Les impôts locaux sont-ils gaspillés ?

Marc Baudry
CREREG (UMR CNRS 6211), Université de Rennes 1

1 Introduction

À l'heure où, dans un certain nombre de pays, l'amélioration tant qualitative que quantitative du service public fait l'objet de débats, une meilleure connaissance du degré d'efficacité de la gestion des fonds publics s'impose. C'est notamment vrai dans le cas de la France où la décentralisation est mise en avant pour améliorer la qualité des services publics et leur adéquation aux attentes des citoyens. La question porte alors sur l'efficacité de la gestion des collectivités locales, plus particulièrement l'échelon communal qui est prépondérant en France. L'efficacité est entendue ici au sens Paretien du terme : les fonds publics sont considérés comme mieux gérés par une commune que par une autre si, toutes choses égales par ailleurs, la première commune fournit plus de bien public local que la seconde à partir du même montant de ressources ou, de manière équivalente, si elle fournit le même niveau de bien public local à partir d'un montant moindre de ressources. Il s'agit donc typiquement de mesurer les inefficacités-coût dans la production des biens publics locaux.

Depuis les travaux de Farrell (1957) et le développement des techniques paramétriques et non paramétriques qui les ont suivi, la mesure des inefficacités-coût dans le cas de la production de biens privés est devenue chose commune. Dans le cas particulier des biens publics elle butte en revanche sur une difficulté majeure. En effet, il apparaît pour le moins délicat de mesurer le niveau de bien public réellement fourni. Certains optent alors

* Faculté des Sciences Economiques - 7 Place Hoche - 35065 RENNES Cedex - FRANCE.
courriel : marc.baudry@univ-rennes1.fr

pour l'utilisation de variables dites *proxies*. Par exemple, compte tenu de l'importance des dépenses de police et de lutte contre les incendies pour les municipalités américaines, tout au moins celles de l'Illinois, Sonstelie et Portney (1980), Grosskopf et Hayes (1993), Davis et Hayes (1993) ou encore Hayes et *al.* (1998) utilisent le taux de crimes par habitant et la valeur médiane des logements comme *proxies* respectivement du niveau de service fourni par la police municipale et du niveau de service fourni par les pompiers. Outre le caractère inévitablement critiquable et parfois quelque peu arbitraire des variables *proxies* retenues, la méthode ne semble pas aisément applicable en France : les communes offrent en effet une large gamme de biens publics et aucune comptabilité fonctionnelle ne permet de connaître la part des dépenses qui correspond aux différents biens publics offerts.

L'idée centrale du travail présenté ici est de proposer une méthode de mesure de l'efficacité-coût des collectivités locales qui, dans le cas français, tienne compte à la fois de l'absence d'information sur la gamme des biens publics et ne passe pas par un choix arbitraire de proxies pour les biens publics. Pour cela, la méthode proposée revient à combiner un test de l'hypothèse de comportement de dépenses publiques des décideurs publics locaux et une mesure de l'ampleur des inefficacités-coûts des collectivités locales. Le modèle de comportement ici testé est le modèle de l'électeur médian. Autrement dit, nous testons l'hypothèse selon laquelle l'offre de bien public local est déterminée, dans un contexte démocratique de concurrence politique, « comme si » elle maximisait la satisfaction de l'électeur décisif, l'électeur médian. Certes, l'existence, entre autres, d'asymétries d'information donne une certaine marge de manœuvre aux décideurs publics. Cette marge de manœuvre induit des comportements d'offre analysés initialement par Niskanen (1968, 1971, 1976), Migué et Bélanger (1974), mais également des comportements de concurrence par comparaison (« *yardstick competition* »), étudiés plus récemment par Besley et Case (1995), et qui intègrent explicitement les effets des asymétries d'information et des comportements stratégiques. Néanmoins, tant dans le cas américain (Turnbull et Chang (1998)) que français (Baudry, Leprince et Moreau (2002)), les tests s'appuyant sur la théorie des préférences révélées de Samuelson (1948), Houthakker (1950) et Afriat (1967, 1973) tendent à valider comme modèle comportemental de référence le modèle dit de l'électeur médian. C'est pourquoi notre méthode de mesure du degré d'efficacité-coût des collectivités locales passera par le test de ce modèle de choix.

Si le test du modèle du médian utilise des données de dépense publique et ne requiert donc pas la mesure explicite du niveau de bien public local réellement fourni, il impose en revanche de formuler une hypothèse sur le degré d'efficacité dans la production du bien public local. En effet, pour un coût unitaire de production du bien public local (éventuellement corrigé de disparités objectives dans les conditions de fourniture) supposé identique d'une collectivité à l'autre, l'existence d'inefficacités-coûts modifie la contrainte synthétique à laquelle fait face le décideur public local. Dès lors, un échec apparent du test du modèle de comportement peut être dû, soit à un comportement du décideur public s'écartant de la maximisation de la satisfaction de l'électeur médian, soit à l'existence d'une inefficacité-coût dans la production du bien public local. Dans les déviations observées vis-à-vis du modèle de l'électeur médian, l'enjeu essentiel est donc de faire la part des choses entre ces deux sources potentielles de rejet du modèle. Dans ce but, l'article développe et applique une méthode originale de mesure de l'efficacité des choix de production de bien public local qui combine, à notre connaissance pour la première fois, le concept de frontière stochastique à une fonction de revenu minimum.

L'article procède en trois étapes faisant chacune l'objet d'une section. La première section aborde le principe de calcul d'un indice d'efficacité évaluant la performance, au regard des données observées, d'une hypothèse comportementale du type maximisation d'utilité. Il est également montré dans cette section que le concept de frontière stochastique, utilisé pour la première fois par Aigner et *al.* (1977) et Meeusen et Van Den Broeck (1977), peut être mobilisé pour estimer l'indice précité. Après un bref rappel du modèle de l'électeur médian, la seconde section vise à justifier et expliquer l'adaptation des développements de la première section à la mesure simultanée d'un indice d'adéquation entre l'offre de bien public local et la demande de l'électeur médian et, surtout, d'un indice d'efficacité-coût pour la production de biens publics locaux. L'application de la méthode au cas des communes françaises de plus de dix mille habitants en 1995 fait l'objet d'une troisième et dernière section.

2 Principe et mesure de l'efficacité des choix de consommation privés

La mesure de l'efficacité du choix d'un niveau de bien public local, telle qu'elle est proposée dans ce travail, s'inspire largement de celle de l'efficacité des choix de consommation privés. Une présentation de cette dernière s'impose donc comme préalable. Elle consiste tout d'abord à définir et mesurer un indice d'efficacité des choix à l'aide de la fonction d'utilité en équivalent monétaire puis à procéder à l'estimation d'une frontière stochastique de cette même fonction d'utilité en équivalent monétaire.

2.1 Définition et mesure d'un indice d'efficacité à l'aide de l'utilité en équivalent monétaire

Afin de définir un indice de l'efficacité des choix en matière de consommation privée, il est commode de s'appuyer dans un premier temps sur l'exemple graphique proposé en figure 1 et restreint au cas de deux biens de consommation privée. Cette restriction ne porte pas à conséquence, d'autant plus

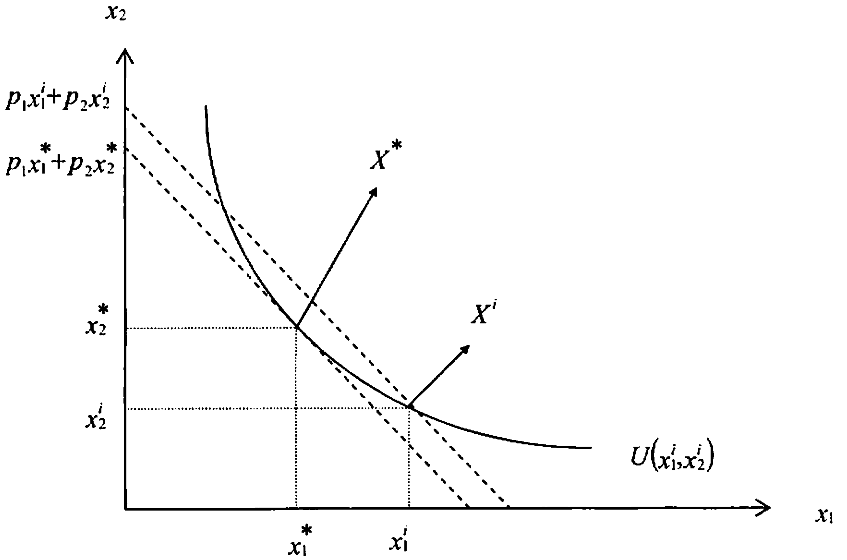

Figure 1 *Utilité en équivalent monétaire et mesure d'un indice d'efficacité des choix*

qu'elle suffit par ailleurs à illustrer ce qui suit en matière de mesure de l'efficacité du choix d'un niveau de bien public local.

Sur la figure 1, on considère un panier de référence noté X^i et correspondant aux quantités x_1^i et x_2^i de biens de consommation privée. La courbe d'indifférence passant par le point représentant ce panier de référence est associée au niveau de satisfaction $U(x_1^i, x_2^i)$ où U est la fonction d'utilité représentant les préférences de l'individu considéré. Le panier X^* correspondant aux quantités x_1^* et x_2^* est le panier qui, pour des prix unitaires p_1^i et p_2^i donnés des deux biens, minimise la dépense sous contrainte d'obtenir le même niveau de satisfaction que celui obtenu avec le panier de référence X^i. Pour les prix p_1^i et p_2^i utilisés à la figure 1, il apparaît que le choix du panier de référence X^i n'est pas efficace puisque le panier X^* est distinct du panier de référence X^i. Plus précisément, l'écart positif entre la dépense $p_1^i x_1^i + p_2^i x_2^i$ réalisée avec le panier de référence X^i et la dépense minimale $p_1^i x_1^* + p_2^i x_2^*$ réalisée avec le panier X^* mesure le gaspillage monétaire induit par le choix inefficace de X^i au lieu de X^* quand les prix des biens sont p_1^i et p_2^i. De ce fait, lorsque le panier X^i est le choix effectué par un individu confronté aux prix p_1^i et p_2^i, Varian (1990) suggère d'utiliser le rapport entre la dépense minimale et la dépense effectivement réalisée comme indice d'efficacité du choix X^i. D'une manière générale, le calcul de cet indice se fonde sur la notion de fonction d'utilité en équivalent monétaire, encore connue sous le nom de fonction de revenu minimum ou fonction de compensation directe, introduite par Mc Kenzie (1957) et Samuelson (1974).

Formellement, partant d'un vecteur de prix P^i donné, de l'observation du panier de biens X^i choisi par un individu confronté au système de prix P^i et connaissant la fonction d'utilité $U(X)$ caractérisant les préférences de l'individu sur les paniers de biens X qui lui sont physiquement accessibles, l'expression de l'indice d'efficacité I_i du choix observé est

$$I_i = \frac{m\left(P^i, X^i\right)}{P^{i\prime} X^i} \tag{1.a}$$

où $m\left(P^i, X^i\right)$ est la fonction d'utilité en équivalent monétaire définie par

$$m\left(P^i,\ X^i\right) = \min_X \left\{P^{i\prime} X; U(X) \geqslant U\left(X^i\right)\right\} \tag{1.b}$$

Les éléments $x_n{}^*$ ($n = 1, \cdots, N$ s'il y a N biens de consommation) du vecteur X^* solution de (1.b) peuvent être obtenus directement à partir de $m\left(P^i,\ X^i\right)$ par application du lemme de Shephard :

$$x_n^*\left(P^i, X^i\right) = \frac{\partial m\left(P^i, X^i\right)}{\partial p_n} \tag{1.c}$$

où p_n désigne le prix unitaire du bien n. Selon (1.b), la fonction d'utilité en équivalent monétaire donne le niveau de dépense minimale qui, pour le vecteur de prix P^i, assure à l'individu le même niveau de satisfaction que quand il consomme le panier de biens X^i.

L'indice défini en (1.a) appartient par construction à l'intervalle $]0, 1]$, une valeur proche de 0 révélant un très fort gaspillage alors qu'une valeur de 1 résulte d'une parfaite efficacité du choix observé. Il s'agit de la version paramétrique et individuelle de l'indice global d'efficacité proposé par Afriat (1967) dans le cadre non paramétrique de la théorie des préférences révélées. La nature des préférences influence de manière directe la valeur de l'indice. En effet, le calcul de $m\left(P^i, X^i\right)$ dépend de la fonction d'utilité directe. Or, dériver une fonction d'utilité en équivalent monétaire à partir d'une fonction d'utilité directe peut s'avérer lourd en terme de calcul. Par exemple, pour une fonction d'utilité directe Cobb-Douglas s'écrivant $U\left(x_1, x_2\right) = Ax_1^{\alpha} x_2^{\beta}$ on obtient

$$m\left(p_1, p_2, x_1, x_2\right) = \left(\left(\frac{\alpha}{\beta}\right)^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}} + \left(\frac{\beta}{\alpha}\right)^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}}\right) p_1^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} x_1^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} p_2^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}} x_2^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}} \tag{2}$$

et pour une fonction d'utilité CES s'écrivant $U\left(x_1, x_2\right) = A\left(\alpha x_1^{\rho} + \beta x_2^{\rho}\right)^{\frac{1}{\rho}}$ on obtient

$$m\left(p_1, p_2, x_1, x_2\right) = \left(\alpha x_1^{\rho} + \beta x_2^{\rho}\right)^{\frac{1}{\rho}} \left(\alpha\left(\frac{p_1}{\alpha}\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} + \beta\left(\frac{p_2}{\beta}\right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}\right)^{\frac{(\rho-1)}{\rho}} \tag{3}$$

Une manière de s'affranchir du calcul fastidieux de la fonction d'utilité en équivalent monétaire consiste à appliquer à cette fonction le principe de l'approximation locale par une forme fonctionnelle qui vérifie les propriétés théoriques la caractérisant. Il est utile à cette fin de noter la relation d'équivalence suivante :

$$m\left(P^i, X^i\right) = E\left(P^i, U\left(X^i\right)\right) \tag{4.a}$$

où $E\left(P, \bar{U}\right)$ désigne la fonction de dépense donnée par

$$E\left(P^i, \bar{U}\right) = \min_X \left\{P^{i\prime} X; U(X) \geqslant \bar{U}\right\} \tag{4.b}$$

Selon la relation (4.a), les propriétés de $m\left(P^i, X^i\right)$ se déduisent directement de celles de $E\left(P^i, \bar{U}\right)$ et de $U\left(X^i\right)$: homogénéité de degré un en P^i, croissance et concavité en P^i, croissance en X^i (Varian (1995)). La même relation d'équivalence (4.a) implique en outre que, pour des prix donnés, la fonction $m\left(P^i, X^i\right)$ est une transformation monotone croissante de la fonction d'utilité directe et correspond par conséquent elle même à une fonction d'utilité, tout en étant exprimée en unité monétaire, d'où son nom. Compte tenu des propriétés énoncées, il est possible de se donner une forme fonctionnelle approximant de manière satisfaisante l'utilité en équivalent monétaire. Par exemple, dans le cas de deux biens, l'approximation en un point donné par une forme fonctionnelle de type Cobb-Douglas peut s'écrire (voir Annexe A) :

$$m\left(p_1, p_2, x_1, x_2\right) = K x_1^{\alpha_1} p_1^{\alpha_2} x_2^{\alpha_3} p_2^{\alpha_4} \tag{5}$$

avec les contraintes $\alpha_4 = 1 - \alpha_2$, $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$, $\alpha_2 < 1$, $\alpha_3 > 0$ qui garantissent que toutes les propriétés de la fonction d'utilité en équivalent monétaire sont satisfaites. Du fait de sa simplicité et de sa commodité de manipulation, c'est cette approximation par la forme fonctionnelle Cobb-Douglas qui est utilisée dans tout ce qui suit. Dans le cas particulier où, en plus des contraintes données à la suite de (5), on impose les contraintes supplémentaires $\alpha_1 = \alpha_2$ et $\alpha_3 = 1 - \alpha_2$ ainsi que $K = \left(\alpha_1 / \left(1 - \alpha_1\right)\right)^{1-\alpha_1} + \left(\left(1 - \alpha_1\right) / \alpha_1\right)^{\alpha_1}$, l'approximation locale par la forme fonctionnelle (5) coïncide avec la fonction d'utilité en équivalent monétaire donnée en (2) et associée à une utilité directe de forme Cobb-Douglas[1].

[1] L'expression (5) n'étant qu'une approximation locale en un point $\left\{x_1^0, x_2^0, p_1^0, p_2^0\right\}$ de la vraie fonction d'utilité en équivalent monétaire, il n'est pas possible de retrouver à partir de cette expression celle de l'utilité directe. À l'inverse, l'expression (2) qui est la forme exacte de la fonction d'utilité en équivalent monétaire associée à la fonction d'utilité directe $U(x_1, x_2) = A x_1^{\alpha} x_2^{\beta}$ permet bien de retrouver en raisonnant à prix constants une fonction d'utilité directe décrivant les mêmes préférences puisque correspondant à une transformation monotone croissante de $U(x_1, x_2) = A x_1^{\alpha} x_2^{\beta}$.

2.2 Frontière stochastique et estimation de l'indice d'efficacité des choix

Le calcul concret de l'indice d'efficacité I_i défini en (1.a) nécessite de disposer d'une estimation des paramètres de la fonction d'utilité en équivalent monétaire pour prédire la dépense minimale. Certes, l'estimation des paramètres d'un système de demande permettrait bien de disposer de valeurs estimées des paramètres de la fonction d'utilité directe qui sous-tend ce système de demande et, par suite, de calculer à l'aide de (1.b) le niveau de la fonction d'utilité en équivalent monétaire. Cependant, Varian (1990) suggère une autre méthode d'estimation, plus directe. En effet, la formule (1.a) s'écrit encore

$$P^{i\prime}X^i = m\left(P^i, X^i\right)\frac{1}{I_i} \tag{6}$$

De ce fait, en assimilant la dépense observée $P^{i\prime}X^i$ au revenu y_i de l'individu considéré, et en introduisant le vecteur Ω des paramètres entrant dans l'expression de $m\left(P^i, X^i\right)$, on obtient sous forme log-linéaire :

$$\ln y_i = \ln m\left(P^i, X^i; \Omega\right) + \theta_i \tag{7}$$

avec $\theta_i = -\ln I_i$ un terme nécessairement positif ou nul puisque la dépense observée $y_i = P^{i\prime}X^i$ est toujours supérieure ou égale à la dépense minimale $m\left(P^i, X^i; \Omega\right)$ permettant d'obtenir le même niveau de satisfaction. Sous l'hypothèse d'un comportement rationnel du consommateur, le panier X^i choisi et observé, pour un vecteur de prix P^i donné, doit être celui qui maximise la satisfaction sous contrainte de ne pas dépasser le revenu y_i. Le panier optimal est confondu avec le panier X^*, solution de (1.a) et θ_i est alors nul. L'hypothèse de rationalité implique par conséquent de retenir comme valeurs économiquement pertinentes des paramètres de $m\left(P^i, X^i; \Omega\right)$ celles qui minimisent la distance entre $\ln y_i$ et $\ln m\left(P^i, X^i; \Omega\right)$. C'est la méthode d'estimation proposée par Varian (1990) qui retient en outre la distance quadratique, ce qui revient à estimer par moindres carrés ordinaires la relation (7) où θ_i joue le rôle d'un terme d'erreur. Si, comme dans Varian (1990), l'expression de $m\left(P^i, jX^i; \Omega\right)$ est déduite conformément à (1.b) de celle d'une fonction d'utilité directe, le terme d'erreur θ_i est toujours positif ou nul. En revanche, si une forme fonctionnelle vérifiant les propriétés théoriques de $m\left(P^i, X^i; \Omega\right)$ est directement utilisée pour l'expression de cette fonction dans (7), l'estimation par les moindres carrés ordinaires ne garanti pas que le terme d'erreur θ_i est systématiquement positif ou nul. Dans ce dernier cas, l'estimation de la relation (7) relève de méthodes employées pour l'estimation des frontières (Forsund et *al.* (1980), Bauer (1990)).

Qu'il s'agisse de production, de coût ou comme ici de revenu minimum, il existe une formulation déterministe et une formulation stochastique des frontières[2]. La formulation déterministe stipule, comme en (7), que le terme

[2] À notre connaissance, si l'estimation d'une frontière est chose courante dans la littérature pour tout ce qui touche au producteur, il n'existe pas en revanche d'application à la théorie du consommateur.

d'erreur est de signe univoque (positif pour une frontière de coût ou de revenu minimum, négatif pour une frontière de production ou de profit). Autrement dit, la forme générale de la frontière est supposée strictement identique pour toutes les observations utilisées dans l'estimation, et l'hypothèse est qu'il n'y pas d'hétérogénéité qui ne soit pas prise en compte dans cette forme. À l'inverse, la formulation stochastique présuppose dans la forme de la frontière l'existence d'une hétérogénéité sous la forme d'un terme aléatoire pouvant être positif ou négatif selon les observations mais nul en espérance mathématique. Dans le cas de la frontière de revenu minimum considérée ici, cela revient à passer de la relation (7) à la relation

$$\ln y_i = \ln m\left(P^i, X^i; \Omega\right) + \theta_i + \varepsilon_i \tag{8}$$

où ε_i est un terme stochastique d'espérance nulle. La frontière stochastique à proprement parler est donnée par $\ln m\left(P^i, X^i; \Omega\right) + \varepsilon_i$. Elle diffère d'une observation à l'autre compte tenu de l'hétérogénéité captée par ε_i. La frontière stochastique admet de manière évidente comme cas particulier, pour $\varepsilon_i = 0\ \forall i$, la frontière déterministe. Si l'emploi de frontières stochastiques est aujourd'hui unanimement reconnu comme nettement plus réaliste que l'emploi de frontières déterministes, il soulève la délicate question de la décomposition du terme global d'erreur entre ce qui est dû à l'hétérogénéité, le terme ε_i, et ce qui est dû à l'inefficacité du choix, le terme θ_i. Qu'elle se fasse par l'une ou l'autre des méthodes disponibles, présentées entre autres par Olson et *al.* (1980), la décomposition requiert de spécifier a priori la loi de probabilité suivie par les termes θ_i et ε_i. Les lois employées ici sont celles utilisées dans les travaux pionniers d'Aigner et *al.* (1977) et que l'on rencontre le plus fréquemment dans la littérature : la loi normale d'espérance nulle et d'écart type σ_ε pour ε_i ; la loi normale d'écart type σ_θ tronquée à zéro pour θ_i[3]. En outre, ε_i et θ_i sont supposés indépendants. On note σ^2 pour $\sigma_\varepsilon + \sigma_\theta$, et ρ pour le rapport σ_θ/σ entre la variance de la loi normale tronquée et la somme des variances[4]. ρ appartient par construction à l'intervalle $[0, 1]$. On montre alors (Greene (1980)) que la fonction de log-vraisemblance est donnée par :

$$\ln L = -\frac{M}{2}\ln\left(\frac{\pi}{2}\right) - \frac{M}{2}\ln\left(\sigma^2\right) + \sum_{i=1}^{M}\ln\left(1 - \Phi\left(\frac{u_i}{\sigma}\sqrt{\frac{\rho}{1-\rho}}\right)\right) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{M}u_i^2 \tag{9}$$

avec $u_i = \ln y_i - \ln m\left(P^i, X^i; \Omega\right)$ le résidu pour l'observation i, M le nombre total d'observations et Φ la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. Cette fonction de log-vraisemblance étant fortement non linéaire, il peut s'avérer délicat d'estimer directement les paramètres du modèle par le maximum de vraisemblance. La procédure d'estimation par le maximum

---

[3] Le terme θ_i est donc la valeur absolue d'un terme suivant une loi normale de variance σ_θ. L'espérance mathématique de θ_i vaut alors $\sqrt{2\pi}\sigma_\theta$ et sa variance est $[(\pi - 2)/\pi]\sigma_\theta$. Meeusen et Van Den Broeck (1977) proposent d'utiliser une loi exponentielle pour θ_i tandis que Greene (1990) suggère l'emploi de la loi Gamma.

[4] La variance de θ_i n'étant pas σ_θ mais $[(\pi - 2)/\pi]\sigma_\theta$, le paramètre ρ ne doit pas être interprété comme la part de la variance du terme d'inefficacité dans la variance du terme global d'erreur.

de vraisemblance retenue ici, essentiellement pour sa simplicité de mise en oeuvre, est une procédure en trois étapes inspirée de Coelli et *al.* ((1998), pp. 187-189).

La première étape consiste à estimer l'équation (8) par les moindres carrés ordinaires, ce qui nécessite de disposer d'une version de (8) linéaire dans les variables. La plus simple de ces versions linéaires est obtenue en utilisant la forme fonctionnelle Cobb-Douglas donnée en (5), soit dans le cas de deux biens :

$$\ln y_i = \ln K + \alpha_1 \ln x_{1i} + \alpha_2 \ln p_{1i} + \alpha_3 \ln x_{2i} + \alpha_4 \ln p_{2i} + u_i \qquad (10)$$

avec $\alpha_4 = 1 - \alpha_2$ et $u_i = \theta_i + \varepsilon_i$.

L'emploi des moindres carrés ordinaires permet d'obtenir une estimation non biaisée et efficace de tous les paramètres du modèle, à l'exception de la constante $\ln K$ et de la variance σ. Pour ces derniers, la seconde étape consiste à corriger le biais d'estimation en utilisant les estimateurs suivants[5] :

$$\hat{\sigma} = \sigma_{MCO}\sqrt{\frac{\pi(M-L)}{M(\pi - 2\rho)}} \qquad (11.a)$$

$$\ln \hat{K} = \ln K_{MCO} - \sqrt{\frac{2\rho\hat{\sigma}^2}{\pi}} \qquad (11.b)$$

avec L le nombre de paramètres compris dans Ω, autres que la constante. Ces estimateurs dépendent du paramètre ρ qui n'est pas connu. C'est pourquoi, dans une troisième et dernière étape, les estimations non biaisées des paramètres de (10) obtenues par les moindres carrés ordinaires et les estimateurs (11.a) et (11.b) sont utilisés pour calculer les différentes valeurs prises par la fonction de vraisemblance donnée en (9) pour une série de valeurs de ρ dans l'intervalle $[0, 1]$. La valeur $\hat{\rho}$ finalement retenue pour ρ est celle associée à la vraisemblance la plus élevée obtenue après ce balayage. La meilleure prévision possible de l'indice d'efficacité I_i est donnée par son espérance mathématique conditionnelle à la valeur prise par le terme d'erreur global, $E[I_i|u_i]$, soit encore $E\left[e^{-\theta_i}|u_i\right]$. Battese et Coelli (1988) montrent que cette prévision a pour expression :

$$E[I_i|u_i] = \frac{1 - \Phi\left(\sigma_A + \rho\frac{u_i}{\sigma_A}\right)}{1 - \Phi\left(\rho\frac{u_i}{\sigma_A}\right)} \exp\left(\rho u_i + \frac{\sigma_A^2}{2}\right) \qquad (12)$$

avec $\sigma_A = \hat{\sigma}\sqrt{\rho(1-\rho)}$. C'est cette prévision qui sert de base au calcul de l'indice individuel d'efficacité des choix observés d'un consommateur.

---

[5] Si θ_i était un terme nécessairement négatif ou nul, le signe $-$ dans (11.b) devrait être remplacé par un signe $+$. C'est notamment le cas lorsque la frontière stochastique est une frontière de production ou de profit.

C'est en s'appuyant sur la même démarche que sont calculés, en se référant au modèle de choix dit de l'électeur médian, les indices d'efficacité coût et d'efficacité des choix des dépenses publiques.

3 Principe et méthode de mesure des inefficacités-coût dans le cas des biens publics locaux

Les choix opérés par les décideurs publics locaux étant fortement soumis à la contrainte électorale, le modèle dit de l'électeur médian constitue le modèle de référence de l'analyse économique de la dépense publique locale (Derycke et Gilbert, 1988). La spécificité de ce modèle est de mêler étroitement un volet production et un volet consommation. Une présentation détaillée de ce modèle s'impose donc avant d'expliciter et de justifier la méthode de mesure, d'une part, d'un indice d'efficacité-coût lié au volet production du modèle du médian et, d'autre part, d'un indice d'efficacité des choix de dépense publique[6], lié au volet consommation.

3.1 Le choix du niveau de bien public local sous l'hypothèse de contrôle démocratique : le modèle de l'électeur médian

Dans un contexte démocratique, la concurrence politique force les décideurs publics en quête de réélection à effectuer leur choix en terme de niveau de dépense publique locale comme s'il s'agissait de maximiser la satisfaction d'un agent décisif, l'électeur médian. De ce fait, le modèle de l'électeur médian proposé par Bowen (1943) et Black (1951) s'est imposé comme le modèle de référence pour expliquer le niveau des dépense publiques. Dans ce qui suit, le modèle est présenté en deux temps, l'objectif étant de mettre clairement en évidence l'existence d'un volet production et d'un volet consommation, distinction qui autorise plus loin l'étude de l'inefficacité coût dont la résorption est sans ambiguïté pareto améliorante.

Dans un premier temps, on considère qu'un budget D est alloué à la production d'un bien public local. La quantité produite est notée Z, elle est obtenue à partir d'une technologie à rendements d'échelle constants décrite par la fonction de production $Z = f(q_1, q_2)$ où q_1 et q_2 désignent les quantités utilisées de deux facteurs de production[7]. En notant w_1 et w_2

[6] Dans la terminologie retenue ici, l'expression d'« efficacité des choix de dépense publique » fait toujours référence à la maximisation de la satisfaction sous contrainte. Lorsqu'il est fait référence aux inefficacités en matière de production, même celles résultant d'une mauvaise allocation des ressources budgétaires entre les inputs nécessaires à la production du bien public local, le terme d'efficacité coût est toujours employé.

[7] La généralisation à plus de deux facteurs de production ne présente aucune difficulté.

les prix unitaires des facteurs, la production du bien public est efficace si et seulement si elle correspond à la quantité obtenue après résolution du programme suivant :

$$\max_{\{q_1,q_2\}} f(q_1,q_2) \qquad \text{sous la contrainte} \qquad w_1q_1 + w_2q_2 = D \tag{13}$$

Sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants, le niveau de production obtenu après résolution de ce programme peut s'écrire :

$$Z = \frac{D}{c(w_1,w_2)} \tag{14}$$

où $c(w_1,w_2)$ est la fonction de coût unitaire, c'est-à-dire le coût minimum avec lequel peut être produite une unité de bien public. Toute inefficacité, technique ou dans l'allocation du budget entre les facteurs de production, se traduit par un excès dans le niveau du coût unitaire de production. C'est ce que l'on désigne par la suite par le terme d'« inefficacité-coût » dans la production du bien public. Le coût unitaire effectif peut donc s'écrire $c = c(w_1,w_2)/\delta$ où $\delta \in [0,1]$ est l'indice d'efficacité coût.

Dans un second temps, ce coût effectif est pris en compte dans la détermination du budget, et donc du niveau du bien public, par le décideur public soumis à une contrainte de réélection et qui, donc, cherche à maximiser la satisfaction de l'électeur médian de sa circonscription. La satisfaction de l'électeur médian, $U_m(x,z)$, dépend de la quantité x consommée d'un bien privé composite dont le prix est normalisé à un et de la quantité z de bien public local effectivement consommée par cet électeur. La maximisation de la satisfaction de l'électeur médian est sujette, d'une part, à la contrainte budgétaire individuelle de cet agent et, d'autre part, à la contrainte budgétaire de la collectivité. La contrainte budgétaire de l'électeur médian impose d'avoir

$$x + tb_m = y_m \tag{15}$$

où y_m est le revenu brut exogène de l'électeur médian, b_m sa base d'imposition et t le taux d'imposition voté par la commune. tb_m correspond donc à l'impôt payé par l'électeur médian. La contrainte budgétaire de la collectivité stipule quant à elle qu'il doit y avoir égalité entre les ressources de la collectivité et les dépenses D consacrées à la production du bien public local. Les ressources sont données par la somme des recettes d'imposition tB, produit du taux d'imposition t et de la somme B des bases d'imposition de la collectivité, auxquelles s'ajoutent des transferts forfaitaires G versés par l'État et diverses ressources $S(D)$ conditionnelles à la dépense. Ces dernières ressources sont généralement supposées proportionnelles à la dépense et s'élèvent alors à τD où τ est le taux de ressources conditionnelles. Ainsi, la contrainte budgétaire de la collectivité s'écrit :

$$tB + G + \tau D = D \tag{16}$$

Conformément à ce qui précède, la dépense D est liée au niveau total Z de bien ou service public local produit dans la collectivité par la relation $D = Zc(w_1, w_2)/\delta$. En outre, les contraintes (15) et (16) admettent t comme variable commune. Par conséquent, il est possible après substitution de résumer les deux contraintes (15) et (16) en une seule sous la forme

$$x + \frac{b_m}{b}(1-\tau)\frac{c(w_1,\ w_2)}{\delta}\frac{Z}{R} = y_m^a \text{ avec } y_m^a = y_m + \frac{b_m}{b}g \qquad (17)$$

où y_m^a est le revenu augmenté de l'électeur médian, égal à la somme de son revenu brut et de la quote-part de subvention forfaitaire par habitant, notée $g = G/R$ avec R le nombre d'habitants, qui lui revient implicitement. $b = B/R$ désigne la base moyenne d'imposition par habitant de la collectivité.

Pour boucler le modèle, le niveau de service public rendu par la collectivité à l'électeur médian, autrement dit la quantité z à prendre en compte dans sa satisfaction, doit être exprimé en fonction de la quantité totale Z de bien public produit dans la collectivité. En effet, en raison de l'encombrement dans la consommation de la plupart des biens publics, le niveau de z est fonction de Z mais aussi du nombre N d'usagers dont l'impact est fonction du degré de congestion dans la consommation du bien public local. Tous les résidants ne sont pas nécessairement des usagers et tous les usagers ne sont pas obligatoirement des résidants, en raison des migrations temporaires, touristique notamment. De plus, même si le nombre d'usagers ne peut pas être assimilé au nombre de résidants, la population résidante et ses différents sous-groupes socio-économiques constituent probablement les principaux groupes d'usagers. C'est pourquoi N doit être en réalité considéré comme un vecteur de groupes d'usagers, résidants et non résidants. De manière générale, ces groupes d'usagers sont supposés affecter le niveau de service de la manière suivante : $z = Z/h(N)$ où h est une fonction d'encombrement ou de congestion dépendant de N. Parallèlement, si les prix des facteurs sont identiques pour toutes les collectivités considérées, la fonction $c(w_1, w_2)$ de coût unitaire minimal de production du bien ou service public local peut se résumer à un paramètre $c_{\min}$. Néanmoins, ce coût unitaire minimal est susceptible d'être affecté par un certain nombre de caractéristiques, notamment géographiques et climatiques, captées par un vecteur de variables noté V. De ce fait, la fonction de coût unitaire minimal est notée $c_{\min}(V)$. Après substitution des fonctions de congestion et de coût unitaire minimal dans (17), l'objectif du décideur public local est alors de résoudre le programme suivant :

$$\max_{\{x,z\}} U_m(x, z) \qquad (18.a)$$

sous la contrainte

$$x + \frac{b_m}{b}(1-\tau)\frac{c_{\min}(V)}{\delta}\frac{h(N)}{R}z = y_m^a \qquad (18.b)$$

La caractéristique la plus intéressante du programme (18) au regard de la mesure des différentes inefficacités est la linéarité de la contrainte par rapport aux variables de choix x et z. Il en résulte en effet que le programme

(18) présente une forte similitude avec le programme de choix d'un consommateur entre deux biens privés et, par suite, l'analyse de l'efficacité des choix en terme de dépense publique locale semble pouvoir s'inspirer de ce qui, dans la première section, a été présenté pour les choix privés d'un consommateur.

3.2 Portée et illustration des différents concepts d'efficacité dans le cas des choix de bien public local

Si le modèle de l'électeur médian présente d'importantes similitudes avec le modèle de choix d'un consommateur, l'analyse des inefficacités y est toutefois plus complexe. Plus particulièrement, la portée de la distinction classique entre les inefficacités coût et les inefficacités allocatives doit être ici précisée. Autant les inefficacités détectées dans le cas des choix de consommation privés apparaissent clairement préjudiciables pour le consommateur, comme cela a été rappelé dans la première section, autant la portée et l'interprétation de ces inefficacités est délicate dans le cas du modèle de l'électeur médian. En effet, la maximisation de la satisfaction de l'électeur médian n'est Pareto efficiente que sous une série d'hypothèses pour le moins restrictives (Varian (1995)). Dès lors, dans le cas des biens publics locaux, il convient de faire la part des choses entre les choix qui vont sans ambiguïté à l'encontre de l'efficience Paretienne et les choix dont il n'est pas possible de déterminer sans ambiguïté les effets en terme d'efficience Paretienne. S'écarter, même involontairement, de l'objectif de maximisation de la satisfaction du médian n'est pas nécessairement contraire au principe d'efficience Paretienne dans la mesure où les conditions de réalisation de cette maximisation diffèrent en général des conditions d'efficience Paretienne du niveau de bien public définies pour la première fois par Samuelson (1954). En revanche, résorber les inefficacités-coût dans la production du bien public est clairement Pareto améliorant puisque cela permet, pour une consommation donnée en bien privé, d'accroître la consommation de bien public, et donc la satisfaction, de tous les individus. Ou bien, inversement, à niveau de bien public inchangé, cela permet de réduire le taux d'imposition donc d'accroître la consommation en bien privé de tous les contribuables et, par suite, d'accroître leur satisfaction. Finalement, afin de clarifier la portée des différents concepts d'efficacité dans le cas des biens publics locaux, nous n'emploierons pas le terme d'efficacité allocative, classique dans le cas des biens privés, mais plutôt celui d'efficacité dans les choix de dépense publique, qui n'a de portée qu'au regard de l'objectif de satisfaction de l'électeur médian. Autrement dit, dans le cas du modèle du médian, la mesure de l'efficacité dans la consommation que nous proposerons indiquera de combien le revenu du médian est gaspillé par rapport à des choix de dépense publique qui maximiseraient l'utilité du médian mais rien ne dit que la détection d'une inefficacité dans les choix de dépense publique peut être interprétée comme une inefficacité allocative. Au total, l'article propose donc, d'une part, une mesure de l'efficacité-coût du processus de production et, d'autre part, une mesure de l'efficacité dans les choix de dépense publique.

Une fois cette clarification opérée, il n'est pas inutile de donner une illustration du risque qu'il y aurait à ne pas prendre en compte les inefficacités-coût dans notre analyse. En effet, l'existence d'un volet production dans le modèle, masqué par la linéarité de la contrainte synthétique (18b), fait que les inefficacités peuvent provenir non pas d'erreurs ou d'écarts par rapport à la maximisation de la satisfaction du médian mais, plus en amont, de surcoûts résultant d'erreurs ou d'écarts par rapport à la maximisation de l'output public à budget donné[8]. C'est ce qu'illustre la figure 2.

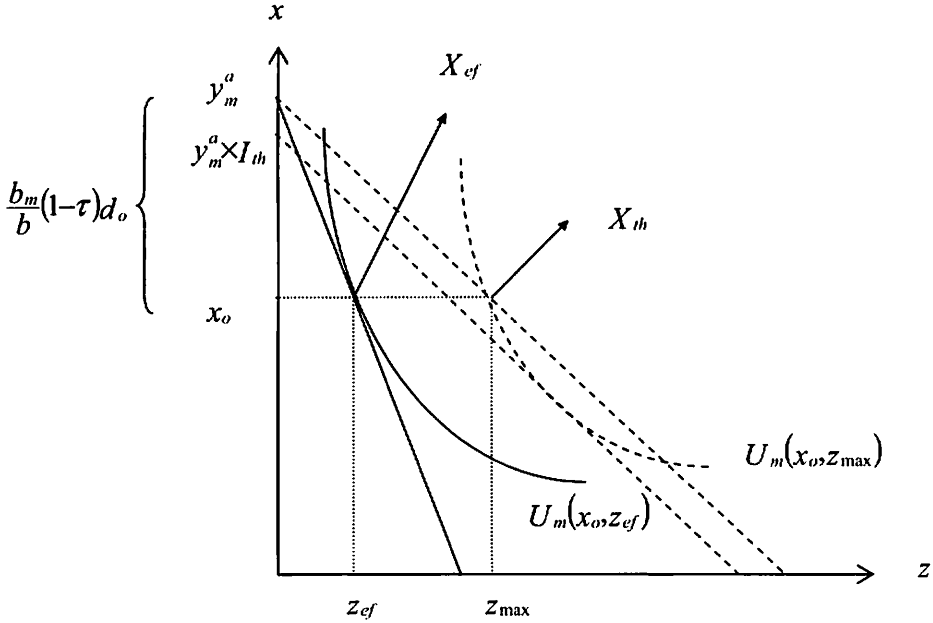

Figure 2 *Les effets d'une mauvaise prise en compte de l'inefficacité coût dans la production de bien public*

La dépense par habitant en bien public local, d_o, étant connue ainsi que b_m, b, τ et y_m^a, il est possible de calculer sans incertitude le niveau x_o de consommation en bien privé composite de l'électeur médian. On sait donc

[8] Dans ce qui suit, les inefficacités-coût seront considérées comme résultant d'erreurs plutôt que d'écarts. Cette terminologie suppose implicitement que ces inefficacités sont involontaires. À l'inverse, parler d'écarts sous-entend que les inefficacités-coût ont un aspect volontaire et résultent, par exemple, de comportements bureaucratiques visant à maximiser le niveau global de bien public plutôt que la satisfaction de l'électeur médian (Niskanen (1968)), ou à maximiser le budget discrétionnaire (Migué et Bélanger (1974), Niskanen (1976)), ou encore à choisir des combinaisons d'intrant dans l'intérêt des bureaucrates plutôt que dans le but de maximiser la production de bien public à budget donné (Grosskopf et Hayes (1993), Hayes et Wood (1995)).

de manière certaine que, sur la figure 2, le panier réellement consommé par l'électeur médian se situe sur l'horizontale passant par l'ordonnée x_o. Sa position exacte sur l'horizontale dépend du niveau z_{ef} de bien public local effectivement fourni mais pas directement observable et qui est donc recalculé par la formule $z_{ef} = \delta R d_o / (c_{\min}(V) h(N))$. Ce niveau de bien public local dépend de la valeur prise par l'indice δ d'efficacité coût. Supposons que la vraie valeur de cet indice est telle que $\delta < 1$ de sorte que la véritable contrainte (18.b), linéaire en x et z, est celle représentée en trait continu dans la figure 2. Supposons en outre que, compte tenu des conditions de coût, il n'y a pas d'inefficacité dans les choix de dépenses effectués. Le panier $X_{ef} = \{x_o, z_{ef}\}$ offert par le décideur public local est donc celui qui maximise la satisfaction de l'électeur médian. Si l'inefficacité-coût est ignorée à tort, c'est-à-dire si on pose *a priori* $\delta = 1$, la contrainte (18.b) a une pente plus faible pour une même ordonnée à l'origine : cette contrainte est représentée en trait discontinu sur la figure 2. Le niveau de consommation en bien privé de l'électeur médian est toujours donné par x_o mais le niveau de bien public local, retenu par erreur, est le niveau maximal $z_{\max}$. Le panier théorique $X_{th} = \{x_o, z_{\max}\}$ n'ayant aucune raison de coïncider avec celui qui maximise la satisfaction de l'électeur médian sous la contrainte (18.b) avec $\delta = 1$, la courbe d'indifférence qui y est associée n'est en principe pas tangente à la contrainte en trait discontinu qui passe en ce point.

Au total, si l'hypothèse $\delta = 1$ est retenue à tort, l'indice d'efficacité du choix de dépense publique prend une valeur $I_{th} < 1$. Une mauvaise prise en compte de l'inefficacité-coût conduit ainsi à conclure à l'existence d'une inefficacité dans les choix de dépense publique alors même qu'il n'y en a pas. La résorption de l'inefficacité-coût permettrait de passer de z_{ef} à $z_{\max}$ sans modifier le taux d'imposition et la consommation en bien privé de l'ensemble des habitants de la collectivité locale pour qui elle améliore donc nécessairement la satisfaction. Le rapport entre le niveau de bien public z_{ef} effectif et le niveau $z_{\max}$ est en fait l'indice d'efficacité en output de la production de bien public. Reste à réussir à mesurer séparément, et non pas sous la forme d'un indice synthétique, l'indice d'efficacité coût et l'indice d'efficacité dans les choix de dépenses publiques.

4 Une mesure de l'inefficacité coût pour les collectivités locales

La mesure des indices d'efficacité coût et d'efficacité dans les choix de dépense publique locale exploite la parenté entre le modèle de l'électeur médian et le modèle de choix de consommation entre biens privés. Après avoir montré comment adapter la notion de frontière stochastique pour la mesure de ces deux indices, la méthode développée est appliquée à l'étude des inefficacités dans les choix des communes françaises.

4.1 Méthodologie

Le point de départ de la méthode proposée pour mesurer l'indice d'efficacité coût séparément de l'indice d'efficacité dans le choix de dépense publique est l'application du concept de frontière de revenu minimum au modèle de l'électeur médian. La frontière stochastique de revenu minimum associée au programme de maximisation de la satisfaction (18.a) de l'électeur médian sous la contrainte synthétique (18.b) est décrite à l'aide de la forme Cobb Douglas donnée en (10) où x_{1i} est remplacé par la quantité de bien public local z_i, x_{2i} est remplacé par la quantité de bien privé composite x_i alors que les prix p_{1i} et p_{2i} sont respectivement remplacés par les coefficients de z et x dans la contrainte synthétique (18.b)[9]. L'indice i renvoie ici à la collectivité i. La frontière de revenu minimum ne peut toutefois pas être estimée directement sous cette forme. En effet, le niveau de service public réellement perçu par l'électeur médian n'est pas observable. Celui-ci est en fait calculé à partir de la dépense observée par habitant, d_i, et de la fonction de coût unitaire minimum de production du bien public selon la relation

$$z_i = \frac{d_i}{c_{\min}(V_i)\, h(N_i)} R_i \delta_i \qquad \text{avec } d_i = D_i / R_i \tag{19}$$

Il faut en outre spécifier une forme fonctionnelle pour les fonctions de congestion et de coût unitaire minimal de production. Il est plus particulièrement commode de retenir les formes Cobb Douglas suivantes :

$$h(N) = \Pi_{j=1}^{J} {n_j}^{\eta_j} \tag{20.a}$$

$$c_{\min}(V) = \Pi_{l=1}^{L} {v_l}^{\lambda_l} \tag{20.b}$$

où les n_j sont les différents groupes d'usagers (en premier lieu la population résidante R, mais pas seulement) du bien public local, éléments du vecteur $N = (n_1, \cdots, n_J)$, alors que les v_j sont les éléments du vecteur $V = (v_1, \cdots, v_J)$ de variables affectant le coût de production. η_j est le paramètre de congestion qui est associé à chaque groupe j d'usagers, initialement introduit par Borcherding et Deacon (1972). Si le vecteur N ne se résume pas au nombre de résidants ou d'habitants R, cette dernière variable constitue néanmoins une de ses principales composantes. On retient la convention $n_1 = R$ dans tout ce qui suit. Si $\eta_1 = 0$, un résidant supplémentaire n'affecte pas le niveau de service perçu par les autres usagers. En revanche, pour $\eta_1 > 0$ le niveau de service z disponible par habitant est dégradé par l'arrivée d'un résidant supplémentaire. Compte tenu de ces formes fonctionnelles et après quelques développements, la frontière stochastique de revenu minimum associée au modèle de l'électeur médian décrit par le programme (18) a finalement pour expression[10] :

[9] Dans (18.b), le terme apparaissant devant z est assimilé à un prix payé par le médian pour une unité de service réellement perçue. Ce prix est communément appelé prix fiscal.

[10] Le prix p_i du bien privé agrégat étant normalisé à un, il n'apparaît pas dans cette expression.

$$\begin{aligned}\ln y^a_{mi} = \ln K + \alpha_1 \ln d_i + \alpha_2 \ln\left(\frac{b_{mi}}{b_i}(1-\tau_i)\right)\\ + \sum_{j=2}^{J} \alpha_{3+j} \ln n_j + \sum_{l=1}^{L} \alpha_{3+J+l} \ln v_l \\ + (\alpha_2 - \alpha_1)(\eta_1 - 1)\ln R_i + \alpha_3 \ln x_i + (\alpha_1 - \alpha_2)\ln \delta_i + u_i\end{aligned} \tag{21}$$

avec $u_i = \theta_i + \varepsilon_i$. C'est volontairement qu'à l'exception de la variable R (première composante du vecteur N) qui capte l'effet primordial de la population résidante sur la congestion du bien public local, les coefficients des variables n_j et v_j ne sont pas explicitement exprimés à partir des coefficients de la forme Cobb Douglas initiale (10) et de (20.a) et (20.b). En effet, les variables sociologiques, démographiques et géographiques qui sont disponibles et qui constituent les vecteurs N et V sont en réalité susceptibles parfois de capter, tant une différence de coût unitaire minimum, que l'effet d'un groupe d'usagers ou une hétérogénéité des préférences. Or, la prise en compte de cette hétérogénéité se fait en ajoutant dans (10), et sous forme log-linéaire, l'effet de ces variables. Les coefficients de n_j et v_j résument donc l'effet global, en terme d'influence sur la congestion, le coût unitaire minimal de production du bien public, mais aussi en terme d'hétérogénéité des préférences, des différentes variables disponibles.

Une caractéristique marquante de l'expression (21) est que l'effet de l'inefficacité coût mesuré par $(\alpha_1 - \alpha_2)\ln\delta_i$ agit de manière additive avec l'indice d'efficacité des choix θ_i. L'indice d'efficacité coût δ_i n'étant pas connu avant estimation, l'intuition suggère de considérer qu'il est capté par le résidu global de l'équation (21) donné par la somme du terme $(\alpha_1 - \alpha_2)\ln\delta_i$ et du terme d'erreur $u_i = \theta_i + \varepsilon_i$. Dès lors, la distinction entre l'indice d'efficacité coût et l'indice d'efficacité des choix de dépense publique revient à faire la part entre ce qui relève de chacune des composantes dans le résidu global de (21). L'utilisation du lemme de Shephard offre ici un moyen d'y parvenir. En effet, en reformulant la relation (1.c) dans le contexte du modèle de l'électeur médian, on obtient :

$$\frac{p_{zi} z^*}{m(p_{zi}, x_i, d_i)} = \frac{\partial \ln m(p_{zi}, x_i, d_i)}{\partial \ln p_z} \tag{22}$$

où z^* désigne le niveau de bien public local qui minimise la dépense de l'électeur médian de la collectivité i sous contrainte de lui assurer le même niveau de satisfaction que celui obtenu avec le panier qu'il consomme effectivement. $m(p_z, x_i, d_i)$ désigne la fonction d'utilité en équivalent monétaire sachant que le prix du bien privé composite est normalisé à un et que c'est la dépense publique d_i qui est observée au lieu de la quantité effective z_i de bien public local. On note de plus

$$p_{zi} = \frac{b_{mi}}{b_i}(1-\tau_i)\frac{\prod_{j=2}^{J} n_j^{\eta_j} \prod_{l=1}^{L} {v_l}^{\lambda_l}}{\delta_i} R_i^{\eta_1 - 1} \tag{23}$$

le prix fiscal, c'est-à-dire le coefficient de z_i dans la contrainte synthétique (18.b). On sait que $y^a_{mi} I_i = m(p_z, x_i, d_i)$ par définition de l'indice I_i d'efficacité des choix de dépense publique. Compte tenu des formes fonctionnelles utilisées, (22) devient ici

$$\frac{p_{zi} z^*}{y^a_{mi}} = \alpha_2 I_i \tag{24}$$

En présence d'inefficacité dans les choix de dépense ($I_i < 1$), le niveau z_i de bien public local dont bénéficie réellement l'électeur médian s'écarte du niveau z^*. Comme le montrent les figures 3.a et 3.b, cet écart peut résulter, par exemple, d'une mauvaise perception de la part du décideur public du paramètre de préférence α_2 ou du revenu y^a_{mi} de l'électeur médian.

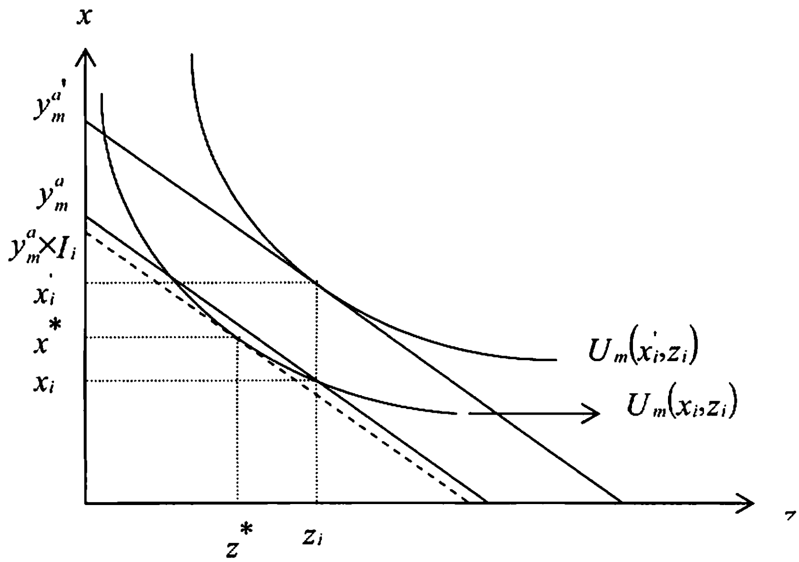

Figure 3.a *Inefficacité des choix de dépense publique résultant d'une méprise du décideur public sur le revenu de l'électeur médian*

La figure 3.a illustre le cas où le décideur public a une bonne perception des préférences de l'électeur médian mais se méprend sur son niveau de revenu en considérant que celui-ci est donné par $y^a_{mi}{}' > y^a_{mi}$. Les courbes d'indifférences sur cette figure correspondent donc à la même fonction d'utilité $U_m(x, z)$. En surévaluant le revenu de l'électeur médian, le décideur public est ainsi conduit à choisir un niveau de production du bien public local z_i qui excède le niveau z^*. Le décideur public croit en outre permettre à l'électeur médian une consommation en bien privé de x_i' alors que celle-ci est limitée à x_i. La figure 3.b illustre quant à elle le cas où le décideur public évalue correctement le revenu y^a_{mi} de l'électeur médian mais se méprend sur ses préférences en pensant que celles-ci sont représentées par la fonction d'utilité $U'_m(x,z)$ et non pas par la vraie fonction d'utilité $U_m(x,z)$ du médian. Le décideur public est alors (dans ce cas graphique) amené à opter pour un niveau z_i de production du bien public plus faible que z^*.

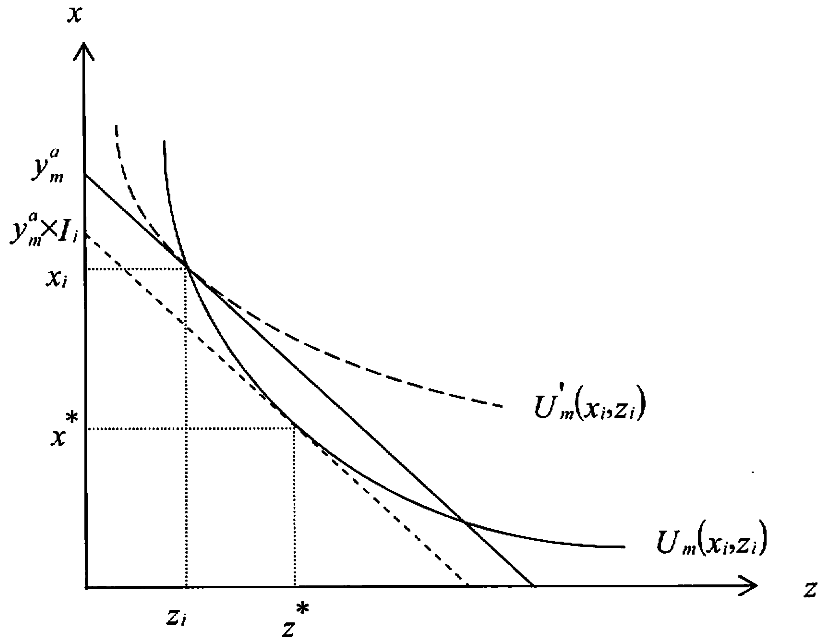

Figure 3.b *Inefficacité des choix de dépense publique résultant d'une méprise du décideur public sur les préférences de l'électeur médian*

Ces deux figures mettent en évidence que les erreurs d'appréciation du décideur public, à l'origine des inefficacités dans les choix de dépenses, le conduisent à choisir un niveau z_i de bien public local qui peut être aussi bien supérieur qu'inférieur à z^*. On peut donc noter $z^* = \mu_i z_i$ avec $\mu_i > 0$ un paramètre qui change d'un décideur public à l'autre, donc d'une collectivité locale à une autre. En remarquant en outre que $p_{z_i} z_i = d_i(1-\tau)b_m/b$ et en ajoutant un terme aléatoire ε'_i captant les hétérogénéités, la relation (24) peut s'écrire dans sa forme log-linéaire :

$$\ln\left(\frac{d_i(1-\tau)}{y^a_{mi}}\frac{b_m}{b}\right) = \ln\alpha_2 - \ln\mu_i + \varepsilon'_i - \theta_i \tag{25}$$

avec $\theta_i = -\ln I_i$. Le terme de gauche de (25) est directement calculable à partir des données disponibles. La particularité la plus intéressante de l'équation (25) est que le terme global d'erreur $-\ln\mu_i + \varepsilon'_i - \theta_i$ est composite. Il comprend un premier terme $-\ln \mu_i + \varepsilon'_i$ de signe non déterminé puisque ε'_i est un réel quelconque et $\mu_i > 0$ à laquelle vient se soustraire un second terme nécessairement positif ou nul puisque $I_i \in [0,1]$. Supposons que ε'_i suit une loi normale, que μ_i suit une loi log-normale, et que θ_i suit une loi normale tronquée. Il est alors possible d'appliquer la méthode d'estimation des frontières stochastiques détaillée plus haut pour estimer, individuellement et dans chaque terme d'erreur global, ce qui est dû au premier terme et ce qui est dû au second terme et ainsi, en utilisant (12), prévoir l'indice I_i d'efficacité des choix du décideur public. Cette remarque constitue le point de départ de la méthode proposée pour l'estimation des indices individuels d'efficacité coût et d'efficacité des choix.

La méthode proposée se déroule en deux étapes. Dans une première étape, l'équation (25) est estimée comme une première frontière stochastique dont le terme d'erreur θ_i est nécessairement positif ou négatif. La seule différence est que la constante estimée est la somme de $\ln \alpha_2$ et de l'espérance des termes $-\ln \mu_i$. Le coefficient α_2 ne peut donc pas être estimé, ce qui n'empêche pas pour autant d'estimer les valeurs individuelles de l'indice I_i d'efficacité des choix des décideurs publics à l'aide de (12). Une fois ces indices estimés, il est possible de calculer les valeurs individuelles de θ_i. Ces valeurs de θ_i sont soustraites de chaque coté de (25) pour obtenir une seconde frontière stochastique où la variable expliquée est donnée par $\ln y^a_{mi} - \theta_i$ alors que le terme global d'erreur se compose d'un terme d'hétérogénéité ε_i positif ou négatif supposé suivre une loi normale et d'un terme $(\alpha_1 - \alpha_2)\ln \delta_i$ de signe univoque puisque $\delta_i \in [0,1]$. La seconde étape de la méthode proposée consiste à estimer cette seconde frontière stochastique. La première estimation par les moindres carrés ordinaires de cette frontière permet d'obtenir, entre autres, une estimation non biaisée des coefficients α_1 et α_2. Le terme d'erreur u_i à utiliser dans la fonction de log vraisemblance équivalente à (9) est alors donné par $((\alpha_1 - \alpha_2)\ln \delta_i + \varepsilon_i) / (\alpha_1 - \alpha_2)$ soit encore $\ln \delta_i + \varepsilon_i / (\alpha_1 - \alpha_2)$. Il est ainsi possible d'obtenir grâce à une formule équivalente à (12) une estimation individuelle des indices δ_i d'efficacité coût. C'est cette méthode d'estimation des indices individuels d'efficacité coût et d'efficacité des choix de dépense pour le médian qui est mise en œuvre dans le cas des communes françaises.

4.2 Mise en œuvre de la méthode proposée et résultats pour les communes françaises

Le principe de calcul d'indices individuels d'efficacité coût et d'efficacité des choix de dépenses dans le choix d'un niveau de bien public local s'applique particulièrement bien aux commune françaises. En effet, à l'échelon local, il est possible d'observer sur une même année une multitude de choix effectués dans des collectivités locales aux caractéristiques différentes, notamment en ce qui concerne le revenu et la base d'imposition de l'électeur médian, mais confrontées aux mêmes conditions conjoncturelles et surtout au même cadre législatif.

Les données communales retenues concernent les villes françaises de plus de 10 000 habitants, excepté Paris, pour l'année 1995, soit 849 villes. Trois sources statistiques ont été utilisées : les fiches financières publiées par la Direction de la Comptabilité Publique (DCP), les « fiches critères DGF » établies par la Direction Générale des Collectivités Locales (DGCL) du ministère de l'Intérieur, et les caractéristiques communales publiées par l'INSEE. Les définitions retenues pour recalculer certaines variables respectent les choix usuels dans le cas français (Guengant (1998)). Ainsi, la dépense par habitant d est calculée comme l'agrégat comptable des recettes réelles de fonctionnement, soit l'ensemble des dépenses non financières courantes augmentées de l'épargne de gestion. Cette mesure de la dépense ne se limite donc pas aux seules dépenses réelles de fonctionnement et intègre également les dépenses récurrentes liées au renouvellement et/ou à l'entretien périodique des équipements communaux. Pour mesurer le « prix fiscal » p_z acquitté par l'électeur médian communal, le ratio fiscal b_m/b est calculé comme le ratio du potentiel fiscal de taxe d'habitation de la commune par le potentiel fiscal total de la commune, encore appelé « potentiel fiscal quatre taxes ». L'indicateur de population résidante R reprend la mesure utilisée pour calculer la Dotation Globale de Fonctionnement (DGF), soit la population résidante augmentée du nombre de résidences secondaires. L'agrégat budgétaire $S(D) = rD$ de la contrainte budgétaire (16) de la commune est calculé comme la somme de diverses dotations reçues (hors celles versées par l'État), des produits du domaine, et des recettes tarifaires. Le tableau 1 donne un aperçu des indicateurs de position et de dispersion des principales variables, éventuellement composites, utilisées dans le modèle.

Il convient de préciser que le revenu y_m et la base d'imposition b_m de l'électeur médian sont assimilés au revenu moyen et à la base moyenne dans la commune considérée. Cette hypothèse, forte, est commune à de nombreux travaux sur la dépense publique locale. Elle se justifie par l'absence d'accès aux données de répartition du revenu dans une commune et à l'impossibilité de croiser ces informations avec des informations fiscales. Le théorème de Bergströn et Goodman (1973) apporte néanmoins des éléments de justification théorique. En effet, selon Bergström et Goodman (1973), si les communes analysées sont caractérisées par des distributions des revenus qui se déduisent les unes des autres par simple translation et si les bases fiscales d'imposition des habitants sont une fonction de leur revenu, ce qui garantit la monotonicité de leur demande en bien public, alors l'électeur médian est l'électeur au revenu médian. Certes, le théorème de Bergström et Goodman (1973) ne dit pas que l'électeur au revenu médian a une base d'imposition qui est la base moyenne de la commune et encore moins que cet électeur dispose du revenu moyen. Toutefois l'Annexe B montre que, dans le cas d'une distribution log normale des revenus au sein d'une commune et sous des hypothèses proches de celles du théorème de Bergström et Goodman (1973), remplacer le revenu médian par le revenu moyen et la base d'imposition de l'électeur au revenu médian par la base moyenne d'imposition revient à ne modifier l'équation (21) servant au calcul de l'indice d'efficacité coût que par la valeur de la constante, l'impact sur l'équation (25) servant au calcul de l'indice d'efficacité des choix de dépense étant quant à lui capté par le terme d'erreur μ_i dont l'espérance n'est pas supposée nulle *a priori.*

Tableau 1 *statistiques descriptives sur les communes considérées*

Variable (valeur moyenne et écart type)		
Nombre d'habitants.	R	32152 (46059)
Base totale d'imposition locale en Francs par habitant.	b	3248.41 (1658.91)
Base d'imposition de l'électeur décisif (base moyenne) en Francs par habitant.	b_m	702.12 (329.68)
Revenu de l'électeur décisif (revenu moyen imposable de la commune) en Francs par habitant.	y_m	35058.23 (10071.74)
Revenu imposable de l'électeur décisif augmenté de la quote-part des subventions forfaitaires, en F/hab.	y_m^a	35659.08 (10620.65)
Part de la consommation en bien privé dans le revenu augmenté de l'électeur décisif.	x/y_m^a	0.96437788 (0.0163563)
Part de l'impôt dans le revenu augmenté de l'électeur décisif.	tb_m/y_m^a	0.03562212 (0.0163563)
Dépense publique en Francs par habitant.	d	6647.54 (1994.93)
Part de la dépense publique par habitant supportée par l'électeur décisif.	$(1-\tau)b_m/b$	0.19339479 (0.07996538)

Aux variables économiques, présentées dans le tableau 1 et intervenant nécessairement dans le modèle, s'ajoutent des variables, essentiellement communiquées par l'INSEE, susceptibles de capter une hétérogénéité dans les conditions de coût, les conditions de congestion, et éventuellement les préférences de l'électeur médian dans les diverses communes considérées. Ces variables prennent la plupart du temps la forme de variables indicatrices. Elles permettent également de capter les spécificités géographiques de certaines communes qui sont situées en montagne ou sont des communes touristiques dont la population varie fortement selon la période de l'année ou encore la spécificité des communes centres qui sont confrontées à des effets de débordements dans l'utilisation de leurs services. Enfin, différentes variables indicatrices permettent de prendre en compte la participation de la commune à l'une ou l'autre des diverses formes de coopération intercommunale, ce qui peut modifier les conditions de coût.

Tableau 2 *résultats des estimations*

Équation (25) (variable dépendante : $\ln\left(d_i(1-\tau)b_m/\left(by^a_{mi}\right)\right)$)		
variable	coefficient	t stat
Constante :	−3.416888	−244.2085
Écart type estimé des résidus :	0.407684	
$\hat{\rho}$:	0.70	

Équation (21) (variable dépendante modifiée : $\ln\left(y^a_{mi}\hat{I}_i/x_i\right)$)		
variable	coefficient	t stat
Constante :	0.216472	7.982848
Paramètre de congestion :	$\gamma = 1.110007$	24.74989
Coefficient de $\ln d_i$:	$\alpha_1 = 0.085237$	16.17755
Coefficient de $\ln\left((1-\tau_i)\,b_{mi}/b_i\right)$:	$\alpha_2 = 0.042354$	10.68189
Coefficient de $\ln x_i$:	$\alpha_3 = 0.914274$	214.5451
Coefficient de la surface (en log) :	$\alpha_5 = 0.000290$	0.767333
Coefficient de la dummy « ville centre » :	$\alpha_6 = -0.003079$	−2.452641
Coefficient de la dummy « ville de montagne » :	$\alpha_7 = -0.001580$	−1.263482
Coefficient de la dummy « commune touristique » :	$\alpha_8 = 0.001744$	1.441662
Coefficient de la dummy « ville appartenant à une communauté de communes » :	$\alpha_9 = -0.000194$	−0.280742
Coefficient de la dummy « ville appartenant à une communauté urbaine » :	$\alpha_{10} = 0.005186$	2.045945
Coefficient de la dummy « ville appartenant à un district » :	$\alpha_{11} = 0.000139$	0.227210
Coefficient de la dummy « ville appartenant à un syndicat d'agglomération » :	$\alpha_{12} = 0.002928$	1.184302
Coefficient de la dummy « ville appartenant à un groupement à taxe professionnelle unique » :	$\alpha_{13} = 0.001667$	0.738623
Coefficient du nombre d'actifs (en log) :	$\alpha_{14} = 0.001546$	1.241871
Coefficient du nombre de résidences secondaires (en log) :	$\alpha_{15} = 0.001777$	3.068828
Écart type estimé des résidus :	0.009656	
R^2 :	0.894258	
R^2 corrigé :	0.892353	
$\hat{\rho}$:	0.05	

Le tableau 2 résume les principaux résultats économétriques caractérisant l'estimation du système formé par les équations (21) et (25). Il est à noter que la variable endogène de l'équation (21) est légèrement modifiée. Outre la correction du revenu par l'indice d'efficacité des choix de dépense estimé à l'aide de (25) (ce qui revient à supprimer θ_i dans le terme d'erreur u_i de (21)), la division par le niveau de consommation en biens privés permet de neutraliser l'effet taille de x_i : la faible part de l'impôt local induit en effet que la consommation en bien « autres » est très proche du revenu. À la lumière du tableau 2, l'ajustement des équations (21) et (25) apparaît satisfaisant. La notion de frontière stochastique semble plus pertinente dans le cas de l'équation (25) que dans celui de l'équation (21). En effet, avec une valeur estimée de 0.7 pour ρ, il apparaît clairement que le résidu total dans l'équation (25) recouvre à la fois des écarts dus à l'hétérogénéité des communes et des écarts dus à l'inefficacité des choix effectués par les décideurs publics locaux par rapport à ce qu'auraient dû être ces choix selon le modèle de l'électeur médian. La valeur de 0.05 obtenue pour ρ dans l'équation (21) laisse en revanche penser que les inefficacités coût contribuent peu au résidu total de cette équation. Ce résultat ne doit toutefois pas tromper : il n'implique pas nécessairement que les inefficacités coût sont négligeables. En effet, la faible valeur de ρ peut résulter d'une faiblesse du coefficient $\alpha_1 - \alpha_2$ plutôt que du terme $\ln \delta_i$ avec lequel il agit sous forme multiplicative dans l'équation (21). Cette intuition semble confirmée par les valeurs estimées de l'indice d'efficacité coût.

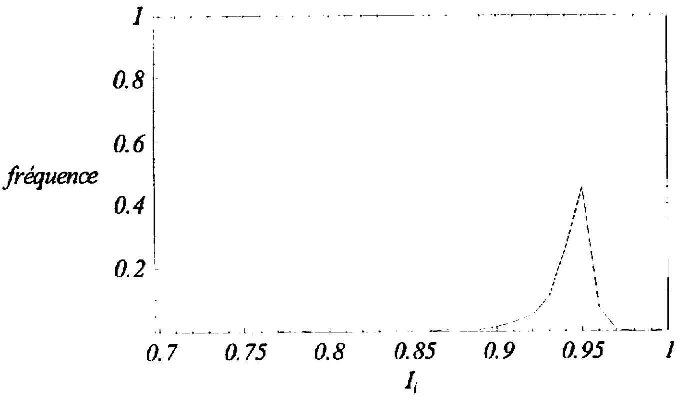

Figure 4.a *Répartition de l'indice d'efficacité des choix de dépense publique*

Les figures 4.a et 4.b donnent respectivement les fréquences des indices estimés d'efficacité des choix de dépense et d'efficacité coût. En moyenne, l'indice I_i d'efficacité des choix vaut 0.941717 tandis que son écart type est de 0.0153038. La part du revenu de l'électeur médian qui serait gaspillé s'élèverait ainsi à environ 6 % en moyenne sur l'ensemble des communes

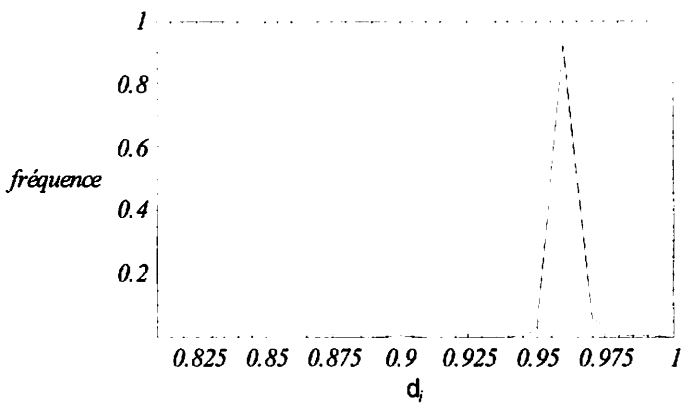

Figure 4.b *Répartition de l'indice d'efficacité coût*

considérées. Ce résultat est plutôt satisfaisant et paraît assez proche des indices calculés par Varian (1990) pour les choix de consommation privée. La figure 4.a met toutefois en évidence que la valeur moyenne de cet indice est tirée vers le bas par quelques communes dont l'indice estimé d'efficacité des choix avoisine les 0.77. De plus, en moyenne, l'indice d'efficacité coût vaut quant à lui 0.961192 pour un écart type de 0.00355085. Le gaspillage des ressources affectées à la production de bien public local serait donc de 4 % en moyenne. Autrement dit, les dépenses pourraient en moyenne être réduites de 4 % sans réduire le niveau de bien public local. La répartition des indices individuels d'efficacité coût, illustrée par la figure 4.b, confirme que ceux-ci sont très peu dispersés autour de la moyenne. Deux remarques sont susceptibles de modérer le jugement a priori positif qui pourrait être formulé au vu de ces résultats. Tout d'abord, les indices d'efficacités coût (comme ceux d'efficacité des choix de dépense pour le médian) estimés sont des indices relatifs : une valeur proche de un signifie qu'on ne détecte pas d'inefficacité coût importante par rapport aux autres communes de l'échantillon, ce qui n'écarte pas la possibilité d'une forte inefficacité coût de même amplitude dans l'ensemble des communes. Ensuite, compte tenu des inégalités de base fiscale entre communes, notamment en raison du poids plus ou moins important des bases d'imposition des entreprises selon les communes, mais aussi compte tenu de l'influence du taux τ des subventions proportionnelles à la dépense et du niveau g des subventions forfaitaires, il n'est pas à exclure qu'une même valeur de l'indice d'efficacité coût pour deux communes ne corresponde pas à un même taux de gaspillage de l'impôt payé par l'électeur médian. La figure 5 met ainsi clairement en évidence que la répartition du taux de gaspillage de l'impôt payé par le médian présente un profil assez différent de celui de l'indice d'efficacité coût. Le taux de gaspillage s'élève à 7.08 % en moyenne et sa dispersion est nettement plus marquée puisqu'il peut communément atteindre des valeurs de 10 % et exceptionnellement de 15 %.

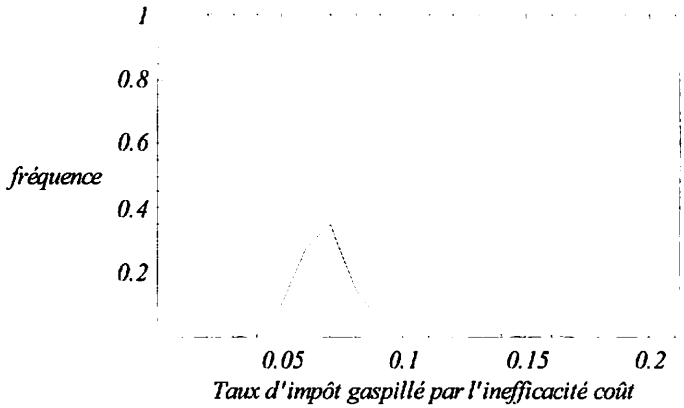

Figure 5 *Répartition du taux d'impôt gaspillé à cause de l'inefficacité coût*

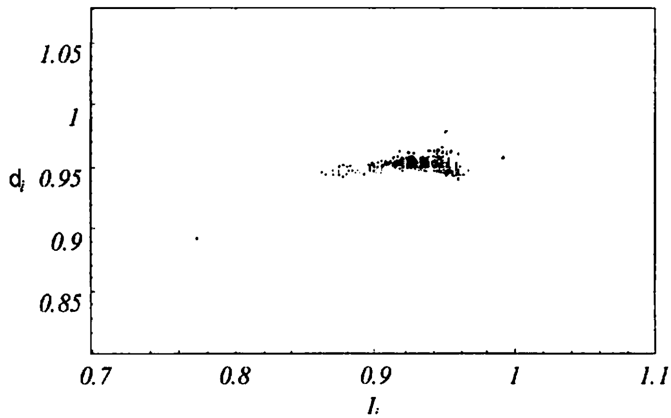

Figure 6 *Répartition des communes selon l'indice d'efficacité coût Et l'indice d'efficacité des choix de dépense publique*

Finalement, la figure 6 permet de situer les communes en fonction de leurs indices d'efficacité dans les choix et d'efficacité coût, tous les deux compris dans l'intervalle $[0, 1]$. Cette figure illustre à nouveau le fait que la dispersion des communes est beaucoup plus forte pour l'indice d'efficacité des choix de dépenses que pour l'indice d'efficacité coût.

5 Conclusion

Dans cet article, nous avons montré que le concept de frontière stochastique, largement utilisé pour l'analyse de l'efficacité des processus de production, s'applique utilement à l'analyse de l'efficacité de choix observés de consommation par rapport au modèle comportemental de référence que constitue l'hypothèse de maximisation de la satisfaction sous contrainte budgétaire. L'article montre de plus que l'adaptation de cette problématique au problème de la maximisation de la satisfaction de l'électeur sous une contrainte synthétique mais linéaire par rapport aux quantités de biens privé et public consommées, cadre de référence de la théorie des choix en matière dépense publique dans un contexte démocratique, ouvre une voie de recherche intéressante pour évaluer non seulement avec quelle efficacité les décideurs public se conforment à cette hypothèse comportementale mais aussi et surtout avec quelle efficacité sont gérées les ressources des collectivités locales.

L'efficacité coût des communes françaises les plus peuplées, telle que mesurée par la technique développée dans cet article, fait apparaître un niveau de gaspillage des ressources de ces communes qui est plutôt modéré. Il ne semble donc pas que certaines communes gaspillent nettement plus que d'autres. Toutefois, les indices d'efficacité coût estimés étant des indicateurs du gaspillage relativement à ce qu'il se passe dans les autres communes de l'échantillon, il n'est pas possible de conclure, au delà des résultats obtenus, à l'absence total de gaspillage. Il se pourrait en effet que, dans leur ensemble, les communes soient sujettes à des inefficacités coûts de même ampleur qui ne seraient par conséquent pas détectées par la méthode mise en œuvre.

Annexe A : Approximation locale de la fonction d'utilité en équivalent monétaire

On considère une fonction d'utilité en équivalent monétaire dans le cas où il existe N biens dont les quantités sont désignées par le vecteur $X = \{x_1, \cdots, x_N\}$ et les prix par le vecteur $P = \{p_1, \cdots, p_N\}$. Ces vecteurs et leurs composantes sont indicés par i quand on considère les quantités choisies et les prix qui prévalaient lorsque le choix i a été observé. Au point correspondant à ce choix, la fonction d'utilité en équivalent monétaire est donnée par :

$$m\left(P^i, X^i\right) = E\left(P^i, U\left(X^i\right)\right) \tag{A.1}$$

Après changement de variables, (A.1) s'écrit aussi :

$$\ln m = f\left(\ln p_1^i, \cdots, \ln p_N^i, \ln x_1^i, \cdots, \ln x_N^i\right) \tag{A.2}$$

avec $f\left(\ln p_1^i, \cdots, \ln p_N^i, \ln x_1^i, \cdots, \ln x_N^i\right) =$

$$\ln E\left(e^{\ln p_1^i}, \cdots, e^{\ln p_N^i}, U\left(e^{\ln x_1^i}, \cdots, e^{\ln x_N^i}\right)\right).$$

Le développement limité à l'ordre un de (A.2) au voisinage du vecteur $\ln P^i$ des logarithmes népériens des prix et du vecteur $\ln X^i$ des logarithmes népériens des quantités associés au choix i donne :

$$\begin{aligned}\ln m = f\left(\ln P^i, \ln X^i\right) + \sum_{n=1}^{N} \frac{\partial f\left(\ln P^i, \ln X^i\right)}{\partial \ln p_n}\left(\ln p_n - \ln p_n^i\right) \\ + \sum_{n=1}^{N} \frac{\partial f\left(\ln P^i, \ln X^i\right)}{\partial \ln x_n}\left(\ln x_n - \ln x_n^i\right) \qquad (A.4)\end{aligned}$$

soit après regroupement des termes :

$$\begin{aligned}\ln m = \left(f\left(\ln P^i, \ln X^i\right) - \sum_{n=1}^{N} \frac{\partial f\left(\ln P^i, \ln X^i\right)}{\partial \ln p_n} \ln p_n^i - \sum_{n=1}^{N} \frac{\partial f\left(\ln P^i, \ln X^i\right)}{\partial \ln x_n} \ln x_n^i\right) \\ + \sum_{n=1}^{N} \frac{\partial f\left(\ln P^i, \ln X^i\right)}{\partial \ln p_n} \ln p_n + \sum_{n=1}^{N} \frac{\partial f\left(\ln P^i, \ln X^i\right)}{\partial \ln x_n} \ln x_n \qquad (A.4)\end{aligned}$$

La première ligne de (A.4) correspond à la constante K de (5), les coefficients de $\ln p_n$ et $\ln x_n$ correspondant pour leur part aux paramètres α de (5). L'approximation (A.4) de la vraie fonction d'utilité en équivalent monétaire devant vérifier les mêmes propriétés que cette dernière, on en déduit les contraintes sur les coefficients spécifiées à la suite de (5).

Annexe B : revenu median versus revenu moyen

On pose ici les hypothèses suivantes :

- Les revenus des habitants de chaque commune sont distribués selon une loi log normale. Soit y_i la variable aléatoire associée à l'observation du revenu imposable d'un habitant de la commune i. On a donc $\ln y_i \sim N(\varsigma_i, \vartheta)$ où l'espérance ς_i du log des revenus peut varier d'une commune à l'autre tandis que l'écart type ϑ est toujours le même.
- La base d'imposition des habitants est une fonction à élasticité constante de leur revenu. On peut donc écrire $b_i = h{y_i}^a$.

Compte tenu de la première hypothèse, l'espérance et la variance des revenus dans la commune i sont données par $E[y_i] = e^{\varsigma_i + \vartheta^2/2}$ et $V[y_i] = E^2[y_i]\left(e^{\vartheta^2} - 1\right)$. L'hypothèse de distributions des revenus se déduisant d'une commune à l'autre par simple translation n'est donc vérifiée qu'à condition d'avoir également une même valeur du paramètre ς_i pour toutes les communes. La médiane des revenus de la commune i vaut quant à elle $Med[y_i] = e^{\varsigma_i}$. On obtient donc le logarithme du revenu médian dans la commune i en soustrayant au logarithme du revenu moyen le terme $\vartheta^2/2$ qui est identique quelque soit la commune :

$$\ln Med\,[y_i] = \ln E\,[y_i] - \frac{\vartheta^2}{2} \qquad (B.1)$$

Le lien entre la base d'imposition et le revenu de chaque habitant permet pour sa part d'écrire que le log de la base d'imposition des habitants suit une loi normale dont les paramètres se déduisent de la loi suivie par le log du revenu des habitants : $\ln b_i \sim N\,(\ln h + a\varsigma_i, a\vartheta)$. On sait que la base médiane des habitants s'écrit alors :

$$Med\,[b_i] = he^{a\varsigma_i} \qquad (B.2)$$

soit encore

$$Med\,[b_i] = h(Med\,[y_i])^a \qquad (B.3)$$

Autrement dit, l'habitant disposant du revenu médian dispose également de la base médiane. Or la base médiane et la base moyenne sont liées par la relation :

$$\ln Med\,[b_i] = \ln E\,[b_i] - \frac{(a\vartheta)^2}{2} \qquad (B.4)$$

On en déduit donc que le logarithme de la base de l'habitant disposant du revenu médian est égal au logarithme de la base moyenne auquel il faut soustraire le terme $a^2\vartheta^2/2$. Comme a et ϑ sont des paramètres identiques pour toutes les communes, on en déduit que la constante de l'équation (21) estimée en utilisant le revenu moyen et la base moyenne en lieu et place du revenu médian et de la base de l'habitant disposant du revenu médian est égale à la « vraie » constante auquel s'ajoute le terme $\left(\vartheta^2/2\right)\left(1 - \alpha_2 a^2/2\right)$. L'incidence dans l'équation (25) de l'écart entre le revenu médian et le revenu moyen est captée par le terme d'erreur $\ln \mu_i$. En effet, la prise en compte de cet écart revient à faire comme si le décideur public local se méprenait sur le revenu effectif de l'électeur médian. L'écart entre la base de l'habitant disposant du revenu médian et la base moyenne n'a quant à elle aucune incidence sur l'équation (25) puisque la base n'apparaît pas dans cette équation.

Bibliographie

Afriat, S. (1967), "The construction of utility functions from expenditure data", *International Economic Review*, 8, pp. 67-77.

Afriat, S. (1973), "On a system of inequalities in demand analysis : an extension of the classical method", *International Economic Review*, 14, pp. 460-472.

Aigner, D., C. A. Lovell et P. Schmidt (1977), "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.

Battese, G. E. et T. Coelli (1988), "Prediction of firm level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data", *Journal of Econometrics*, 38, pp. 387-399.

Baudry, M., M. Leprince et C. Moreau (2002), « Préférences révélées, bien public local et électeur médian : tests sur données françaises », *Économie & Prévision*, 156, pp. 125-146.

Bauer, P. W. (1990), "Recent developments in the econometric estimation of frontiers", *Journal of Econometrics*, 46, pp. 39-56.

Bergström, T. et R. Goodman (1973), "Private demands for public goods", *American Economic Review*, 63, pp. 280-273.

Besley, T. et A. Case (1995), "Incumbent behavior : vote-seeking, tax-setting and yardstick competition", *American Economic Review*, 85, pp. 25-45.

Black, D. (1951), *The theory of committees and elections*, Cambridge University Press, Cambridge.

Borcherding, T. et R. Deacon (1972), "The demand for the services of non-federal governments", *American Economic Review*, 62, pp. 891-901.

Bowen, H. (1943), "The interpretation of voting in the allocation of economic resources", *Quarterly Journal of Economics*, 58, pp. 27-48.

Coelli, T., D. S. P. Rao et G. E. Battese (1998), *An introduction to efficiency and productivity analysis*, Kluwer Academic Publishers, Boston.

Davis, M. et K. Hayes (1993), "The demand for good government", *Review of Economics and Statistics*, 75, pp. 148-152.

Farrell, M.J. (1957), "The measurement of productive efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, General 120, pp. 253-281.

Forsund, F. R., C. A. Lovell et P. Schmidt (1980), "A survey of frontier production functions and of their relationship to efficiency measurement", *Journal of Econometrics*, 13, pp. 5-25.

Guengant, A. (1998), « Évaluation économétrique des charges des communes », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 5, pp. 523-546.

Greene, W. H. (1980), "Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions", *Journal of Econometrics*, 13, pp. 27-56.

Greene, W. H. (1990), "A gamma-distributed stochastic frontier model", *Journal of Econometrics*, 46, pp. 141-163.

Grosskopf, S. et K. Hayes (1993), "Local public sector bureaucrats and their input choices", *Journal of Urban Economics*, 33, pp. 151-166.

Hayes, K., L. Razzolini et L. B. Ross (1998), "Bureaucratic choice and nonoptimal provision of public goods : theory and evidence", *Public Choice*, 94, pp. 1-20.

Hayes, K. et L. Wood (1995), "Utility maximising bureaucrats : the bureaucrat's point of view", *Public Choice*, 82, pp. 69-83.

Houthakker, H. (1950), "Revealed preference and the utility function", *Economica*, 17, pp. 159-174.

Mc Kenzie, L. (1957), "Demand theory without a utility index", *Review of Economic Studies*, 24, pp. 183-189.

Meeusen, W. et J. Van Den Broeck (1977), "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error", *International Economic Review*, 18, pp. 435-444.

Migue, J. L. et G. Belanger (1974), "Toward a general theory of managerial discretion", *Public Choice*, 17, pp. 27-43.

Niskanen, W. A. (1968), "Non market decision making : the peculiar economics of bureaucracy", *American Economic Review*, 58, pp. 293-305.

Niskanen, W. A. (1971), *Bureaucracy and representative governments*, Aldine-Atherton, Chicago.

Niskanen, W. A. (1976), "Bureaucrats and politicians", *The Journal of Law and Economics*, 18, pp. 617-643.

Olson, J. A., P. Schmidt P. et D. M. Waldman (1980), "A monte carlo study of estimators of stochastic frontier production functions", *Journal of Econometrics*, 13, pp. 67-82.

Samuelson, P. (1948), "Consumption theory in terms of revealed preference", *Economica*, 15, pp. 242-253.

Samuelson, P. (1954), "The pure theory of public expenditure", *Review of Economics and Statistics*, 36, pp. 387-389.

Samuelson, P. (1974), "Complementarity : an essay on the 40th anniversary of the Hicks-Allen revolution on demand theory", *Journal of Economic Literature*, 64, n°4, pp. 1255-1289.

Sonstelie, J. C. et P. R. Portney (1980), "Gross rents and market values : testing the implications of Tiebout's hypothesis", *Journal of Urban Economics*, 7, pp. 102-118.

Turnbull, G. et C. Chang (1998), "The median voter according to GARP", *Southern Economic Journal*, 64, pp. 1001-1010.

Varian, H. (1990), "Goodness of fit in optimizing models", *Journal of Econometrics*, 46, pp. 125-140.

Varian, H. (1995), *Analyse microéconomique*, De Boeck.