

Evaluation des effets sur l'emploi d'une réforme de la fiscalité locale sur les entreprises en France

MARIE-ESTELLE BINET* et YVES CROISSANT**

1. INTRODUCTION

La taxe professionnelle est le principal impôt prélevé par les collectivités locales sur les entreprises en France. Depuis sa création, cet impôt n'a cessé de soulever des controverses. Il est souvent critiqué à cause des injustices qu'il génère: injustices au sein d'une même commune du fait des nombreuses exemptions ou régimes spécifiques, injustices surtout d'une commune à une autre en raison de la grande diversité des taux pratiqués. Enfin, assis partiellement sur la masse salariale, il est également accusé de pénaliser l'emploi.

Pour corriger ce dispositif, une loi a été votée et appliquée depuis le début de l'année 1999. Cette réforme consiste à exonérer totalement la masse salariale de l'assiette de l'impôt. L'objectif avoué est de stimuler l'emploi. Il s'agit, dans ce papier, de tenter d'apprécier les principaux effets de cette mesure.

Dans la première section, après avoir rappelé les principales caractéristiques de l'impôt, les grandes lignes de la réforme sont exposées. La seconde section présente les effets prévisibles de la réforme. La troisième section est consacrée à l'estimation économétrique de l'élasticité de l'emploi par rapport au coût salarial pour les principaux secteurs d'activité français pour la période 1970–1992. La quatrième section tente de cerner le rôle joué par les collectivités territoriales dans le succès de cette réforme. A cette fin, il s'agit d'une part d'estimer l'influence du bien public local sur la production et, d'autre part, de mesurer les comportements probables adoptés par les décideurs publics locaux en matière de fixation du taux de taxe professionnelle et du niveau de la dépense publique locale à la suite de la réforme.

* Maître de conférences, CERESUR, Université de La Réunion, Faculté de Droit et d'Economie, 15 avenue René Cassin, BP 7151, 97715 Saint Denis Messag cedex 9.

Email: marie-estelle.binet@univ-reunion.fr

** Maître de conférences, CERESUR, Université de La Réunion, Faculté de Droit et d'Economie, 15 avenue René Cassin, BP 7151, 97715 Saint Denis Messag cedex 9.

Email: yves.croissant@univ-reunion.fr

Les auteurs remercient Jean-Sébastien Pentecôte pour ses conseils avisés.

2. LA RÉFORME DE LA TAXE PROFESSIONNELLE

La taxe professionnelle est prélevée chaque année par les collectivités locales sur les personnes physiques et morales qui exercent, à titre habituel, une activité professionnelle non salariée et ne bénéficiant pas d'une exonération. Depuis sa mise en place en France, en 1975, la taxe professionnelle est très controversée.

Elle a été conçue à l'origine comme une taxe sur la valeur ajoutée, mais de nombreuses contraintes ont progressivement altéré la philosophie initiale. La taxe professionnelle est assise sur la totalité de la valeur locative des immobilisations (même si l'évaluation de celles-ci est souvent très frustrante) et sur 18 % de la masse salariale (de manière à ce que capital et travail soient, en niveau, imposés „à égalité“).

Le poids de la taxe est cependant désormais très inégal selon l'intensité capitalistique des secteurs (3,41 % de la valeur ajoutée pour le secteur des biens manufacturés contre 1,84 % pour les services marchands). Le régime général est complété par un certain nombre de régimes particuliers:

- Les contribuables dont les recettes sont inférieures au million de francs voient leur assiette réduite du capital hors bâtiments. La même assiette est appliquée aux prestataires de services, aux titulaires de bénéfices non commerciaux, aux agents d'affaires et aux intermédiaires de commerce employant plus de cinq salariés.
- Les prestataires de services, les titulaires de bénéfices non commerciaux, les agents d'affaires et les intermédiaires de commerce employant moins de cinq salariés ne sont imposés que sur le capital foncier et 10 % des recettes totales.
- Un niveau de cotisation minimal est imposé par le législateur, correspondant à 0,35 % de la valeur ajoutée de l'entreprise. Une cotisation de péréquation additionnelle est versée par les établissements implantés dans une collectivité où le taux de taxe professionnelle est inférieur au taux national moyen. Enfin, l'impôt est plafonné à hauteur de 3,5 % de la valeur ajoutée réalisée par l'établissement contribuable.

La réforme propose d'éliminer progressivement la masse salariale de l'assiette de la taxe. La suppression totale est prévue au terme de cinq ans. Elle concerne l'ensemble des redevables et se traduit par une diminution de 100 000 francs en 1999, puis de 300 000 francs en 2000, en base par contribuable et par commune. La réforme est assortie d'une augmentation du taux de péréquation.

3. LES EFFETS ATTENDUS DE LA RÉFORME

Selon le ministère, la réforme devrait conduire à supprimer la masse salariale pour plus de 70 % des établissements redevables, principalement des petites et moyennes entreprises, dès la première année. Elle devrait se traduire par la création de 25 000 emplois en 1999 et par plus de 100 000 emplois à terme.

Afin d'analyser la pertinence de ces prédictions, il convient de bien comprendre les

différents canaux de transmission de cette réforme. Le comportement des entreprises devrait être doublement affecté, du point de vue de la demande de travail et du niveau de la production. En outre, cette réforme diffère des mesures traditionnelles de réduction des charges sur les salaires. En effet, elle est également susceptible de modifier le comportement des collectivités locales. Au total, l'effet favorable sur l'emploi dépend des canaux de transmission suivants:

La substitution entre les facteurs. En notant tp le taux de taxe professionnelle, les prix du travail avant et après réforme sont respectivement $(1 + tp)\bar{w}$ et $\bar{w}$, soit une réduction de $\frac{0,18tp}{1+0,18tp}$ % (soit $-3,6$ % pour un taux de taxe professionnelle de 20 %). A production constante, l'effet de cette réduction du coût salarial sur l'emploi dépend donc des possibilités de substitution entre le travail et les autres facteurs de production. On suppose ici que le taux de salaire hors taxe $\bar{w}$ n'est pas modifié par les variations de la demande de travail. L'offre de travail est donc supposée parfaitement élastique. La portée de cette hypothèse est, de toutes façons, réduite puisqu'elle entraîne, tout au plus, une légère sur-estimation de l'élasticité emploi – coût salarial, DORMONT (1997).

La variation de la production. En situation de chômage classique, l'offre de bien et services est inférieure au niveau de la demande. Le niveau du salaire trop élevé limite la production et l'emploi. La réforme devrait donc conduire à une augmentation du niveau de la production. Le paramètre fondamental est alors l'élasticité-prix de la demande, qui détermine la variation de la production et, par conséquent, de l'emploi.

Le financement de la réforme et l'évolution du taux de taxe professionnelle. Le mode de financement de la réforme est déterminant. Selon GERMAIN (1997), la mise en place d'un prélèvement supplémentaire sur le capital peut annuler partiellement les effets positifs sur l'emploi. En effet, en augmentant le coût du capital, l'impact sur la production disparaît. Les seuls effets positifs sur l'emploi ne proviennent plus que des possibilités de substitution entre facteurs.

Ce scénario n'est pas exclu. En effet, la réforme devrait certainement se traduire par un manque à gagner, amputant le budget des collectivités territoriales. L'Etat s'est engagé à compenser les pertes. Cependant, si la compensation n'est pas intégrale, les collectivités locales peuvent être amenées, en retour, à augmenter le taux de taxe professionnelle, qui pèse désormais sur le seul capital. La réussite de la réforme dépend donc crucialement de la réaction des collectivités locales en matière de politique fiscale.

L'évolution de la dépense publique locale. Les pertes de recette fiscale induites par la réforme, à taux d'imposition constants, devraient être compensées par le versement de dotations budgétaires. Cependant, si la compensation n'est que partielle, les collectivités locales seront amenées, toutes choses égales par ailleurs, à réduire les dépenses publiques. L'effet sur l'emploi d'une telle diminution est important si la dépense publique est un facteur de production pour les entreprises. Dès lors, une diminution de la dépense publique entraîne un renchérissement et une baisse de la production, susceptibles d'entraîner une contraction de la demande de travail.

4. MESURES DES EFFETS DE SUBSTITUTION ET DE L'ÉLASTICITÉ EMPLOI COÛT SALARIAL DE LONG TERME

La mesure de l'influence du coût salarial sur l'emploi est ici réalisée pour les quatre principaux secteurs d'activité (bâtiment, commerce, industrie et services) entre 1970 et 1992 en France. Les données sont présentées en annexe 1. Selon DORMONT (1997), l'analyse peut être menée de deux façons distinctes, indirecte ou directe. *L'approche indirecte* consiste à estimer les élasticités de substitution à partir d'une fonction de production ou de coût. On en déduit ensuite, pour chaque secteur, l'élasticité emploi – coût salarial. La seconde approche permet d'estimer *directement* ce paramètre à l'aide d'un modèle à ajustement partiel, à coûts séparés. Dans ce papier, les deux méthodes sont mises en œuvre afin d'être comparées.

4.1 Approche indirecte

Considérons une entreprise produisant un bien homogène à partir de trois facteurs, le travail, le capital et les consommations intermédiaires. La fonction de coût de type translog s'écrit, en imposant l'homogénéité de degré 1 du coût par rapport au prix des facteurs:

$$\begin{aligned} \ln \frac{C}{z} = & \alpha_0 + \alpha_y \ln y + 0.5\alpha_{yy} \ln^2 y + \alpha_t t + \alpha_l \ln \frac{w}{z} + \alpha_k \ln \frac{r}{z} \\ & + 0.5\alpha_{ll} \ln^2 \frac{w}{z} + 0.5\alpha_{kk} \ln^2 \frac{r}{z} + \alpha_{kl} \ln \frac{w}{z} \ln \frac{r}{z} \\ & + \alpha_{ly} \ln \frac{w}{z} \ln y + \alpha_{ky} \ln \frac{r}{z} \ln y \end{aligned} \quad (1)$$

w , r et z représentent les coûts unitaires respectifs (incluant les taxes) des trois facteurs, y la production, C le coût correspondant et t un trend linéaire. Les dérivées logarithmiques du coût par rapport au prix des facteurs sont les parts de chaque facteur dans le coût de production:

$$S_l = \frac{wL}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln w} = \alpha_l + \alpha_{ll} \ln \frac{w}{z} + \alpha_{kl} \ln \frac{r}{z} + \alpha_{ly} \ln y \quad \text{pour le travail} \quad (2)$$

$$S_k = \frac{rK}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln r} = \alpha_k + \alpha_{kl} \ln \frac{w}{z} + \alpha_{kk} \ln \frac{r}{z} + \alpha_{ky} \ln y \quad \text{pour le capital} \quad (3)$$

On obtient ainsi un système de trois équations (1,2,3). Celui-ci est estimé pour les quatre secteurs d'activité en utilisant la méthode SUR (Seemingly Unrelated Regression). Toutes les variables ont été normalisées à 1 pour la moyenne de l'échantillon. Les résultats sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1: Résultats de l'estimation de la fonction de coût et des parts des facteurs

Secteurs	Industrie		Bâtiment		Commerce		Services	
	coef	t-stat	coef	t-stat	coef	t-stat	coef	t-stat
α_0	-0.022	-12.1	-0.004	-1.39	-0.045	-16.5	-0.09	-22.5
α_y	0.893	22.6	0.896	19.7	0.728	10.83	0.911	13.5
α_l	0.262	129	0.378	278	0.615	630	0.444	363
α_k	0.13	103	0.089	192	0.149	155	0.189	198
α_{ll}	0.099	5.33	0.02	2.02	0.233	15.4	0.211	10.2
α_{kk}	0.113	13.7	0.109	24.9	0.177	23	0.201	28.1
α_{kl}	0.012	1.15	0.013	3.28	-0.057	-10.5	-0.09	-17.6
α_t	-0.005	-7.83	-0.006	-10.6	-0.002	-0.97	-0.002	-0.85
α_{yy}	0.327	1.72	-0.88	-1.29	0.116	0.83	-0.062	-0.9
α_{ly}	-0.227	-7.77	-0.16	-8.87	-0.293	-24.8	-0.102	-9
α_{ky}	-0.001	-0.56	-0.06	-9.17	0.073	10.2	0.038	8.37

Pour chacun des secteurs, les coefficients α_l et α_k , mesurent la part du travail et du capital à la moyenne de l'échantillon. Le tableau 2 présente les élasticités de substitution capital travail ($\sigma = 1 + \frac{\alpha_{kl}}{S_k S_l}$), ainsi que l'élasticité de l'emploi au coût salarial ($\epsilon_{L/w} = S_l - 1 + \frac{\alpha_{ll}}{S_l}$). Ces élasticités sont calculées en prenant les valeurs des parts de facteurs pour la dernière année de notre échantillon, c'est-à-dire 1992.

Tableau 2: Elasticités de substitution et de l'emploi au coût salarial

Secteur	σ	t-stat	$\epsilon_{L/w}$	t-stat
Industrie	1.4	4.07	-0.35	-4.63
Bâtiment	1.47	10.18	-0.58	-20.9
Commerce	0.29	4.38	-0.02	-0.86
Services	-0.22	-3.21	-0.08	-1.7

Le travail et le capital apparaissent fortement substituables pour l'industrie et le bâtiment, faiblement substituables pour le commerce, et complémentaires pour les services. L'élasticité-prix de la demande de travail n'est significative que pour l'industrie et le bâtiment.

4.2 Approche directe

On retient, comme DORMONT (1997) le suggère, la spécification suivante à coûts de facteurs séparés:

$$\ln L^* = \alpha_o + \alpha_y \ln y + \alpha_w \ln \frac{w}{p} + \alpha_r \ln \frac{r}{p} + \alpha_t t \quad (4)$$

avec L^* la cible de long terme de l'emploi optimal, p le prix du bien et y le volume de production. L'emploi est supposé homogène. Aucune différence en terme de qualification n'est introduite. Cependant, selon DORMONT (1997), l'adoption d'une telle vision simplifiée ne semble pas peser lourdement sur les résultats.

Le modèle est dynamisé à l'aide d'un processus à ajustement partiel, DORMONT (1997):

$$\ln L_t = \alpha_o + \alpha_y \ln y_t + \alpha_w \ln \left(\frac{w}{p}\right)_t + \alpha_r \ln \left(\frac{r}{p}\right)_t + \alpha_t t + \alpha_L \ln L_{t-1} \quad (5)$$

Le paramètre α_L mesure l'effet du progrès technique non incorporé. Les variables sont exprimées en logarithme. L'élasticité de l'emploi par rapport au coût salarial est ensuite obtenue après estimation: $\epsilon_{L/w} = \frac{\alpha_w}{1-\alpha_L}$.

Les résultats de l'estimation de la relation (5) sont présentés dans le tableau 3. La méthode d'estimation utilisée est celle des moindres carrés ordinaires, qui est convergente si l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des résidus n'est pas rejetée. C'est le cas pour notre échantillon, sur la base d'un test de h de Durbin.

Tableau 3: Résultats de l'estimation de la fonction de demande de travail

Secteurs	Industrie		Bâtiment		Commerce		Services	
	coef	t-stat	coef	t-stat	coef	t-stat	coef	t-stat
α_0	5.35	4.91	8.645	7.39	7.099	5.03	7.513	5.33
α_y	0.379	5.09	0.432	6.56	0.278	2.59	0.66	7.61
α_w	-0.166	-2.3	-0.589	-3.64	-0.054	-1.22	-0.024	-0.17
α_r	0.004	0.07	0.156	4.22	0.101	3.79	0.037	1.5
α_t	-0.01	-3.4	-0.002	-0.48	-0.002	-0.89	-0.006	-1.18
α_L	0.465	4	0.226	2.74	0.149	0.89	0.129	1.14
h de durbin	-0.2	0.84	-1.52	0.13	0.75	0.45	0.48	0.63
$\bar{R}^2$	0.993		0.992		0.954		0.998	

Les élasticités de l'emploi par rapport au coût salarial sont présentées pour chaque secteur dans le tableau 4. Le t-stat est obtenu en calculant une approximation de premier ordre pour la variance de $\epsilon_{L/w}$.

Tableau 4: Elasticités de l'emploi au coût salarial

Secteur	$\epsilon_{L/w}$	t-stat
Industrie	-0.31	-2.01
Bâtiment	-0.76	-4.01
Commerce	-0.06	-1.28
Services	-0.03	-0.17

Les élasticités-prix de la demande obtenue sont relativement comparables à celles obtenues avec la méthode indirecte. En particulier, ces derniers résultats confirment que le salaire n'a pas d'influence significative sur la demande de travail dans les secteurs des services et du commerce.

De nombreuses études ont été consacrées à l'estimation de l'élasticité de l'emploi par rapport au coût salarial. Les résultats apparaissent parfois contrastés selon le degré de désagrégation des données retenues. Les études recensées par HAMERMESH (1986) permettent d'illustrer ce propos. Sur données sectorielles étrangères, l'élasticité a été estimée entre -1.03 et -0.09. En revanche, sur données françaises, elle est comprise entre -0.47 et -0.17. DORMONT (1997) obtient sur données annuelles françaises un ensemble de valeurs comprises entre -0.20 et -0.84. Les résultats obtenus dans ce papier semblent donc conformes à ces ordres de grandeur.

On a raisonné jusqu'ici en considérant le niveau total de la production inchangé. Cependant, la baisse du coût du travail implique également, toutes choses égales par ailleurs, une réduction du coût total de production. Les entreprises peuvent ainsi être amenées à accroître la production. Cet effet dépend de la réaction de la demande au prix et de la part du coût salarial dans le coût total. En concurrence pure et parfaite, le prix du bien est égal à son coût marginal. En notant η l'élasticité-prix de la demande, on a alors:

$$\begin{aligned}\frac{d \ln L}{d \ln w} &= \frac{\partial \ln L}{\partial \ln w} + \frac{\partial \ln L}{\partial \ln y} \frac{\partial \ln y}{\partial \ln w} \\ &= \epsilon_{L/w} + \eta \frac{\partial \ln C_m}{\partial \ln w} \frac{\partial \ln L}{\partial \ln y}\end{aligned}$$

Avec une fonction de coût de type translog, le coût marginal s'écrit:

$$\ln C_m = \ln e_{c/y} + \ln C - \ln y$$

avec $e_{c/y} = \alpha_y + \alpha_{yy} \ln y + \alpha_{ly} \ln \frac{w}{z} + \alpha_{ky} \ln \frac{r}{z}$ l'élasticité du coût total par rapport à la production. On a alors:

$$\frac{\partial \ln C_m}{\partial \ln w} = S_l + \frac{\alpha_{ly}}{e_{c/y}}$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \ln y} = \alpha_{ly} + e_{c/y}$$

On a donc finalement:

$$e_{L/y} = \frac{d \ln L}{d \ln w} = \epsilon_{L/w} + \eta \left(S_l + \frac{\alpha_{ly}}{e_{c/y}} \right) (\alpha_{ly} + e_{c/y}) \quad (6)$$

Dans le cas simplifié où la technologie est de type Cobb-Douglas, on a $\alpha_{ly} = 0$ et $e_{c/y} = 1$, ce qui entraîne $e_{L/w} = \epsilon_{L/w} + \eta S_l$. On a ici pour tous les secteurs $\alpha_{ly} < 0$, ce qui indique que, toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation de la production incite le producteur à choisir une combinaison de facteurs relativement moins riche en travail. Le tableau 5 présente les valeurs des différents termes de l'équation (6). On a retenu pour l'élasticité directe de la demande de travail des valeurs moyennes entre les approches directe et indirecte.

Tableau 5: Décomposition de l'élasticité-prix de la demande de travail

Secteur	S_l (1992)	$e_{c/y}$	α_{ly}	$\epsilon_{L/w}$	Effet direct	Effet production
Industrie	0.244	0.897	-0.227	-0.35	-0.35	-0.006 η
Bâtiment	0.363	0.751	-0.16	-0.7	-0.7	0.089 η
Commerce	0.566	0.713	-0.293	-0.05	-0.05	-0.065 η
Services	0.439	0.865	-0.102	-0.05	-0.05	-0.245 η

Des simulations sont menées afin d'illustrer ces résultats. Le taux de taxe professionnelle moyen est d'environ 20 %. La masse salariale est présente actuellement dans l'assiette de cette taxe à hauteur de 18 %. La réforme de la taxe professionnelle se traduira donc par une baisse du coût du travail de 3,6 %. Les simulations, effectuées en considérant le niveau d'emploi par secteur en 1996, sont présentées dans le tableau 6 pour différentes valeurs de l'élasticité-prix de la demande.

Tableau 6: Mesures des créations d'emplois attendues (milliers)

Secteur	Emploi	Effet direct	Effet production $\eta = -0.5$	Effet production $\eta = -1$	Effet total $\eta = -0.5$	Effet total $\eta = -1$
Industrie	4208	53	0.5	1	53.5 (1.3 %)	54 (1.3 %)
Bâtiment	1427	36	-2.5	-5	33.5 (2.4 %)	31 (2.2 %)
Commerce	2713	5	3	6	8 (0.3 %)	11 (0.4 %)
Services	6650	12	29	59	41 (0.6 %)	71 (1.1 %)
Total	14998	106	30	61	136 (0.9 %)	167 (1.1 %)

Les résultats indiquent que le seul effet de substitution permettrait d'atteindre les objectifs du ministère, c'est-à-dire la création de 100 000 emplois. Cependant, cette création d'emploi ne se produirait que dans l'industrie et le bâtiment, les possibilités de substitutions étant quasiment nulles pour le commerce et les services. La prise en compte de l'augmentation de la production génèrerait un supplément d'emploi qui dépend de l'élasticité-prix de la demande (30 000 pour $\eta = -0.5$ et 60 000 pour $\eta = -1$). Ces créations d'emploi auraient lieu quasi-exclusivement dans le secteur des services.

Cependant, cet effet d'échelle pourrait disparaître si le coût du capital augmente à la suite de la réforme. Un tel cas de figure se présente si l'Etat finance la réforme par le biais d'une augmentation du niveau de la fiscalité pesant sur le capital ou si les collectivités territoriales augmentent le taux de taxe professionnelle pesant désormais uniquement sur celui-ci. En effet, depuis 1980, les collectivités locales sont en mesure de voter librement les taux d'imposition, tout en respectant certaines marges de fluctuation. La réaction des collectivités en la matière est donc déterminante.

5. LE RÔLE JOUÉ PAR LES COLLECTIVITÉS LOCALES DANS LE SUCCÈS DE LA RÉFORME

Une analyse globale des effets de la réforme sur l'emploi ne doit pas occulter le rôle des collectivités territoriales, qui fixent le niveau des prélèvements et financent les dépenses publiques au plan local. L'accent est ici mis sur le rôle des communes qui prélèvent plus de 60 % des montants de taxe professionnelle, et financent des équipements susceptibles de constituer un input pour l'activité de production (routes communales, aménagement de zones industrielles, réseau d'eau...).

Il importe ici de prédire le comportement des décideurs publics locaux à la suite de cette réforme. En effet, celle-ci implique une réduction de leur base d'imposition, et donc, toutes choses égales par ailleurs, une diminution de leurs recettes fiscales. Le succès de la réforme est donc conditionné à double titre par la réaction des communes:

- L'augmentation du taux de taxe professionnelle est susceptible de renchérir le coût du capital. L'effet production risque alors de disparaître.
- Une réduction de la dépense publique risque de provoquer un effet comparable si le bien public est un facteur intervenant dans la production.

L'analyse de ces effets est menée sur un panel de communes appartenant au district de Rennes.

5.1 Analyse descriptive du panel

Les 25 communes du district de Rennes sont étudiées. Cette dernière est exclue de l'étude. Les données sont disponibles pour la période 1989-1996. Ces communes ont ad-

opté le principe de taxe professionnelle communautaire depuis 1993. Dès lors, les taux de taxe professionnelle se rapprochent progressivement pour s'unifier au taux unique distrital au terme d'une période de transition de 8 ans. Ce principe de coopération entre les communes a été institué en France en 1992, et a connu un développement rapide. On dénombre plus d'un millier de communautés de communes créées en France en 1997. La formule risque donc à terme d'être adoptée par la grande majorité des communes françaises. Le district de Rennes constitue donc à ce titre un échantillon représentatif de la population des communes françaises.

L'analyse des statistiques calculées révèle trois phénomènes:

- En moyenne, l'ensemble des communes a connu une croissance des bases d'imposition au titre de la taxe professionnelle. Les taux de croissance restent cependant contrastés et compris entre 0,13 % et 21,74 %.
- Seules 5 sur 25 communes ont réduit le niveau moyen de pression fiscale au cours de la période.
- Les dépenses réelles totales connaissent une progression variable selon les années (7 % en 1989, 17 % en 1990, 5,1 % en 1991, 8,3 % en 1992, 6,1 % en 1993, 1,7 % en 1994, 6,6 % en 1995, et -2,2 % en 1996).

5.2 Influence de la dépense publique sur l'activité économique locale

L'imposition locale des entreprises peut paraître justifiée et équitable si les dépenses qu'elle permet de financer constituent un effet externe positif pour les entreprises. Dans ce cas, la dépense représente un facteur de production et l'impôt local permet de rémunérer ce facteur.

Le montant des dépenses publiques et les bases de taxe professionnelle sont disponibles. On retient ici les dépenses d'investissement par habitant réalisées par la commune. Ce choix est légitime pour deux raisons:

- Une mesure par tête de la dépense publique est justifiée si la congestion sur le bien public local est totale et induite par les seuls ménages résidents.
- Il semble raisonnable de penser que seules les dépenses locales d'équipement influencent les entreprises. On ignore ainsi les dépenses de fonctionnement.

La méthode idéale afin de tester l'influence de la dépense publique sur le comportement des entreprises est d'estimer une fonction de coût ou de production incluant la dépense publique comme argument. Il n'est pas permis ici, en raison de l'insuffisance de l'information au niveau communal, d'estimer une telle relation. Plus modestement, on se propose ici de relier la production des entreprises à la dépense publique communale.

La production n'est pas observable directement. Cependant, la base de la taxe professionnelle et la main d'œuvre des quatre principaux secteurs d'activité sont connus:

$$TP = 0.18\bar{w}L + \bar{r}K = \frac{0.18}{1 + 0.18tp}wL + \frac{1}{1 + tp}rK \quad (7)$$

Soit en divisant par le coût de production:

$$\frac{TP}{C} = \frac{0.18}{1 + 0.18tp}S_l + \frac{1}{1 + tp}S_k \quad (8)$$

ou encore:

$$C = \frac{TP}{\frac{0.18}{1+0.18tp}S_l + \frac{1}{1+tp}S_k} \quad (9)$$

Sous l'hypothèse de rendements constants, et de concurrence pure et parfaite, on vérifie $C = py$, c'est à dire:

$$y = \frac{1}{\frac{0.18}{1+0.18tp}S_l + \frac{1}{1+tp}S_k} \frac{TP}{p} \quad (10)$$

p , le prix et les parts S_l et S_k sont très différents d'une commune à l'autre du fait de la diversité de l'activité économique, sur l'ensemble des secteurs considérés, on obtient:

$$S_l = \frac{\sum_{i=1}^4 w_i L_i}{\sum_{i=1}^4 C_i} \quad (11)$$

En supposant un coût du travail identique au sein d'une même commune, on obtient:

$$S_l = \frac{L}{\sum_i \frac{L_i}{S_{li}}} \quad (12)$$

De même:

$$S_k = \frac{K}{\sum_i \frac{K_i}{S_{ki}}} \quad (13)$$

Le stock de capital par commune et par secteur n'est pas connu au niveau communal, mais il existe une relation simple entre les stocks de capital et de travail:

$$K = \frac{S_k}{S_l} \frac{w}{r} L \quad (14)$$

L'indice de prix à la production est connu au niveau national pour les quatre principaux secteurs. On peut alors construire un indice spécifique pour chaque commune en pondérant les indices de prix de chaque secteur par leur importance dans la commune:

$$p = \frac{1}{\sum_{i=1}^4 \frac{L_i}{S_{li}}} \sum_{i=1}^4 \frac{L_i}{S_{li}} p_i \quad (15)$$

On estime l'indicateur de production obtenu (en logarithme) en fonction de la dépense publique et d'une tendance linéaire. Afin de contrôler les autres facteurs explicatifs de la production, un modèle à effets fixes est utilisé. Les résultats sont donnés dans le tableau 7.

Tableau 7: Influence de la dépense publique sur la production

	coef	t-stat
Dépense publique	0.255	5.05
Tendance	0.059	11.72

Ces derniers révèlent une influence réelle de la dépense publique sur l'activité de production, avec une élasticité correspondante égale à 0,255, fortement significative. Les résultats optimistes obtenus précédemment concernant les conséquences de la réforme doivent donc être nuancés. Si, à la suite de la réforme, les collectivités locales réduisent la dépense publique, les entreprises seront alors amenées à réduire leur production, toutes choses égales par ailleurs.

5.3 Evolution du taux de taxe professionnelle et de la dépense publique

Deux points sont développés successivement. Le premier est consacré à la présentation de la méthode économétrique afin de prédire l'évolution de la dépense et du taux de taxe professionnelle à la suite de la réduction de la base d'imposition. Le second volet conclut avec les résultats des estimations.

a) Présentation du test économétrique

Les prédictions relatives à l'évolution des variables budgétaires locales après la réforme peuvent être obtenues à l'aide d'un test de causalité au sens de GRANGER (1969).

Deux cas de figure peuvent être envisagés concernant l'évolution probable de la taxe professionnelle:

- si le taux de taxe professionnelle est une variable de compétition fiscale que les décideurs locaux manipulent afin d'attirer les entreprises, l'accroissement du taux est peu

probable. Dans cette optique, le taux de taxe professionnelle doit être maintenu au plus bas afin d'inciter les entreprises à s'implanter dans la commune, WILDASIN (1988).

- si le taux de taxe professionnelle est une variable d'ajustement, les décideurs locaux choisissent le niveau de pression fiscale afin d'équilibrer leur budget. Le taux de taxe professionnelle risque d'augmenter afin de compenser la baisse de richesse fiscale des collectivités locales.

De manière symétrique, deux configurations apparaissent si on cherche à prédire l'évolution de la dépense publique locale:

- si le bien public local est une variable de compétition fiscale manipulée afin d'attirer les contribuables au sein de la localité, les dépenses publiques ne seront pas réduites de manière importante, WILDASIN (1988).
- si, en revanche, les dépenses publiques locales constituent une variable d'ajustement, les décideurs peuvent être amenés à les réduire afin d'équilibrer le budget local. Le montant des dépenses est susceptible d'être altéré si la compensation du manque à gagner par l'Etat n'est pas totale.

Une analyse en termes de causalité permet de fournir les premiers éléments de réponse à ces questions.

Dans ce but, les deux équations suivantes sont estimées à l'aide d'un modèle à effets fixes:

$$BTP_{it} = a_i + b \quad BTP_{it-1} + c \quad tp_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (16)$$

$$tp_{it} = d_i + e \quad tp_{it-1} + f \quad BTP_{it-1} + \epsilon'_{it} \quad (17)$$

BTP_{it} correspond au montant total des bases de taxe professionnelle par habitant dans la commune i pour la période t , $i = 1, \dots, 25$ et $t = 1989, \dots, 1996$. tp_{it} est le taux de pression fiscale correspondant. ϵ et ϵ' sont deux termes d'erreur bruits blancs et mutuellement indépendants.

Par construction, la recette fiscale collectée chaque année dans une commune correspond au produit entre le taux voté l'année t et le montant des bases en $t - 2$. Par conséquent, si on retient le comportement adaptatif, une commune connaissant une baisse du montant des bases observées en $t - 2$, verra le produit de ses impôts diminuer en t . Elle risque donc d'augmenter le taux d'imposition en $t + 1$. L'étude de la causalité des bases vers le taux retient donc les variables correspondantes décalées de 2 périodes. En revanche, si on considère l'hypothèse de compétition fiscale, une variation du niveau de pression fiscale pourra influencer les choix de localisation dès la période suivante. Les deux variables sont donc mesurées aux mêmes périodes.

L'ordre de décalage retenu dans les spécifications (16) et (17) n'excède pas une période car la dimension temporelle du panel considéré est trop courte pour une spécifica-

tion plus riche. Ces deux relations sont estimées à l'aide de l'estimateur à variables instrumentales proposé par ANDERSON et HSIAO (1982).

La stratégie de test est la suivante:

- si c est significativement différent de zéro, et négatif, le taux de taxe professionnelle peut être considéré comme une variable de compétition fiscale que le décideur local manipule afin d'attirer de nouvelles entreprises.
- si f est significativement différent de zéro et négatif, alors on peut s'attendre à ce que les décideurs publics augmentent le niveau de pression fiscale sur les entreprises, à la suite de la réforme.

Le même principe est appliqué afin d'étudier les interrelations entre le montant des dépenses publiques communales et les bases de taxe professionnelle par habitant. On remplace pour cela dans les équations (16) et (17), la variable tp par la dépense notée G . Selon la nouvelle relation (17) obtenue, les localités sont susceptibles d'être amenées à réduire leurs investissements si le coefficient f est significatif et positif.

b) Présentation des résultats

L'estimation de la relation (17) permet de tester la possibilité pour la commune d'accroître le taux d'impôt en réponse à la réduction de la base. Les résultats, présentés dans le tableau 8, ne confirment pas cette prédiction. Le coefficient associé à la base n'est pas significatif si on retient le seuil usuel de 5 %.

Tableau 8: Résultat de l'analyse de la causalité des bases vers le taux d'impôt

	coef	t-stat
$\Delta \ln tp_{t-1}$	1.1	6.51
$\Delta \ln BTP_{t-1}$	0.016	0.57

Enfin, l'hypothèse de compétition fiscale est également testée à l'aide de la relation (16). Les résultats également non significatifs concernant le taux d'impôt décalé d'une période ne sont pas présentés.

Au total, le risque de voir les décideurs publics locaux accroître, à la suite de la réforme, le niveau de pression fiscale pesant sur les entreprises semble écarté. Le résultat n'est cependant pas surprenant. Ces communes se sont en effet engagées à respecter le principe de taxe professionnelle communautaire. Elles ont donc très peu de liberté en matière du choix du niveau de pression fiscale au titre de la taxe professionnelle.

Les tests de causalité entre les montants de dépenses totales et les bases, toutes deux exprimées par habitant afin de tenir compte de la congestion résidentielle, conduisent en revanche à des résultats significatifs. Les résultats des estimations indiquant une causalité des bases vers la dépense sont inscrits dans le tableau 9.

Tableau 9: Résultat de l'analyse de la causalité des bases vers la dépense publique

	coef	t-stat
$\Delta \ln G_{t-1}$	0.15	0.34
$\Delta \ln BTP_{t-1}$	0.16	1.71

La base de taxe professionnelle décalée d'une période est une variable significative susceptible d'influencer le montant de dépenses publiques investies, si on retient un seuil de confiance de 10 % ($t - stat$ égal à 1,71). Il semblerait donc que les communes soient en mesure de freiner leurs comportements dépensiers, afin de compenser la réduction de leurs bases.

Au total, le succès de la réforme semble être partiellement conditionné par les réactions des collectivités locales. Pour le voir, on réalise un certain nombre de simulations. Pour chaque secteur, l'expression $\frac{0.18S_t}{0.18S_t + S_k}$ constitue un indicateur de la perte de richesse fiscale supportée par les collectivités locales. En utilisant, les élasticités estimées et disponibles dans les tableaux 9, 8, 7, 6 et 5, on peut mesurer l'effet de la réduction de la dépense publique sur l'emploi. Les simulations sont réalisées en considérant deux cas polaires, c'est à dire en l'absence de compensation financière de l'Etat, puis en retenant une compensation quasi totale à hauteur de 80 %. Si la compensation est totale, cet effet disparaît. Les résultats sont présentés dans le tableau 10.

Tableau 10: Mesures des pertes d'emploi suite à la réduction de la dépense publique (milliers)

Secteur	sans compensation	avec compensation de 80 %
Industrie	-29.8	-5.96
Bâtiment	-14.7	-2.94
Commerce	-19.8	-3.96
Services	-61.8	-12.36
Total	-126.1	-25.22

L'intégralité des effets de la réforme en faveur de l'emploi disparaît si l'Etat ne compense pas les pertes de richesse fiscale supportées par les collectivités locales. Si la compensation est importante, à hauteur de 80 %, seul l'effet production disparaît.

6. CONCLUSION

Vivement critiquée depuis sa création, la taxe professionnelle a subi une première véritable modification de son assiette depuis le début de l'année 1999. La réforme exonère désormais le facteur travail de l'impôt. L'objectif de la réforme est de ne plus pénaliser l'emploi, en supprimant l'impôt local qui le frappait.

Les résultats obtenus permettent d'évaluer les effets de la réforme.

- Les effets de substitution génèrent à eux seuls la création d'environ 100 000 emplois. L'effet de production, qui dépend de l'élasticité-prix de la demande est d'une ampleur moindre. Il apparaît dans un seul secteur, celui des services.
- La possibilité pour les collectivités territoriales d'augmenter le taux de taxe professionnelle afin de compenser les pertes fiscales ne semble pas être à craindre. En revanche, une réduction du niveau des dépenses publiques ou un accroissement de la fiscalité nationale pesant sur les entreprises risquerait fort de contrarier la croissance attendue de l'emploi aux seuls effets de substitution. On montre enfin que si l'Etat ne compense pas du tout la perte de richesse fiscale subie, la réforme n'aura quasiment plus d'effets positifs sur l'emploi.

Au total, les prédictions émanant du ministère sont plausibles, à condition de ne pas augmenter, en retour, la fiscalité nationale pesant sur capital productif et de dédommager les collectivités locales à hauteur du montant des bases d'imposition supprimées.

ANNEXE: LES DONNÉES SECTORIELLES FRANÇAISES ENTRE 1970 ET 1992

Les données ont été collectées et reconstituées à partir des comptes de la nation. Les nomenclatures INSEE (Institut National de Statistiques et d'Etudes Economiques) sont conservées. Deux précisions peuvent être formulées concernant les secteurs Industrie et Commerce.

L'industrie rassemble les postes suivants: Les industries agricoles et alimentaires, l'énergie, les biens intermédiaires, les biens d'équipement professionnels, les biens d'équipement ménagers, le matériel de transport terrestre, les biens de consommation courante.

Le secteur des services est construit en agrégeant les données relatives au transport et télécommunications et les services marchands.

La masse salariale wL correspond à la rémunération des salariés par branche en millions de francs. L'emploi salarié L est mesuré par la durée annuelle de travail par salarié en nombre d'heures. Le rapport entre les deux variables permet de calculer une approximation du taux de salaire horaire sectoriel: $w = \frac{wL}{L}$

Le stock de capital K retenu est le capital fixe net de la branche en fin d'année en volume. On retient l'indice de prix de capital fixe net p_K et on calcule le taux d'amortissement a comme le rapport entre la consommation de capital fixe et le stock de capital fixe net. Le coût d'usage du capital est alors défini par: $r = p_K(i + a)$, où i est le taux d'intérêt des obligations.

REFERENCES

- ANDERSON, T. W. et C. HSIAO (1982), „Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data“, *Journal of Econometrics*, 18, 47–82.
- DORMONT, B. (1997), „L'influence du coût salarial sur la demande de travail“, *Economie et statistique*, 301–302.
- GERMAIN, J.M. (1997), „Allégements de charges sociales, coût du travail et emploi dans les modèles d'équilibre: enjeux et débats“, *Economie et statistique*, 301–302.
- GREENE, W. (1993), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- GRANGER, C. W. (1969), „Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods“, *Econometrica*, 37, 424–438.
- HAMERMESH, D.S. (1986), „The Demand for Labor in the Long Run“, in: Ashenfelter, O. and R. Layard (eds), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, chap. 8, Amsterdam.
- WILDASIN, D. (1988), „Nash Equilibria in Models of Fiscal Competition“, *Journal of Public Economics*, 35, 229–240.

RESUME

Le papier a pour objectif de mesurer les effets de la réforme de l'assiette de la taxe professionnelle. L'objectif de la réforme est d'augmenter l'emploi en exonérant la masse salariale de cette taxe. Les résultats obtenus montrent que les effets de la réforme dépendent étroitement des possibilités de substitution entre les facteurs et de la réaction de la production à une baisse des charges. Le comportement des collectivités locales suite à la suppression d'une fraction de la base d'imposition semble peser partiellement sur le succès de la réforme. En effet, une réduction de la dépense publique locale est à craindre si l'Etat ne compense pas les pertes de recettes fiscales induites. En revanche, le risque de voir les décideurs publics locaux accroître le niveau de la pression fiscale semble écarté.

SUMMARY

The aim of this paper is to evaluate the consequences of the reform of the local enterprise tax on labour supply. The purpose of this reform is to increase labour supply by exempting wages from the tax. Results show that the effects of the reform crucially depend on factor substitution possibilities and on the production reaction to a cost decrease. The localities response to the suppression of a part of their fiscal establishment is also important. Results show that the increase in local tax rate may not be expected. On the contrary, a decrease in the local public goods is to be feared.

ZUSAMMENFASSUNG

Dieser Artikel schätzt die Auswirkungen der Reform der lokalen Körperschaftssteuer auf die Beschäftigungslage ab. Er führt zum Ergebnis, dass diese Auswirkungen von der Reaktion der Unternehmen und Gebietskörperschaften abhängen.