que n'ait été préférée aucune autre commune où le taux de taxation était plus faible. Une commune X aura un $B(X)$ petit s'il existe une autre commune proche dont le taux de taxation est beaucoup plus faible. Le fait qu'un établissement soit quand même installé dans la commune X implique alors que la fiscalité ne joue pas un grand rôle dans la localisation de cet établissement.

Cette approche ne permet pas d'espérer plus qu'un majorant de ϕ_j , puisque l'on ne peut pas exclure la possibilité que L_j et C_j coïncident, c'est-à-dire que l'établissement se trouve précisément là où il se serait installé en l'absence de fiscalité. Aussi faut-il compléter le modèle en spécifiant le comportement des collectivités en matière de fixation des taux.

Le comportement des communes en information complète

Pour simplifier, on fait l'hypothèse que seules les communes ont un comportement endogène de fixation des taux. Dans la réalité, le taux global supporté par un établissement est la somme des trois taux, communal, départemental et régional. On supposera ici que les taux départementaux et régionaux sont considérés comme exogènes par les maires, et qu'un seul agent, la commune, est responsable du niveau du taux sur son territoire.

On considérera que les communes poursuivent la maximisation d'une certaine fonction objectif $V_X(T)$ qui dépend du taux de la taxe professionnelle. Les seules restrictions qu'on met sur cette fonction sont (1) qu'elle soit continue et croissante en T tant qu'une augmentation de T n'affecte pas le nombre des établissements qui choisissent de se localiser dans la commune X , et (2) qu'elle soit discontinue et décroissante lorsqu'une augmentation de T réduit le nombre d'établissements qui se localisent en X . Ces hypothèses sont peu restrictives. Elles sont en particulier vérifiées si la commune poursuit, par exemple, un double objectif de maximisation des ressources qu'elle tire de la taxe professionnelle et de maximisation de l'emploi

sur son territoire (à condition cependant que la taxe professionnelle n'implique pas d'effet Laffer à périmètre d'activité constant).

On suppose enfin que les taux fixés par les communes résultent d'un équilibre de Nash, c'est-à-dire que chaque commune choisit T pour maximiser $V_X(T)$ en considérant tous les autres taux comme fixés. On envisage d'abord ici le cas où la commune connaît les sensibilités et les localisations idéales de toutes les entreprises. Elle peut alors exactement calculer quelle entreprise se localisera chez elle pour quel taux. Dans ce cas, une commune doit certainement augmenter son taux aussi longtemps que cela n'affecte pas l'ensemble des établissements qui souhaitent se localiser chez elle. Autrement dit, le taux $T(X)$ choisi par la commune X doit être tel que, pour toute augmentation supplémentaire $\Delta T(X)$, au moins un établissement présent s'en irait ailleurs⁵. Cela signifie qu'il doit exister au moins un établissement k localisé en X qui est indifférent entre X et une autre commune Y . Cette condition et la condition précédente donnant le majorant de ϕ_j se ramènent aux deux conditions nécessaires suivantes (voir démonstration en annexe).

Dans toute commune X où se trouve au moins un établissement :

- (a) Il existe un établissement k localisé dans X tel que :

$$\phi_k \geq A(X)$$

- (b) Pour tout établissement j localisé dans X , on a :

$$\phi_j \leq B(X)$$

avec :

$$A(X) = \text{Min}_Y \left(\frac{d(X; Y)}{|T(X) - T(Y)|} \right)$$

$$B(X) = \text{Min}_{\{Y | T(Y) < T(X)\}} \left(\frac{d(X; Y)}{T(X) - T(Y)} \right)$$

Les propriétés précédentes ne suffisent en général pas à identifier les ϕ_j et il faut rajouter des hypothèses quant à leur répartition a priori. Pour ce faire, on répartit

⁵ En fait, d'après la spécification précédente, les fonctions d'utilité des communes (à taux des autres communes fixés) présentent des discontinuités aux niveaux de taux qui impliquent des délocalisations d'entreprises. Sans essayer de formaliser plus avant le problème, on admet ici que la commune choisit son taux effectif en se plaçant le plus près possible en-dessous d'un de ces points de discontinuité.

les établissements en M secteurs et on considère que les établissements d'un certain secteur d'activité S ont tous leurs paramètres ϕ_j tirés indépendamment dans la même distribution de densité f_S appartenant à une famille paramétrée donnée de lois. Il s'agit ensuite d'estimer les paramètres des lois f_S .

II. L'estimation empirique

Les données

Les données utilisées proviennent de trois sources : (1) le fichier Sirene qui répertorie l'ensemble des établissements d'entreprises sur le territoire national chaque année, et qui contient notamment un identifiant de la commune d'implantation, un identifiant sectoriel de l'activité principale de l'établissement et ses effectifs pour chaque année ; (2) un fichier fourni par la Direction générale des impôts contenant pour chaque commune les taux de la taxe professionnelle appliqués aux établissements qui y résident en 1988 et en 1995 ; (3) un fichier qui repère la position de chaque commune sur le territoire national par un système de coordonnées.

A partir des deux derniers fichiers, il est possible de calculer $A(X)$ et $B(X)$ pour chaque commune X en 1995. La distance utilisée est la distance à vol d'oiseau entre les mairies des communes. Le taux retenu pour le calcul est la somme de tous les taux votés en 1995 par les collectivités locales dont dépendent les établissements implantés dans la commune X . En général, il s'agira donc de la somme du taux de la région, du taux du département, et du taux de la commune X . A ce dernier se substitue (ou s'ajoute) parfois un taux voté au niveau d'un groupement de plusieurs communes auquel appartient la commune X .

En ce qui concerne les établissements, on peut raisonner soit en stock, soit en flux. Dans les deux cas, on n'a retenu que les établissements qui employaient au moins 10 salariés en 1995. Ceci revient à faire l'hypothèse que les communes ne tiennent pas compte du départ éventuel (ou de la non-croissance) d'établissements de moins de 10 salariés lors de la fixation du taux de taxe professionnelle.

Plus précisément, dans l'approche en stock, on dénombre tous les établissements de plus de 10 salariés présents en 1995 dans la commune et on confronte ce dénombrement aux coefficients $A(X)$ et $B(X)$ calculés à partir des taux de 1995. Ce choix peut paraître doublement critiquable. D'abord, il revient à considérer qu'un établissement, une fois implanté quelque part, serait encore suffisamment mobile pour pouvoir menacer sa commune de partir, ce qui n'est sans doute que rarement le cas. D'autre part, il revient à considérer que la localisation des établissements présents résulte des taux actuellement appliqués, et non des taux observés à l'époque de la décision d'implantation.

A la première critique, on peut répondre que ce n'est pas nécessairement la délocalisation de l'ensemble de l'établissement qui préoccupe la commune, mais seulement la décision que prendra l'entreprise de poursuivre son développement ultérieur ici ou ailleurs. En tout état de cause, la modélisation retenue, et notamment la distribution exponentielle des sensibilités à la fiscalité, permet de prendre en compte le fait qu'une partie seulement des entreprises présentes dans

une commune dispose d'une menace significative de délocalisation de leurs futures activités.

En réponse à la seconde critique, on peut noter que, au moment de la décision d'implantation, l'entreprise a dû tenir compte non seulement des taux de la taxe professionnelle du moment, mais de l'ensemble de ce qu'elle pouvait prévoir de l'évolution de ces taux dans les différentes communes pendant les années à venir. La question est de savoir si l'observation instantanée ex-post de ces taux est susceptible de refléter la perception ex-ante que pouvait avoir une entreprise de leurs évolutions comparées. L'hypothèse faite ici, que la réponse est positive, est confortée par le fait que la variance intertemporelle des taux de taxe professionnelle, une fois éliminé le trend national, est nettement inférieure à la dispersion instantanée des taux⁶. En d'autres termes, l'inertie de la structure des taux paraît justifier des anticipations selon lesquelles les évolutions à venir ne changeront pas radicalement la hiérarchie actuelle entre les communes.

En résumé, le terme "approche en stock" ne qualifie que la méthode de dénombrement retenue. Le modèle sous-jacent reste un modèle où comptent essentiellement les décisions concernant les flux futurs d'activités. L'approche en stock consiste seulement à considérer que ce sont les flux à venir de l'ensemble du stock présent d'établissements qui importent.

Une alternative à l'approche en stock consiste à ne considérer que les flux d'activité. Raisonner sur les flux revient à faire l'hypothèse que les communes considèrent qu'il n'y a pas de menaces de délocalisation des stocks existant d'effectifs, mais que la concurrence ne concerne que les nouvelles implantations. Dans l'idéal, on souhaiterait localiser à la fois les augmentations d'effectifs dans les établissements existants et les créations d'activités, sans tenir compte des diminutions d'effectifs ou des disparitions d'établissements, l'idée étant qu'une entreprise peut choisir le lieu où elle se crée ou bien croît significativement, mais qu'elle n'a guère le choix du lieu de son déclin ou de sa disparition. Malheureusement, l'existence de restructurations rend délicate l'identification des flux (la création d'un nouvel identifiant d'établissement peut masquer un changement de structure avec diminution d'effectif). On s'est donc limité à une approche (imparfaite) en termes de "créations pures", c'est-à-dire que l'on a

⁶ Pour les communes qui comprenaient au moins un établissement de plus de 10 salariés en 1995, l'écart-type de la différence entre les taux de 1995 et les taux de 1988 était de 2,40 points. Pour ces mêmes communes, l'écart-type des taux en 1995 était de 5,47 points. Pour l'ensemble des communes, l'écart-type des taux en 1995 était de 6,26 points.

dénombré les établissements d'au moins 10 salariés apparus entre 1992 et 1995 en excluant les restructurations et les reprises.⁷

Les approches, en stock et en flux, ne sont pas très éloignées. On peut s'attendre à ce que ces différentes méthodes donnent des estimations de la sensibilité de la localisation à la fiscalité qui seront du même ordre de grandeur. On s'attend aussi à ce que, en général, les approches en flux fournissent des sensibilités à la fiscalité plus fortes que l'approche en stock.

Les entreprises assujetties à la taxe professionnelle sont réparties en 12 secteurs à partir de la NAF (voir la répartition du stock et des flux d'établissements par secteurs en annexe, tableau A1), de laquelle on a éliminé le secteur de l'agriculture et de la pêche, exonéré le plus souvent de taxe professionnelle et pour lequel, en première approximation, le choix de localisation ne se pose pas. Enfin, pour disposer d'un indicateur synthétique, le calcul a aussi été effectué au niveau agrégé de tous les établissements d'entreprises.

Le cas des communes à fiscalité non attractive

La forme des conditions nécessaires (a) et (b) conduit à examiner d'abord le cas particulier des communes où $A(X)=B(X)$. Cette condition implique que, pour toute entreprise implantée en X et pour toute commune Y :

$$\phi_j \cdot T_X + d(X; Y) \geq \phi_j \cdot T_Y$$

Ceci signifie que jamais une entreprise qui a une autre commune de prédilection que X ne s'implantera en X pour sa fiscalité. Les conditions nécessaires (a) et (b) impliquent, d'autre part, que dans une telle commune X, il existe une entreprise j dont la sensibilité ϕ_j vaut exactement $A(X)$. Soit N_X le nombre d'établissements présents dans une telle commune X. Si l'on se restreint aux communes X pour lesquelles $N_X=1$, on connaît pour leur unique établissement j à la fois C_j (qui n'est autre que X) et ϕ_j (qui est égal à $A(X)$). La distribution empirique des $A(X)$ pour des communes de ce type donnera donc une première indication sur la distribution des ϕ_j .

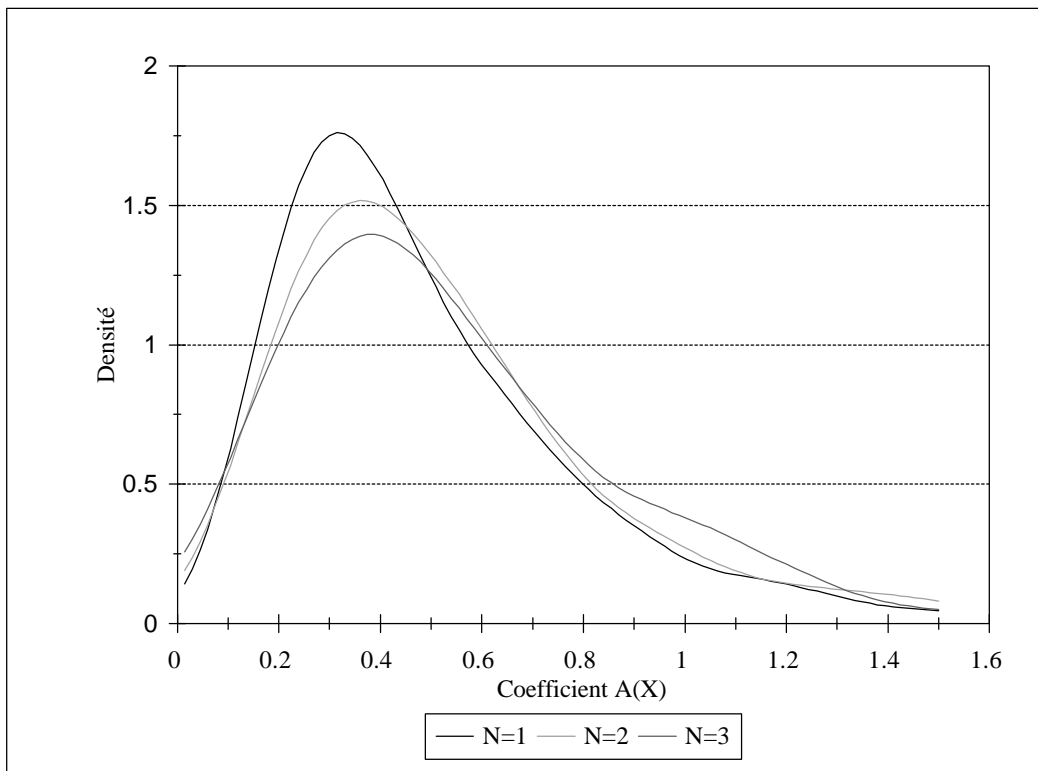
Dans le cas où N_X est plus grand que 1, on sait que le plus grand des ϕ_j pour les établissements présents vaut $A(X)$. La distribution empirique des $A(X)$ pour différentes valeurs N de N_X devrait donc correspondre à la distribution du

⁷ Des estimations complémentaires ont été menées en ne retenant que les augmentations d'effectifs supérieures à 10 salariés, intervenues entre 1992 et 1995 dans des établissements pérennes, c'est-à-dire n'ayant pas connu de restructuration. Cette population d'établissements est disjointe de celle des créations pures. Les résultats des estimations étaient compris entre ceux qui sont obtenus à partir des stocks et ceux qui sont obtenus à partir des créations pures

maximum de N tirages du paramètre ϕ_j . Quand N croît, cette distribution empirique devrait se décaler vers la droite si les ϕ_j sont peu corrélés à l'intérieur d'une même (telle) commune, et rester à peu près stable s'ils sont très corrélés.

Les graphiques 1 et 2 donnent la distribution empirique des $A(X)$ pour $N=1,2$ et 3 , respectivement à partir des stocks d'établissements et à partir de leurs flux. Le tableau 1 donne la moyenne et l'écart-type de ces différentes distributions.

Graphique 1 : Estimations par un estimateur de noyau de la densité des $A(X)$ quand $A(X)=B(X)$ sur le stock d'entreprises (en km par point de taxe professionnelle)



Graphique 2 : Estimations par un estimateur de noyau de la densité des $A(X)$ quand $A(X)=B(X)$ sur les créations d'entreprises (en km par point de taxe professionnelle)

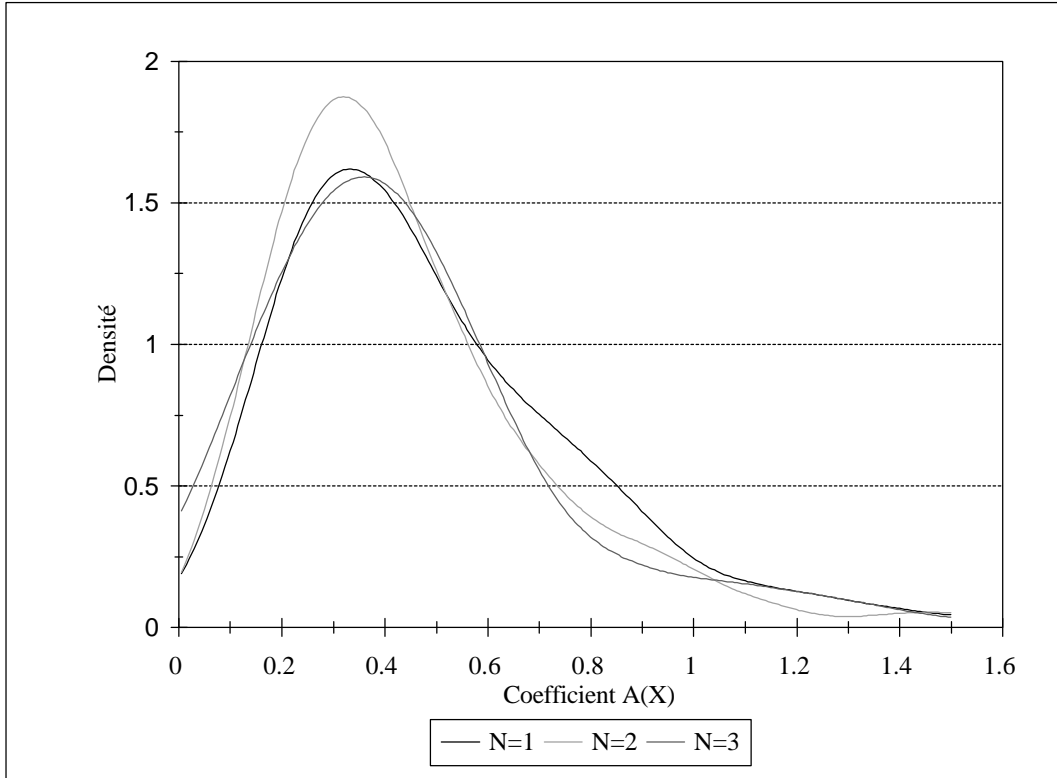


Tableau 1 : Moyenne et écart type des distributions des $A(X)$ quand $A(X)=B(X)$ (en km par point de taxe professionnelle)

	Stocks d'établissements			Créations d'établissements		
	N=1	N=2	N=3	N=1	N=2	N=3
Moyenne	0,50	0,55	0,56	0,51	0,45	0,48
Ecart-type	0,32	0,36	0,37	0,31	0,28	0,38

Alors que les six distributions sont construites à partir d'ensembles de communes distincts, elles restent remarquablement proches. Dans tous les cas, la moyenne des $A(X)$ s'établit aux alentours de 500 m par point de taxe professionnelle. La proximité des différentes distributions donne aussi à penser que les ϕ_j des établissements situés (ex-post) dans des communes où $A(X)=B(X)$ ne sont sans doute pas indépendants. Ceci ne contredit pas nécessairement l'hypothèse selon

laquelle les ϕ_j sont tirés (ex-ante) indépendamment pour chaque entreprise, hypothèse qui sera maintenue par la suite.

Estimations par classes d'entreprises à partir de distributions exponentielles

Après ce premier aperçu empirique des ordres de grandeur auxquels on peut s'attendre pour les ϕ_j moyens, on revient ici à l'estimation plus systématique de ce paramètre. Pour ce faire, on classe les établissements en différentes classes S (soit selon le secteur de leur activité principale, soit selon leur tranche de taille). Dans un premier temps, on retient pour chaque distribution f_S une loi de probabilité exponentielle, caractérisée par son paramètre ψ_S .

$$f_S(\phi) = \frac{1}{\psi_S} \cdot e^{-\frac{\phi}{\psi_S}}$$

La moyenne des paramètres ϕ_j dans la classe S est alors égale à ψ_S . Cette spécification offre l'avantage de réduire le nombre de paramètres à estimer, de permettre des calculs explicites, et aussi de conserver l'idée que, dans tous les secteurs, la localisation d'une partie importante des établissements a sans doute peu à voir avec la fiscalité (le mode de la distribution est 0).

Les ψ_S sont estimés en maximisant la probabilité de l'événement correspondant à la réalisation simultanée des conditions (a) et (b). Pour pouvoir traiter de la même manière les cas où $A(X)=B(X)$ et les cas où $A(X)<B(X)$, il est nécessaire de modifier légèrement (a) et (b) et de les remplacer par :

(a') Il existe un établissement k localisé dans X tel que :

$$\phi_k \geq A(X) - \varepsilon$$

(b') Pour tout établissement j localisé dans X, on a :

$$\phi_j \leq B(X) + \varepsilon$$

où ε est un réel strictement positif suffisamment petit. On estimera d'abord le vecteur ψ des ψ_S pour ε donné et on fera tendre ε vers 0 pour obtenir l'estimateur final ψ^* de ψ .

Soit $N_S(X)$, le nombre d'établissements de la classe S présents dans la commune X . La probabilité $P_X(\psi)$ pour que les conditions (a') et (b') soient toutes les deux vérifiées dans la commune X , sachant que le vecteur de paramètres est ψ , s'écrit :

$$P_X(\psi) = \prod_S \left[1 - e^{-\frac{1}{\psi_S} [B(X) + \varepsilon]} \right]^{N_S(X)} - \prod_S \left[1 - e^{-\frac{1}{\psi_S} [A(X) - \varepsilon]} \right]^{N_S(X)}$$

Et la probabilité $P(\psi)$ que les contraintes (a') et (b') soient vérifiées dans toutes les communes (où il existe au moins un établissement) s'écrit en fonction du vecteur de paramètres ψ :

$$P(\psi) = \prod_X P_X(\psi)$$

Le problème revient à déterminer le vecteur ψ^* qui maximise $P(\psi)$. D'après l'expression de $P_X(\psi)$, il n'y a pas à effectuer de pondération des établissements selon leur taille, mais il faut simplement dénombrer dans chaque commune et dans chaque secteur le nombre d'établissements dont on suppose que la présence ou le développement ultérieur pèse sur la décision de la commune au moment où elle fixe son taux. Comme il a déjà été indiqué, on supposera qu'il s'agit soit des établissements de plus de 10 salariés présents dans la commune en 1995 (approche en stock), soit des établissements apparus entre 1992 et 1995 et qui comptent plus de 10 salariés en 1995 (approche en flux).

Les résultats des estimations par secteur et par taille d'entreprise sont fournis respectivement dans les tableaux 2 et 3.

**Tableau 2 : Sensibilités moyennes par secteurs
estimées à partir d'une loi exponentielle
(en km par point de taxe professionnelle)**

Secteurs	Estimation sur les stocks	Estimation sur les flux
Industrie agricoles et alimentaires	0,31	0,59
Production et distribution d'énergie	0,09	0,21
Biens intermédiaires	0,26	0,49
Biens d'équipements	0,17	0,39
Biens de consommation courante	0,26	0,46
Bâtiment, génie civile et agricole	0,23	0,34
Commerce	0,12	0,39
Transport et télécommunication	0,18	0,37
Services et organismes d'intérêt public	0,12	0,37
Activités immobilières	0,09	0,44
Assurances et organismes financiers	0,03	0,23
Autres services	0,12	0,32
Total	0,18	0,38

**Tableau 3 : Sensibilités moyennes par tranches de taille estimées
à partir d'une loi exponentielle
(en km par point de taxe professionnelle)**

Tranches de taille	Estimation sur les stocks	Estimation sur les flux
de 10 à 50 salariés	0,19	0,38
de 50 à 100 salariés	0,14	0,39
de 100 à 200 salariés	0,12	0,40
de 200 à 500 salariés	0,11	0,31
de 500 à 1000 salariés	0,10	0,35
de 1000 à 2000 salariés	0,06	0,75
plus de 2000 salariés	0,00	n.e.
Total	0,18	0,38

Note : Les classes dont on n'estime pas les coefficients (n.e.) sont d'effectifs trop faibles pour que l'algorithme converge.

L'estimation sur lois exponentielles donne des sensibilités moyennes de l'ordre de quelques centaines de mètres par point de taxe professionnelle. Ceci peut sembler faible à première vue, mais cela signifie, par exemple, que, pour un écart de taux de 10 points, une entreprise sur dix sera prête à délocaliser ses activités futures d'au moins 6 km. Comme des écarts de taux de cet ordre n'ont rien de rare, notamment

autour des grandes villes où la densité d'entreprises est importante, l'impact de la taxe professionnelle sur la répartition des activités pourra être significatif en dépit de l'apparente faiblesse de ψ_S .

Les différences de sensibilité selon les classes paraissent conformes aux idées que l'on pouvait avoir a priori. Les flux sont en général plus sensibles que les stocks à la fiscalité. Les petites unités sont plus sensibles à la fiscalité que les grandes en ce qui concerne les stocks, mais la création de très grandes unités y est en revanche très sensible.

Les sensibilités diffèrent aussi entre secteurs. Les entreprises de l'industrie, y compris l'industrie agro-alimentaire, sont les plus sensibles à la fiscalité locale. A l'opposé, parmi les sensibilités les plus faibles, on trouve le commerce, les activités immobilières et les activités financières. La sensibilité du secteur de l'énergie est faible. Il en va de même pour les services et le commerce pour lesquels les flux d'activités paraissent cependant plus sensibles. Ces différences sectorielles de sensibilité paraissent conformes à l'intuition. L'industrie, dont la production est transportable, est sans doute plus flexible dans ses choix d'implantation que beaucoup d'activités de services, qui ne peuvent se localiser qu'à proximité de leurs marchés.

Estimations par classes d'entreprises à partir de distributions log-normales

Malgré sa simplicité, le choix de lois exponentielles est peu satisfaisant au vu de l'aspect des distributions empiriques observées sur les graphiques 1 et 2. L'hypothèse que les ϕ_j sont tirés dans des lois log-normales paraît bien mieux refléter les observations. Les tableaux 4 et 5 donnent les moyennes μ_j et les écarts-types σ_j des lois log-normales estimées par classes d'entreprises.

**Tableau 4 : Sensibilités moyennes par secteurs
estimées à partir d'une loi log-normale
(en km par point de taxe professionnelle)**

Secteurs	Estimation sur les stocks		Estimation sur les flux	
	μ	σ	μ	σ
Industrie agricoles et alimentaires	0,48	0,38	0,62	0,36
Production et distribution d'énergie	0,22	0,18	n.e.	n.e.
Biens intermédiaires	0,39	0,30	0,53	0,37
Biens d'équipements	0,38	0,28	0,44	0,30
Biens de consommation courante	0,45	0,35	0,51	0,37
Bâtiment, génie civile et agricole	0,39	0,29	0,38	0,30
Commerce	0,31	0,25	0,44	0,33
Transport et télécommunication	0,38	0,31	0,43	0,33
Services et organismes d'intérêt public	0,29	0,22	0,43	0,21
Activités immobilières	0,19	0,17	0,49	0,55
Assurances et organismes financiers	n.e.	n.e.	n.e.	n.e.
Autres services	0,34	0,29	0,37	0,30
Total	0,37	0,21	0,44	0,25

Note : Les classes dont on n'estime pas les coefficients (n.e.) sont d'effectifs trop faibles pour que l'algorithme converge.

**Tableau 5 : Sensibilités moyennes par tranches de taille
estimées à partir d'une loi log-normale
(en km par point de taxe professionnelle)**

Tranches de taille	Estimation sur les stocks		Estimation sur les flux	
	μ	σ	μ	σ
de 10 à 50 salariés	0,39	0,22	0,44	0,25
de 50 à 100 salariés	0,34	0,18	0,43	0,30
de 100 à 200 salariés	0,33	0,19	0,45	0,19
de 200 à 500 salariés	0,22	0,09	0,37	0,12
de 500 à 1000 salariés	0,34	0,12	n.e.	n.e.
de 1000 à 2000 salariés	1,22	0,12	n.e.	n.e.
plus de 2000 salariés	n.e.	n.e.	n.e.	n.e.
Total	0,37	0,21	0,44	0,25

Note : Les classes dont on n'estime pas les coefficients (n.e.) sont d'effectifs trop faibles pour que l'algorithme converge.

Sauf dans le cas des entreprises de plus de 1000 salariés (pour lesquelles les estimations doivent certainement être considérées avec prudence étant donné la

faiblesse des effectifs), l'estimation sur lois log-normales ne modifie guère l'ordre des différentes classes d'entreprises vis-à-vis de la sensibilité à la taxe professionnelle. Cette seconde approche a cependant tendance à réduire les différences sectorielles de sensibilité.

III. Un autre modèle de comportement des communes

Les communes en information incomplète

Le modèle précédent reposait sur l'hypothèse que les communes étaient parfaitement informées des sensibilités des entreprises (du moins de celles qui y étaient implantées). Cette exigence est ici abandonnée, et remplacée par l'hypothèse plus faible que les communes connaissent seulement la loi de distribution des ϕ_j . Chaque commune détermine toujours son taux en considérant que tous les autres taux sont fixés. La différence par rapport au premier modèle est que la fonction de paiement de chaque commune est maintenant continue (puisque l'on se limite à des distributions non atomiques des ϕ_j), ce qui fournit des conditions nécessaires sur les taux. L'idée est que chaque commune fixe son taux à un niveau tel qu'une hausse supplémentaire équilibre le risque de départ d'une entreprise et les gains en recettes pour la commune.

Pour obtenir un modèle estimable, il est nécessaire de préciser quelque peu la fonction objectif des communes. On fera l'hypothèse que chaque commune X choisit son taux τ pour maximiser une fonction objectif de la forme :

$$V_x(\tau) = \tau \cdot K_x(\tau) + \gamma_x \cdot K_x(\tau)$$

$K_x(\tau)$ désigne la base de taxe professionnelle dans la commune X lorsqu'elle choisit le taux τ , et γ_x est un paramètre positif ou nul qui représente l'intérêt accordé par la commune à une augmentation de sa base.

Pour évaluer l'impact d'une variation de taux sur la fonction objectif de la commune X , il est nécessaire de généraliser le coefficient jusqu'ici noté $B(X)$ à d'autres taux que le taux observé $T(X)$. Pour tout $\tau \in [0;1]$, on pose :

$$E(\tau) = \{Y | T(Y) < \tau\}$$

Et, pour toute commune X , on pose :

$$\beta_x(\tau) = \text{Min}_{Y \in E(\tau)} \left[\frac{d(X; Y)}{\tau - T(Y)} \right]$$

$$Y_x(\tau) = \text{Arg min}_{Y \in E(\tau)} \left[\frac{d(X; Y)}{\tau - T(Y)} \right]$$

Pour chaque niveau possible de taux τ pour la commune X, $Y_x(\tau)$ est la commune qui "fait le plus de concurrence fiscale" à X. Pour toute entreprise j qui s'établirait dans la commune X pour le taux τ , on a l'inégalité suivante, qui généralise la condition (b) :

$$\phi_j \leq \beta_x(T(X))$$

La fonction $\beta_x(\cdot)$ est continue et strictement décroissante en τ pour tout X. Elle est de plus dérivable (à gauche et à droite) et :

$$\frac{d\beta_x}{d\tau} = - \frac{d(X; Y_x(\tau))}{(\tau - T(Y_x(\tau)))^2}$$

La commune ne connaît pas les paramètres des établissements installés sur son territoire, mais seulement la densité de probabilité f des paramètres ϕ_j . Soit $N_X(\tau)$ le nombre d'établissement dans la commune X. Si elle augmente son taux de $d\tau$, sa fonction objectif varie, en espérance :

$$EV_x(\tau + d\tau) - V_x(\tau) = K_x(\tau).d\tau + (\tau + \gamma_x) \cdot \frac{K_x(\tau)}{N_x(\tau)} \cdot f(\beta_x(\tau)).d\beta_x$$

Le premier terme du membre de droite représente le supplément de recette dû à l'augmentation du taux si aucune entreprise ne quitte X ; le second terme représente la perte moyenne de recette liée au départ d'une entreprise, multipliée par la probabilité qu'une entreprise s'en aille. Le taux $T(X)$ choisi par X vérifie la condition du premier ordre :

$$1 + \frac{T(X) + \gamma_x}{N_x} \cdot f(\beta_x(T(X))) \cdot \left. \frac{d\beta_x}{d\tau} \right|_{\tau=T(X)} = 0$$

Ce qui s'écrit aussi :

$$(1 + \varepsilon_x) \cdot f(\beta_x(T(X))) = \frac{N_x}{d(X; Y_x)} \cdot \frac{(T(X) - T(Y_x))^2}{T(X)} \quad (c)$$

La commune Y_X est celle qui fait le plus de concurrence fiscale à X pour le taux effectivement choisi par X , $T(X)$. Le coefficient ε_X est positif et représente l'importance relative qu'accorde la commune à une augmentation de sa base de taxe professionnelle par rapport à une augmentation de ses recettes :

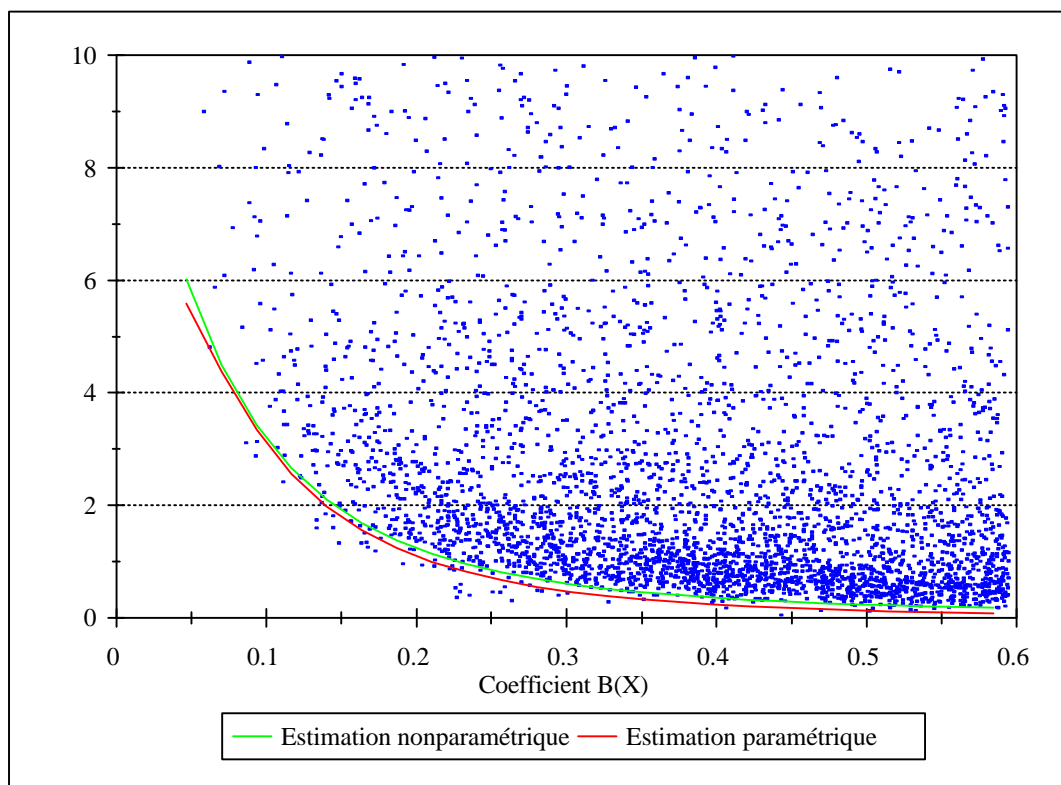
$$\varepsilon_X = \frac{V_X(\tau)}{\tau \cdot K_X(\tau)} - 1$$

Estimation

Le membre de droite de l'équation (c) est observable. Dans un premier temps, on construit point par point le nuage des couples $(B(X); (1 + \varepsilon_X) \cdot f(B(X)))$, pour chaque commune X . Dans un second temps, on construit l'enveloppe inférieure g de ce nuage, qui doit correspondre à la densité f de la distribution des sensibilités ϕ_j , en faisant l'hypothèse que la distribution des ε_X n'est pas nulle aux alentours de 0. On peut ensuite soit étudier directement la distribution reconstituée g (estimation non-paramétrique), soit ajuster cette distribution à une distribution classique, par exemple, log-normale (estimation paramétrique). Dans un dernier temps, on peut en déduire la distribution des ε_X par simple différence entre le membre de droite de (c) et la valeur prise par f .

Le nuage des points $(B(X); (1 + \varepsilon_X) \cdot f(B(X)))$ est représenté sur le graphique 3. Pour construire sa frontière inférieure, on a découpé le nuage en tranches verticales d'épaisseur constante (on retient 0,01 km) et, dans chacun de ces ensembles de points, on retient celui qui a l'ordonnée la plus basse. La fonction g est construite alors à partir de l'estimateur du noyau qui passe par cet ensemble de points inférieurs. Cette méthode permet notamment de ne pas prendre nécessairement en compte des points qui sont peut-être aberrants. Le nuage ne comprenant que peu de points pour les abscisses les plus faibles, on n'obtient qu'une partie seulement de la courbe de densité cherché, $g(\beta)$.

**Graphique 3 : Estimation non-paramétrique et paramétrique
à partir des stocks d'établissements
et nuage des points ($B(X)$; $(1+\varepsilon_X).f(B(X))$)**



Le tableau 6 donne la moyenne et l'écart-type de la distribution g et de la loi log-normale qui y est ajustée.⁸ On trouve cette fois-ci des sensibilités moyennes de l'ordre de 200 m par point de taxe professionnelle, plus faibles que celles qui étaient estimées par le premier modèle.

**Tableau 6 : Distribution des sensibilités à la fiscalité estimée sur les stocks
(en km par point de taxe professionnelle)**

	Distribution non-paramétrique	Distribution log-normale
Moyenne	0,36	0,19
Ecart type	0,63	0,38

⁸ L'ajustement direct d'une loi log-normale sur g risquerait d'être entâchée d'une forte imprécision, en raison de l'effet important des queues de distribution sur le résultat. C'est pourquoi on utilise des moindres carrés pondérés pour estimer la loi log normale. On retient comme pondération la densité de la variable $B(X)$.

Les mêmes calculs peuvent être menés pour les créations d'entreprises. Le graphique 4 montre que l'ajustement d'une loi log-normale est bien meilleur dans ce cas que pour les stocks. On retrouve le fait que les sensibilités moyennes sont plus fortes sur les créations que sur les stocks, même si elles restent toujours inférieures aux sensibilités estimées par le premier modèle.

Graphique 4 : Estimation non-paramétrique et paramétrique à partir des créations d'établissements et nuage des points $(B(X) ; (1+\varepsilon_X).f(B(X)))$

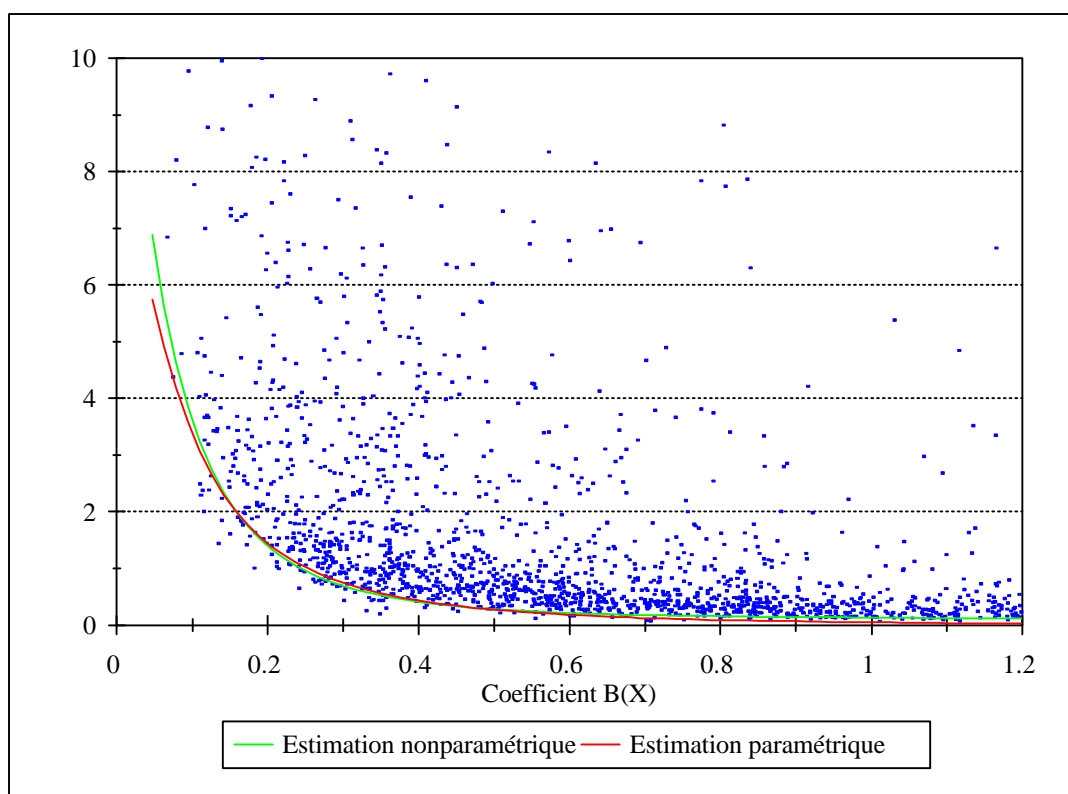


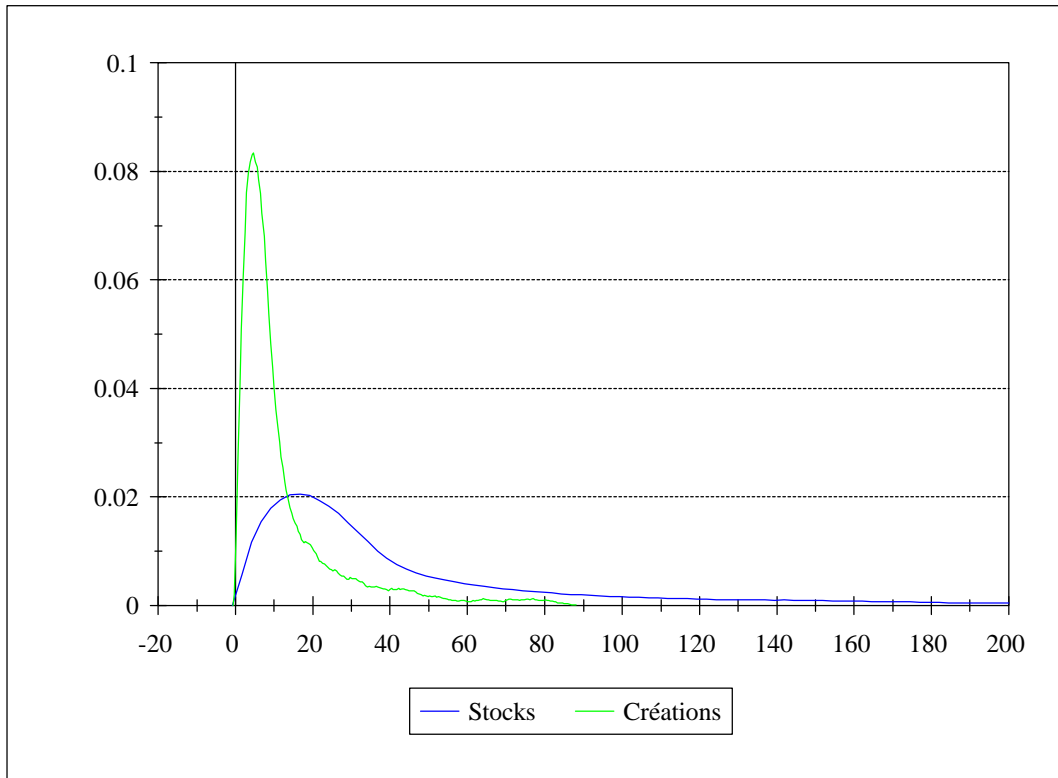
Tableau 7 : Distribution des sensibilités à la fiscalité estimée sur les créations (en km par point de taxe professionnelle)

	Distribution non-paramétrique	Distribution log-normale
Moyenne	0,41	0,21
Ecart type	0,65	0,36

Enfin, le graphique 5 donne la distribution empirique des paramètres ε_X , calés sur la distribution log-normale estimée des ϕ_j , respectivement sur les stocks et sur les

flux. On y constate que l'importance accordée par les communes à la préservation de leur base de taxe professionnelle, relativement à celle qu'elles accordent à leurs recettes, apparaît plus grande dans le cas de leurs stocks d'établissements que dans le cas des créations.

Graphique 5 : Estimation de la densité du paramètre ϵ_x



IV. Interprétation des résultats

La sensibilité rapportée à la valeur ajoutée

Les chiffres précédents, bien qu'obtenus par des méthodes variées, indiquent tous que la sensibilité de la localisation des entreprises à la taxe professionnelle ne dépasse pas quelques centaines de mètres par point de taux. Ils ne peuvent cependant pas être traduits mécaniquement en terme de sensibilité à la fiscalité en général. En effet, à cause de la définition de sa base (assise sur la combinaison des facteurs de production) et à cause du mécanisme de plafonnement des cotisations en fonction de la valeur ajoutée, la taxe professionnelle pèse différemment sur les entreprises selon leur secteur : le prélèvement effectif opéré par la taxe professionnelle, rapporté à la valeur ajoutée, varie de 1,3 % pour les institutions financières à 4,1 % dans le secteur de l'énergie (voir annexe). Pour tenir compte de ces disparités, on a corrigé les estimations sectorielles du premier modèle à partir des taux sectoriels nominaux de taxe professionnelle τ_s , et du ratio effectif β_s des cotisations versées à la valeur ajoutée.

Le nouveau modèle sous-jacent est que chaque entreprise j est caractérisée par la commune qu'elle préfère C_j dans la situation de référence et par un coefficient de sensibilité θ_j qui mesure la distance dont elle serait prête à se déplacer pour un cadeau conditionnel (fiscal ou autre) égal à un point de sa valeur ajoutée. Les θ_j sont tirés indépendamment dans une loi exponentielle de paramètre ω_s qui dépend du secteur. Au prix de l'hypothèse que les entreprises d'un même secteur sont traitées de la même façon par la taxe professionnelle, les ω_s se déduisent immédiatement des ψ_s :

$$\omega_s = \frac{\tau_s}{\beta_s} \cdot \psi_s$$

**Tableau 8 : Moyennes des sensibilités ω en fonction de la valeur ajoutée
(en km par point de valeur ajoutée)**

Secteurs	Estimation sur les stocks	Estimation sur les flux
Industries agricoles et alimentaires	2,55	4,87
Production et distribution d'énergie	0,51	1,13
Biens intermédiaires	1,51	2,92
Biens d'équipements	1,02	2,34
Biens de consommation courante	1,91	3,01
Bâtiment, génie civile et agricole	1,80	2,50
Commerce	0,94	2,91
Transport et télécommunication	1,09	2,12
Services et organismes d'intérêt public	0,94	2,73
Activités immobilières	0,86	3,93
Assurances et organismes financiers	0,51	2,99
Autres services	1,10	2,83
Total	1,41	2,82

Ceci permet de construire le tableau 8 qui donne les coefficients sectoriels de sensibilité en kilomètres par point de valeur ajoutée. Les coefficients ω_s représentent mieux que les ψ_s la sensibilité de l'établissement à la fiscalité en général, et pas seulement au taux de la taxe professionnelle. Lorsque l'on examine ces coefficients, notamment ceux qui sont calculés à partir des créations d'entreprises, on constate une certaine homogénéisation des différents secteurs en termes de sensibilité.

Le tableau 9 donne les sensibilités à la fiscalité estimées de la même façon à partir d'un classement par tranches d'effectifs.⁹

⁹ Faute de disposer des ratios de taxe professionnelle sur valeur ajoutée et des taux moyens par tranche de taille, la construction des ω est dans ce cas fondée sur des ratios moyens et des taux moyens. Cette approximation ne devrait guère affecter les résultats, puisque l'on sait par ailleurs (sur des études menées par tranches de chiffre d'affaires) que le ratio de la taxe professionnelle à la valeur ajoutée diffère très peu entre entreprises de différentes tailles.

**Tableau 9 : Valeurs des coefficients moyens de sensibilité ω
en fonction de la valeur ajoutée
(en km par point de valeur ajoutée)**

Tranche d'effectif en 1995	Estimation sur les stocks	Estimation sur les flux
de 10 à 50 salariés	1,48	2,96
de 50 à 100 salariés	1,09	3,03
de 100 à 200 salariés	0,93	3,11
de 200 à 500 salariés	0,86	2,41
de 500 à 1000 salariés	0,78	2,72
de 1000 à 2000 salariés	0,47	5,84
plus de 2000 salariés	0,00	n.e.
Ensemble	1,41	2,82

Sensibilité à la fiscalité et mobilité des entreprises

La sensibilité des entreprises à la fiscalité est d'autant plus forte qu'elles sont plus petites. On retrouve aussi que les sensibilités estimées sur les flux sont plus fortes que sur les stocks, et que la correction pour passer à la valeur ajoutée a tendance à homogénéiser les sensibilités calculées sur les flux.

On peut rapprocher ces résultats à ceux d'autres études, notamment Delisle et Lainé (1996) et Benard et Jayet (1996) qui fournissent des indications sur la mobilité de différentes catégories d'entreprises à partir de données sur les transferts d'établissements. De ces études il ressort que :

- (1) La plupart des transferts se font à l'intérieur d'une même commune. Les transferts intercommunaux s'effectuent sur de courtes distances : la moitié d'entre eux restent inférieurs à 9,8 km, et les trois quart à 24,3 km. Dans la grande majorité des cas, ces transferts ont lieu à l'intérieur d'une même zone d'emploi.
- (2) Ce sont les établissements les plus petits qui se déplacent le plus loin.
- (3) Les secteurs les plus mobiles sont ceux appartenant au commerce de gros, et aux activités industrielles. Les services aux particuliers et les industries agro-alimentaires sont les activités les moins mobiles.

Bien entendu, les transferts d'établissements résultent d'un ensemble de facteurs, dont la fiscalité peut faire partie, sans être décisif. Les données sur les transferts constituent un indicateur de mobilité tout en étant indépendantes des données utilisées pour construire nos estimateurs. Il est donc remarquable que, sauf pour les

industries agro-alimentaires, les résultats de ces études recourent ceux qui sont obtenus ici : les secteurs peu mobiles au sens des transferts sont aussi des secteurs peu sensibles à la fiscalité, et mobilité et sensibilité décroissent toutes les deux avec la taille des établissements.

L'estimation du modèle a été réalisée à partir de la seule observation des localisations effectives des entreprises et des différentiels de taux existant. Il n'est donc pas possible de donner un intervalle de confiance pour les paramètres calculés. Toutefois, pour multiplier les observations, il est possible d'estimer le modèle sur des sous-territoires. Effectuées au niveau des régions, les estimations confirment certains résultats obtenus au niveau national. Ainsi, l'ordre de grandeur de la sensibilité agrégée paraît robuste, ainsi que certaines spécificités sectorielles : le secteur de l'énergie ou les services financiers sont très peu sensibles à la fiscalité, les secteurs industriels le sont bien plus que les secteurs du tertiaire.

L'impact des exonérations fiscales

Le principal cadeau fiscal qu'une commune, de son seul chef, puisse consentir à une entreprise est de l'exonérer pendant cinq années de la part communale de la taxe professionnelle. Sachant que, en 1995, cette part représentait 63 % de la taxe professionnelle totale, et les cotisations de taxe professionnelle 2,8 % de la valeur ajoutée des entreprises, cet avantage est équivalent à un cadeau moyen de 1,8 % de la valeur ajoutée pendant 5 ans, soit, une fois actualisé au taux de 5 %, un avantage permanent équivalent de l'ordre de 0,4 % de la valeur ajoutée. D'après les estimations précédentes¹⁰, pour un tel avantage, une entreprise qui se crée est prête à parcourir en moyenne 1,13 km. Et encore, ceci n'est-il vrai que si les communes voisines n'offrent pas le même avantage.

S'il est difficile de croire à un impact significatif des exonérations de fiscalité communale, la même critique ne s'applique pas à l'utilisation à des fins d'aménagement du territoire d'exonérations locales d'impôts nationaux et surtout de cotisations sociales. Dans ce cas, d'une part, les avantages offerts sont nettement plus importants et, d'autre part, le fait que les exonérations doivent être accordées par l'Etat exclut en principe les problèmes d'inefficacité pour cause de concurrence entre collectivités locales.

On peut prendre l'exemple des mesures envisagées pour la création de zones franches urbaines dans les quartiers défavorisés. Celles-ci consistent en une exonération totale d'impôt sur les sociétés, de taxe professionnelle et de charges sociales patronales pendant 5 ans.¹¹ Dans ce cas, en négligeant l'exonération de

¹⁰ Estimation par le premier modèle sur une distribution exponentielle agrégée.

¹¹ Ces exonérations sont plafonnées : à 400 000 francs par an pour l'impôt sur les sociétés, à 3 millions de francs de base nette pour la taxe professionnelle des entreprises de moins de 50

taxe foncière, et en faisant l'hypothèse que les parts des différents prélèvements dans la valeur ajoutée (voir en annexe le tableau A4) sont universelles, une entreprise installée dans la zone franche bénéficie d'un avantage fiscal équivalent à 25,3 % de sa valeur ajoutée pendant 5 ans (2,8 % pour la taxe professionnelle, 3,2 % pour l'impôt sur les sociétés, et 19,3 % pour les cotisations sociales). Si on actualise ce montant sur la durée de vie (supposée infinie) de l'entreprise au taux de 5 %, on obtient un avantage permanent équivalent égal à 5,5 % de la valeur ajoutée. D'après les estimations précédentes, pour un tel avantage, une entreprise qui se crée est en moyenne prête à parcourir 15,5 km et une entreprise qui se crée sur dix est prête à se déplacer de 35,7 km. Ces chiffres sont considérables, biens supérieurs à ceux que retenaient le projet de loi sur les zones franches urbaines, qui prévoyait le déplacement de 1000 à 1400 emplois au bout de 5 ans pour l'ensemble des 38 zones franches créées en métropole.

Les chiffres présentés ici reposent sur trop d'hypothèses discutables pour pouvoir prétendre à la robustesse. Ils visent surtout à montrer que l'impact de mesures de défiscalisation peut être considérable en dépit de coefficients de sensibilité apparemment faibles. Ils montrent aussi qu'il existe des contraintes de cohérence entre l'idée qu'on se fait de l'impact des aides fiscales et celle que l'on se fait du coût de ces aides. Si l'on croit à un impact de seulement 40 emplois par zones franche au bout de cinq ans, qui serait compatible avec les projections budgétaires, il faudrait admettre que la sensibilité moyenne est nettement plus faible que dans nos estimations, en dessous de 0,30 km par point de valeur ajoutée, ou encore de 40 mètres par point de taxe professionnelle. Si tel était le cas, la plus grande partie des aides à la délocalisation, qui sont de taille bien plus modeste que les mesures en faveur des zones franches, devraient sans doute être considérées comme coûteuses et inefficaces.

salariés, à 1 million de francs de base nette pour la taxe professionnelle des entreprises de plus de 50 salariés. L'exonération de charges sociales est limitée à un an pour les entreprises de plus de 50 salariés. Les entreprises de moins de 50 salariés bénéficient en outre d'une exonération de taxe foncière sur les propriétés bâties pendant 5 ans. Enfin, les droits de mutations sont réduits à 0 % pour les acquisitions de fonds de commerce. En première approximation, on peut sans doute ne pas tenir compte des effets de seuils introduits par les divers plafonnements. En effet, d'une part, les zones considérées sont des zones défavorisées où il est peu probable qu'existent déjà des entreprises moyennes et, d'autre part, il serait rationnel qu'une entreprise qui s'installe se scinde suffisamment pour bénéficier à plein des mesures pendant les 5 ans.

ANNEXES

Annexe 1 : Démonstration des propriétés (a) et (b)

Deux cas sont possibles : soit la commune X était la commune préférée de toutes les entreprises qui y sont présentes, même en l'absence de taxe professionnelle, soit elle ne l'était pas.

Cas 1 : $\forall j, X = L_j \Rightarrow X = C_j$

C'est le cas où la commune X n'a attiré aucun établissement par sa fiscalité. Elle risque cependant de perdre un des établissements qui y résident si elle augmente davantage son taux. Autrement dit, il doit exister au moins un établissement k et une commune Y, tels que l'établissement k soit indifférent entre Y et $X=L_k=C_k$. Nécessairement, le taux de la commune Y est plus faible que celui de X et on doit avoir :

$$\phi_k \cdot T(X) = \phi_k \cdot T(Y) + d(X; Y)$$

D'où un minorant de ϕ_k :

$$\phi_k \geq \text{Min}_{\{Y|T(Y)<T(X)\}} \left(\frac{d(X; Y)}{T(X) - T(Y)} \right) = B(X)$$

Dans ce cas, on a à la fois un minorant et un majorant de ϕ_k pour l'établissement k :

$$B(X) \leq \phi_k \leq B(X)$$

Cas 2 : $\exists j, X = L_j \text{ et } X \neq C_j$

C'est le cas où il existe au moins un établissement qui s'est installé en X à cause de son taux attractif. Soit k un tel établissement qui, en l'absence de fiscalité locale, se serait installé dans sa commune préférée C_k . Puisque $X=L_k$ est préférée à C_k , son taux doit être inférieur à celui de C_k , et on doit avoir :

$$\phi_k \cdot T(X) + d(X; C_k) \leq \phi_k \cdot T(C_k)$$

On en déduit un minorant de ϕ_k :

$$\phi_k \geq \text{Min}_{\{Y|T(Y)>T(X)\}} \left(\frac{d(X; Y)}{T(Y) - T(X)} \right) = A'(X)$$

Autrement dit, tout établissement k dont la localisation dans la commune X a été influencée par la fiscalité doit vérifier :

$$A'(X) \leq \phi_k \leq B(X)$$

Si une commune X est telle que $A'(X) > B(X)$, on est certain de se trouver dans le cas 1, c'est-à-dire qu'elle n'a attiré aucun établissement par sa fiscalité. Dans tous les cas, on peut poser $A(X) = \text{Min}[A'(X); B(X)]$, et les résultats précédents peuvent être résumés par les deux conditions (a) et (b).

Annexe 2 : Généralisation du modèle

On peut généraliser la forme de la fonction de coût $G_j(X)$ en faisant simplement l'hypothèse qu'elle est séparable :

$$G_j(X) = \phi_j \cdot T(X) + H_j(X)$$

$H_j(X)$ est une fonction de coût auxiliaire, propre à l'entreprise, qui prend en compte tous les paramètres autres que la taxe professionnelle. On suppose seulement que l'entreprise n'a qu'une seule commune préférée, ce qui permet de normaliser la fonction $H_j(X)$ par les conditions suivantes, où C_j désigne toujours la commune qui minimise $H_j(X)$:

$$\forall X, Y, \quad |H_j(Y) - H_j(X)| \leq d(X; Y)$$

$$\exists X, Y, \quad X \neq Y \quad \text{et} \quad |H_j(Y) - H_j(X)| = d(X; Y)$$

Cette normalisation définit le coefficient de sensibilité ϕ_j de façon unique. On peut également définir le coefficient α_j , propre à l'entreprise j :

$$\alpha_j = \text{Min}_{X \neq C_j} \frac{H_j(X)}{d(C_j; X)}$$

Ce coefficient est toujours dans $]0; 1]$. C'est le plus grand coefficient qui vérifie :

$$\forall X, \quad H_j(X) \geq \alpha_j \cdot d(C_j; X)$$

Les contraintes (a) et (b) deviennent alors :

(a'') Il existe un établissement k localisé dans X tel que :

$$\phi_k \geq \alpha_k \cdot A(X)$$

(b) Pour tout établissement j localisé dans X , on a :

$$\phi_j \leq B(X)$$

On pourrait songer à traiter les α_k comme les ϕ_k , en posant une distribution a priori et en estimant les paramètres par le maximum de vraisemblance. Cette méthode conduirait à une sous-estimation systématique de l'impact de la fiscalité, puisque la probabilité que (a'') soit vérifiée sera maximisée en prenant les α_k les plus petits possibles, et celle que la contrainte (b'') soit vérifiée en prenant les ϕ_k les plus petits possibles.

Une autre méthode consiste à renoncer à l'estimation des α_k et à poser :

$$\alpha = \underset{k}{\text{Min}} \alpha_k$$

On peut alors appliquer la même méthode que dans le modèle simple, en remplaçant la première contrainte (a'') par une contrainte plus générale, paramétrée par un unique $\alpha \in]0;1]$:

(a''') Il existe un établissement k localisé dans X tel que :

$$\phi_k \geq \alpha \cdot A(X)$$

(b) Pour tout établissement j localisé dans X , on a :

$$\phi_j \leq B(X)$$

Pour α donné, la probabilité $P_X(\psi; \alpha)$ pour que ces conditions (corrigées par ε) soient toutes les deux vérifiées dans la commune X , sachant que le vecteur de paramètres est ψ , s'écrit :

$$P_X(\psi; \alpha) = \prod_S \left[1 - e^{-\frac{1}{\psi_s} [B(X) + \varepsilon]} \right]^{N_s(X)} - \prod_S \left[1 - e^{-\frac{1}{\psi_s} [\alpha \cdot A(X) - \varepsilon]} \right]^{N_s(X)}$$

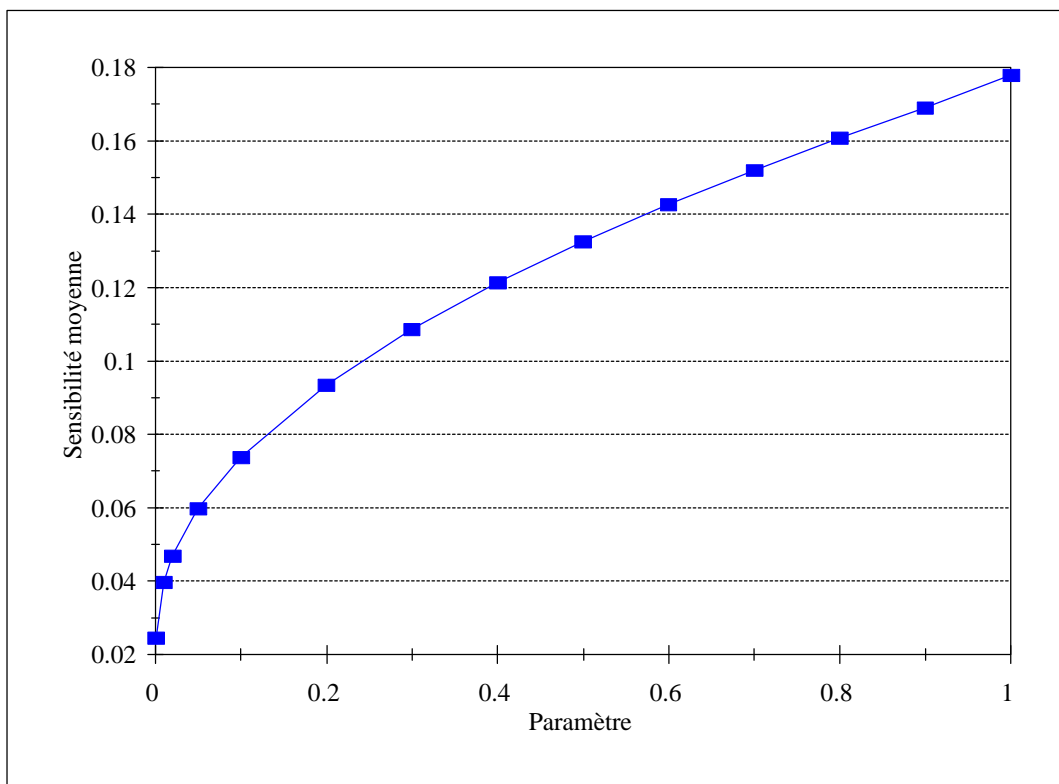
Et la probabilité $P(\psi; \alpha)$ que les contraintes soient vérifiées dans toutes les communes (où il existe au moins un établissement) reste :

$$P(\psi; \alpha) = \prod_X P_X(\psi; \alpha)$$

Il s'agit de déterminer le vecteur $\psi^*(\alpha)$ qui maximise $P(\psi;\alpha)$.

Faire varier le paramètre α signifie que l'on modifie les hypothèses sur la fonction de coût H : quand α diminue, pour une même distance parcourue, le coût à compenser par la fiscalité est plus faible. Par conséquent, à différentiels de taux donnés par la répartition observée en 1995, on s'attend à ce que la sensibilité soit d'autant plus faible que α est petit, ce qui est confirmé par l'estimation empirique.

Graphique A1 : Sensibilité agrégée sur le stock en fonction du paramètre α (en km par point de taxe professionnelle)



Le cas $\alpha=1$ contient le cas particulier où la fonction de coût $H_j(X)$ est égale à la distance entre X et la commune de prédilection C_j , mais il ne lui est pas équivalent. Dans tous les cas, l'interprétation de ϕ_j est plus délicate que dans le modèle simplifié.

Considérons une entreprise j qui souhaite se localiser en L_j , étant donné ses préférences et la structure existante des taux de taxe professionnelle. Soit X une autre commune. On peut se demander quelle est l'augmentation maximale $\Delta T_X(L_j)$ du taux initial $T(L_j)$ que l'entreprise est prête à supporter sans changer d'avis et préférer X à L_j . Une condition nécessaire pour qu'elle continue de préférer L_j est que :

$$\Delta_x T(L_j) \leq \frac{d(X; L_j)}{\phi_j} + T(X) - T(L_j)$$

Et le taux maximum $T_j^*(L_j)$ que la commune L_j pourrait appliquer (toutes choses égales par ailleurs) sans perdre l'entreprise j vérifie :

$$\forall X \neq L_j \quad \phi_j \cdot [T_j^*(L_j) - T(X)] \leq d(X; L_j)$$

On retrouve le fait que la concurrence exercée par les communes éloignées est d'autant plus forte que le coefficient ϕ_j est élevé.

Annexe 3 : Tableaux complémentaires

Tableau A1 : Répartition des communes selon les valeurs de A(X) et B(X) en 1995

	Nombre de communes	Taux global moyen (en %)
Ensemble des communes		
avec établissement ≥ 10 salariés ¹	15652	22,2
avec création ≥ 10 salariés ²	2386	21,1
Communes où $A(X) < B(X)$		
avec établissement ≥ 10 salariés ¹	9307	17,9
avec création ≥ 10 salariés ²	1163	16,9
Communes où $A(X) = B(X)$		
avec établissement ≥ 10 salariés ¹	6345	25,7
avec création ≥ 10 salariés ²	1223	25,8

¹ Communes où il existait au moins un établissement de plus de 10 salariés en 1995.

² Communes où s'est créé au moins un établissement de plus de 10 salariés entre 1992 et 1995.

Tableau A2 : Nombre d'établissements par secteurs

Secteurs	Etablissements ≥ 10 salariés ¹	Créations ≥ 10 salariés ²
Industries agricoles et alimentaires	8088	189
Production et distribution d'énergie	1378	7
Biens intermédiaires	18073	459
Biens d'équipements	11484	293
Biens de consommation courante	17465	775
Bâtiment, génie civile et agricole	25472	924

Commerce	52188	1584
Transport et télécommunication	17498	309
Services et organismes d'intérêt public	7874	220
Activités immobilières	1992	40
Assurances et organismes financiers	7652	67
Autres services	44047	2028
Total	215307	6895

¹ Etablissements présents en 1995, dont l'effectif était supérieur ou égal à 10 salariés.

² Créations pures (hors restructurations et reprises) d'établissements d'au moins 10 salariés intervenues entre 1992 et 1995.

**Tableau A3 : Taux nominal moyen τ_s de taxe professionnelle
appliqué à chaque secteur en 1995
(en %)**

Secteurs	Etablissements ≥ 10 salariés ¹	Créations ≥ 10 salariés ²
Industries agricoles et alimentaires	22,2	22,3
Production et distribution d'énergie	23,6	22,3
Biens intermédiaires	21,6	22,1
Biens d'équipements	22,1	22,0
Biens de consommation courante	20,9	18,6
Bâtiment, génie civile et agricole	22,5	21,2
Commerce	22,9	21,8
Transport et télécommunication	22,5	21,4
Services et organismes d'intérêt public	23,4	22,6
Activités immobilières	21,5	20,1
Assurances et organismes financiers	22,5	17,3
Autres services	21,6	20,9
Total	22,2	21,1

¹ Etablissements présents en 1995, dont l'effectif était supérieur ou égal à 10 salariés.

² Créations pures (hors restructurations et reprises) d'établissements d'au moins 10 salariés intervenues entre 1992 et 1995.

**Tableau A4 : Quelques ratios par secteurs
(en %)**

Secteurs	TP/VA ¹	IS/VA ²	CS/VA ³	MS/VA ⁴
Industries agricoles et alimentaires	2,70	5,09	19,00	62,85
Production et distribution d'énergie	4,15	2,06	20,29	59,31
Biens intermédiaires	3,71	3,15	24,24	79,37
Biens d'équipements	3,67	0,97	24,77	82,81
Biens de consommation courante	2,84	4,47	21,66	73,30
Bâtiment, génie civile et agricole	2,88	1,87	32,48	91,73
Commerce	2,92	4,02	22,23	74,89
Transport et télécommunication	3,73	2,63	21,83	71,96
Services et organismes d'intérêt public	3,00	2,59	23,61	79,74
Activités immobilières	2,25	4,58	11,41	38,50
Assurances et organismes financiers	1,33	3,03	7,01	24,86
Autres services	2,36	2,53	22,40	76,92
Total	2,84	3,18	19,30	63,25

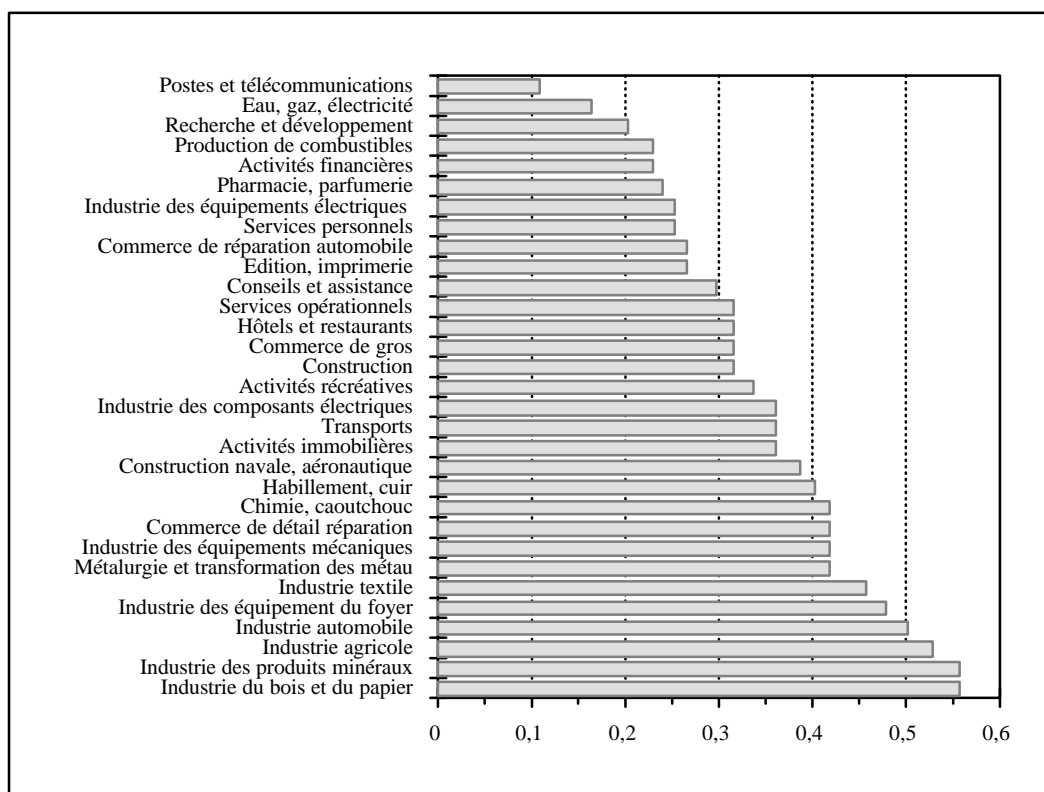
¹ Ratio b_s de la taxe professionnelle effectivement acquittée rapportée à la valeur ajoutée en 1995.

² Impôt sur les sociétés rapporté à la valeur ajoutée en 1993.

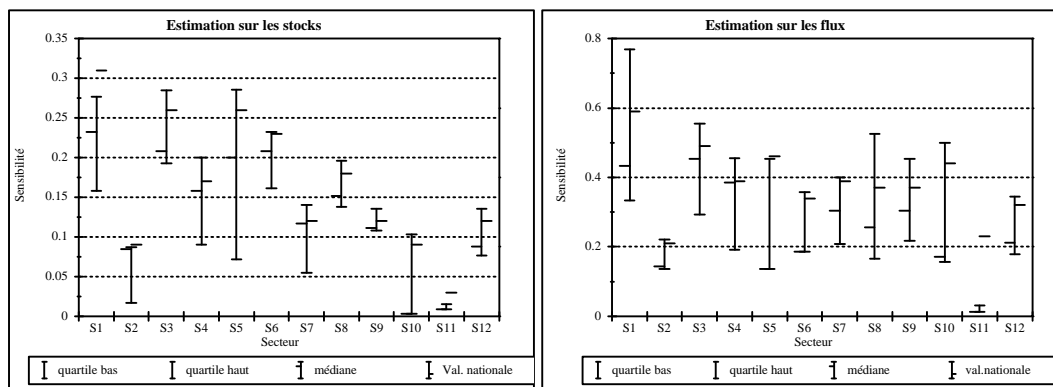
³ Cotisations sociales employeur rapportées à la valeur ajoutée en 1993.

⁴ Coût du travail rapporté à la valeur ajoutée en 1993.

**Graphique A1 : Estimation de ϕ sur les flux à un niveau sectoriel fin
(en km par point de taxe professionnelle)**



**Graphique A2 : Les sensibilités estimées sur une loi exponentielle
à un niveau régional et à un niveau national
(par les stocks et par les créations)**



Note : les médianes et les quartiles sont pondérés par le nombre d'entreprises du secteur dans la région.

- S1 : Industries agricoles et alimentaires
- S2 : Production et distribution d'énergie
- S3 : Biens intermédiaires
- S4 : Biens d'équipements
- S5 : Biens de consommation courante
- S6 : Bâtiment, génie civile et agricole
- S7 : Commerce
- S8 : Transport et télécommunication
- S9 : Services et organismes d'intérêt public
- S10 : Activités immobilières
- S11 : Assurances et organismes financiers
- S12 : Autres services

Bibliographie

Benard R. et H. Jayet (1996), "Les transferts d'établissements en région Nord-Pas de Calais (1989-1995)", mimeo INSEE.

Black D.A. et W.H. Hoyt (1989), "Bidding for Firms", *American Economic Review*, vol. 76, pp. 820-826.

Bucovetsky S. (1991), "Asymmetric Tax Competition", *Journal of Urban Economics*, vol. 21, pp. 333-350.

Delisle J.P. et F. Lainé (1996), "Les transferts d'établissements dans l'espace français : relations territoriales et recompositions locales", Document de travail INSEE, n° H9602.

Gordon R. (1986), "Taxation of Investments and Savings in a World Economy", *American Economic Review*, vol. 76, pp. 1086-1101.

Parent M.C. (1995), "Stratégie d'implantation régionale, nationale ou internationale : quelle influence sur le développement des entreprises françaises ?", *Economie et Statistique*, n° 290, pp. 3-16.

Wildasin D.E. (1988), "Nash Equilibria in Models of Fiscal Competition", *Journal of Public Economics*, vol. 35, pp. 229-240.

Wilson J.D. (1991), "A Theory of Interregional Tax Competition", *Journal of Urban Economics*, vol. 19, pp. 296-315.