Document generated on 04/24/2024 5:14 a.m.

L'Actualité économique

Évaluation de six propositions de réforme de la TVA sur données microéconomiques

Rafiq Baccouche and François Laisney

Volume 64, Number 2, juin 1988

URI: https://id.erudit.org/iderudit/601445ar
DOI: https://doi.org/10.7202/601445ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Baccouche, R. & Laisney, F. (1988). Évaluation de six propositions de réforme de la TVA sur données microéconomiques. *L'Actualité économique*, *64*(2), 178–208. https://doi.org/10.7202/601445ar

Article abstract

We use King's methodology to describe the welfare effects of six VAT reform proposals for France, among which the proposal of the European Commission.

A constant result is the weak impact of the reforms on the inequality of the distribution of welfare levels, pointing once more to the limits of redistribution through VAT.

A comparison with previous studies, concerning the move to a unique VAT rate and the 1982 reform, shows the results to be surprisingly robust to changes in some aspects of the model specification, such as the number and nature of the goods considered.

Within the partial analysis framework adopted here, the proposal of the European Commission appears both as inefficient ans slightly inegalitarian.

Finally, the analysis demonstrates the importance of providing standard errors for the estimated welfare measures by providing examples of both large insignifiant measures, and small but well determined ones.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 1988

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

L'Actualité Économique. Revue d'analyse économique, vol. 64, n° 2, juin 1988

ÉVALUATION DE SIX PROPOSITIONS DE RÉFORME DE LA TVA SUR DONNÉES MICROÉCONOMIQUES

Rafiq BACCOUCHE
Université des Sciences Sociales de Toulouse *
François LAISNEY
Universität Heidelberg **

RÉSUMÉ — Nous utilisons la méthodologie de King pour décrire en termes de variation de bien-être les effets de six propositions de réforme de la TVA pour la France, parmi lesquelles figure celle de la Commission Européenne.

Un résultat constant est le faible impact de ces réformes sur l'inégalité de la distribution des niveaux de bien-être, mettant une fois encore en évidence les limites du pouvoir redistributif de la TVA.

La comparaison avec des études antérieures portant sur le passage à un taux unique et sur la réforme de 1982 indique une étonnante robustesse des résultats à des modifications d'éléments de la spécification tels que le nombre et la nature des biens considérés.

La réforme proposée par la Commission Européenne apparaît, dans le cadre d'analyse partielle choisi ici, comme à la fois peu efficace et légèrement inégalitaire.

Enfin, l'analyse indique l'importance du calcul d'écart-types pour les mesures de variation de bien-être estimées, en fournissant à la fois des exemples d'effets importants mais non significatifs et d'effets en apparence minimes, mais bien déterminés.

ABSTRACT — We use King's methodology to describe the welfare effects of six VAT reform proposals for France, among which the proposal of the European Commission.

A constant result is the weak impact of the reforms on the inequality of the distribution of welfare levels, pointing once more to the limits of redistribution through VAT.

A comparison with previous studies, concerning the move to a unique VAT rate and the 1982 reform, shows the results to be surprisingly robust to changes in some aspects of the model specification, such as the number and nature of the goods considered.

Within the partial analysis framework adopted here, the proposal of the European Commission appears both as inefficient ans slightly inegalitarian.

Finally, the analysis demonstrates the importance of providing standard errors for the estimated welfare measures by providing examples of both large insignificant measures, and small but well determined ones.

---

* Groupe de recherche en économie mathématique et quantitative (GREMAQ)

**Institut für international vergleichende Wirtschofts-und Sozialstatistik

INTRODUCTION

Avant la réforme de juillet 1982, la TVA était prélevée en France selon trois taux distincts appelés taux réduit (7 %), taux normal (17,6 %) et taux majoré (33,33 %). Bazy-Malaurie *et al.* (1982) ont analysé les effets de trois réformes hypothétiques de la TVA dans une perspective à très court terme qui ne tient pas compte des réactions des ménages au nouveau système de prix. En revanche dans cette étude nous simulons de telles réactions sous l'hypothèse d'une parfaite élasticité de l'offre et évaluons les effets des réformes en termes de bien-être.

Les réformes étudiées par Bazy-Malaurie *et al.* opèrent à revenu fiscal de l'État constant et consistent à remplacer :

- Tous les taux par un taux unique (réforme 1).
- Les taux normal et majoré par un seul taux (réforme 2).
- Le taux réduit par zéro, laissant inchangé le taux majoré (réforme 3).

Pour chacune de ces réformes l'équilibre budgétaire de l'État impose le calcul d'un taux de TVA résiduel qui est, respectivement, le taux unique (1), le taux remplaçant les taux normal et majoré (2), et le nouveau taux normal (3). Les trois autres réformes que nous étudions ici sont :

- Réforme de juillet 1982 à revenu fiscal de l'État constant (réforme 4).
- Réforme de juillet 1982 (réforme 5).
- La sixième réforme fait actuellement l'objet d'un débat sur la possibilité d'harmonisation des taux de TVA au niveau de la Communauté Européenne. La Commission Européenne propose de ramener à deux le nombre des taux et d'imposer pour ceux-ci les intervalles 6,5 % ± 2,5 % pour le taux réduit et 16,5 % ± 2,5 % pour le taux normal. Nous choisirons les taux de manière à imposer l'équilibre budgétaire de l'État tout en respectant les intervalles proposés.

La méthode de simulation utilisée est celle proposée par King (1983 a et b). Elle consiste à estimer un système paramétrique de demandes permettant de remonter à une fonction de revenu équivalent et par ce biais de calculer simplement, grâce à l'hypothèse de linéarité de la contrainte budgétaire, des mesures de variation du bien-être individuel et social ainsi que divers indices d'inégalité.

Dans les applications empiriques, on peut procéder de deux manières. La première, que nous utiliserons ici, consiste à choisir une forme paramétrique explicite de la fonction de revenu équivalent (donc de la fonction d'utilité indirecte ou de dépense), et à estimer ses paramètres en estimant le système de demandes qui lui est associé. Cette méthode permet de calculer des mesures « exactes » de variation du bien-être et de donner pour ces mesures des intervalles de confiance calculés à partir de la matrice de covariance des paramètres estimés. Il faut souligner que le mot « exactes » doit être entendu sous réserve, à la fois de

l'exactitude (par rapport aux données utilisées) des hypothèses relatives au choix de la forme de la fonction de revenu équivalent, et de la plausibilité des paramètres estimés.

Également à partir d'une approche paramétrique, Hausman (1981) propose la procédure inverse qui consiste à spécifier les équations de demandes qui expliquent au mieux les données utilisées, puis à remonter à la fonction d'utilité indirecte (a priori inconnue), via l'identité de Roy. Lorsque l'écriture explicite de cette fonction d'utilité n'est pas possible, des méthodes de calculs numériques permettent d'évaluer le niveau de bien-être dans chaque situation [1] (voir par exemple Mckenzie (1983)).

Dans cette étude, les préférences de chaque ménage sont décrites par un système linéaire de dépenses associé à la fonction d'utilité de Stone-Geary. Ce modèle correspond à des courbes d'Engel linéaires et des préférences additivement séparables. Son choix revient donc à imposer des restrictions assez sévères sur le comportement des ménages (voir Deaton (1974)), qui ne seront pas sans effets sur les résultats de simulation.

En pratique, il serait intéressant d'essayer différents modèles et d'étudier la sensibilité des résultats obtenus en fonction des propriétés de séparabilité de ces modèles [2]. Cependant l'estimation de formes fonctionnelles flexibles sur une coupe transversale unique sans variation de prix se heurte à un problème d'identification beaucoup plus grave que dans le cas du système linéaire de dépenses.

Pour contourner ce problème d'identification, une méthode possible est l'utilisation simultanée d'une coupe transversale et de données agrégées temporelles. Jorgenson, Lau et Stoker (1982), ont pu ainsi estimer simultanément des fonctions de demande Translog au niveau individuel et agrégé tout en respectant les théorèmes d'agrégation de Lau (1977, 1982). Malheureusement, les données annuelles qui devraient permettre l'estimation d'un tel modèle ne sont pas actuellement disponibles en France. Ce problème de données est beaucoup moins sévère pour le système linéaire de dépenses avec propensions marginales fixes, qui satisfait les conditions d'agrégation linéaire de Gorman (voir par exemple Deaton et Muellbauer (1980 ch. 6)). Notre première idée était de tirer parti de ces propriétés d'agrégation pour estimer sur données agrégées annuelles de la comptabilité nationale les paramètres correspondant aux restrictions identifiantes. Les résultats obtenus sont cependant décevants, pour des raisons qui sont indiquées dans Baccouche et Laisney (1987).

---

1. Pour une approche non paramétrique, voir entre autres, Varian (1982) et Vartia (1983).

2. Des méthodes de description de telles propriétés de séparabilité, sont proposées par Pudney (1981), et Baccouche et Laisney (1986 b).

Les principales hypothèses dans ce travail sont les suivantes :

- offre des biens parfaitement élastique :
- exclusion de l'offre de travail (et du partage épargne-consommation) ;
- comportement des ménages décrit par une fonction d'utilité de Stone-Geary avec des propensions marginales à dépenser (on utilise aussi « à consommer ») fixes.

Les sections 2 et 3 concernent l'estimation du modèle et les sections 4 et 5 la simulation des réformes.

2 Méthodologie d'estimation

2.1 *Le modèle*

Sous nos hypothèses, le système linéaire de dépenses pour lequel nous adapterons l'abréviation anglo-saxonne LES, décrit, pour chaque ménage h, l'allocation de la dépense totale y^h entre les n biens comme suit :

$$p_i x_i^h = p_i \gamma_i^h + \beta_i (y^h - p\gamma^h) \qquad i=1, \ldots, n. \tag{1}$$

Les paramètres β_i sont les propensions marginales à consommer et les γ_i peuvent recevoir, du moins lorsqu'ils sont positifs, l'interprétation de niveaux incompressibles de consommation. Le comportement de consommation du ménage peut s'interpréter comme suit : dans un premier temps, il finance un niveau de consommation minimal en chaque bien i, ce qui implique une dépense incompressible totale égale à $p\gamma$. Le revenu supernuméraire $y - p\gamma$ est ensuite alloué entre les différents biens et services dans des proportions définies par les β_i.

En supposant les prix identiques pour tous les ménages nous pouvons adopter, sans perte de généralité, la normalisation suivante : $p_i = 1$, $i=1, \ldots, n$.

Soit z^h un vecteur de caractéristiques socio-démographiques du ménage h, et $Z^h := (1, z^h)$, nous supposons que :

$$\gamma_i^h = \sum_{k=0}^{K} \gamma_i^k Z_k^h \qquad i=1, \ldots, n \tag{2}$$

Nous noterons :

$$d_i^k := p_i \gamma_i^k \qquad r_k = \sum_{i=1}^{n} d_i^k \qquad i=1, \ldots, n, k=0, \ldots, K$$

où d_i^k et r_k sont respectivement, la dépense minimale en bien i, et la dépense minimale totale spécifique à la caractéristique k.

Les caractéristiques socio-démographiques seront codées de telle sorte que pour le ménage de référence R, $z^R = 0$. Ainsi r_0 désignera la dépense incompressible totale du ménage de référence.

La spécification stochastique que nous retenons est obtenue en ajoutant un terme d'erreur u_i, normalement distribué et de variance σ_i^2, au membre de droite de l'équation (1), écrite en termes de parts de budgets :

$$w_i^h = \frac{p_i x_i^h}{y_h} = \beta_i + \frac{1}{y_h}(P_i \gamma_i^h - \beta_i p \gamma^h) + u_i^h \qquad i = 1, \ldots, n. \tag{3}$$

Les u_i^h incorporent des erreurs de mesure et d'optimisation, et ont une somme nulle du fait que la somme des parts de budgets vaut 1. Le choix d'une spécification en parts de budget plutôt qu'en dépenses est guidé par le souci de réduire l'hétéroscédasticité.

2.2 *Identification*

L'équation (3) est non linéaire dans les paramètres mais peut être réécrite linéairement comme suit :

$$w_i^h = \beta_i + \sum_{k=0}^{K} \pi_i^k \frac{Z_k^h}{y_h} + u_i^h \qquad i = 1, \ldots, n, \; h = 1, \ldots, H. \tag{4}$$

Nous suivons Trognon (1981) en appelant (3) la forme structurelle et (4) la forme réduite du modèle. La relation entre les deux est donnée par :

$$\pi_i^k = d_i^k - \beta_i r_k \qquad i = 1, \ldots, n, \; k = 0, \ldots, K$$

Pour k fixé, $n - 1$ de ces relations sont indépendantes, et on voit que les paramètres structurels seront identifiés moyennant $k + 1$ restrictions.

Notre choix de ces restrictions consiste à égaler simplement à zéro la plupart des r_k (dépense minimale spécifique à la caractéristique Z_k). Les seules valeurs non nulles de r_k correspondent à des effets de taille du ménage et sont calculées de la manière suivante. Parmi les variables socio-démographiques que nous avons sélectionnées pour notre application figurent deux indicatrices correspondant à la taille du ménage, D_{12} aux ménages avec au plus deux personnes et D_{13} aux ménages avec au moins cinq personnes (voir le tableau 2 pour plus de précision sur ces variables). Le paramètre r_0 désigne ici la dépense incompressible totale du ménage de référence, dont le nombre de personnes est compris entre 2 et 4 ($D_{12} = D_{13} = 0$). Pour tout ménage h, la dépense incompressible totale r^h est calculée à partir de la relation suivante :

$$r^h(r_0) = r_0 \, (1 + 0{,}5 \, (D_{13}^h - D_{12}^h)), \tag{5}$$

Ainsi nous avons fixé la dépense incompressible de chaque ménage de moins de 2 personnes à 0,5 r_0 et celle du ménage de plus de 4 personnes à 1,5 r_0. Le seul paramètre qu'il faut maintenant identifier est donc r_0 que nous choisirons de manière à assurer la concavité en tout point de l'échantillon, *i,e* :

$$y_h - r^h(r_0) > 0 \qquad \forall h = 1, \ldots, H. \tag{6}$$

Dans un premier temps nous avons calculé la plus grande valeur de r_0 qui satisfait cette condition dans la situation d'origine (avant toute réforme), ensuite nous avons fixé arbitrairement r_0 à 0,9 fois cette valeur et assuré ainsi la concavité de la fonction de dépense en tout point dans toutes les situations finales définies par les six réformes proposées [3]. Cette concavité est indispensable pour pouvoir analyser les réformes en termes de bien-être.

2.3 *Traitement des dépenses nulles*

Pour décrire le comportement de consommation des ménages, nous avons retenu une nomenclature de biens et services assez détaillée afin de : (a) éviter d'agréger en une même catégorie des biens qui relèveraient de comportements de consommation différents, (b) respecter au mieux l'homogénéité des taux de TVA à l'intérieur de chaque catégorie de biens. Outre le fait que le taux avant réforme correspondant à une catégorie non homogène variera d'un ménage à un autre selon la structure de sa consommation à l'intérieur de la catégorie, le taux après réforme, et donc le prix après réforme, sera déterminé en même temps que la consommation, ce qui contredit l'hypothèse d'exogénéité des prix. Il est cependant difficile d'éviter absolument cette hétérogénéité sans descendre à un niveau de désagrégation impraticable dans ce type d'étude.

Cependant, comme l'indique le tableau 2, à ce niveau élevé de désagrégation le pourcentage de dépenses nulles est très élevé. Plusieurs travaux récents s'attaquent à ce problème au niveau individuel et proposent différentes approches pour résoudre ce problème soit dans le cas d'une équation (Deaton et Irish (1986) et Atkinson, Gomulka et Stern (1984)), soit dans le cas d'un système de courbes d'Engel (Kay, Keen et Morris (1984), Keen (1986), Blundell et Meghir (1986)) soit, enfin, dans le cas d'un système complet de demandes (Robin (1988) et Meghir et Robin (1988)). Pudney (1985) propose différentes méthodes, mais leur application est à la fois complexe et coûteuse. Ceci donne du reste tout son intérêt à l'approche que nous adoptons ici et qui consiste à regrouper les ménages ayant un même profil socio-démographique en de petits groupes de l'ordre d'une dizaine de ménages. En maintenant les β_i constants d'un ménage à un autre, cette agrégation est tout à fait justifiée sur le plan théorique [4]. Elle présente le double avantage de réduire considérablement la proportion de dépenses nulles, et de justifier un traitement simple des biens durables [5] en les mettant sur le même plan que les autres biens. Ce dernier point repose toutefois sur l'hypothèse que la valeur des services rendus par ces biens est pour chaque groupe de ménages égale à la valeur des dépenses qui leur sont consacrées sur la période. Cette hypothèse paraît plausible dans la mesure où les dépenses en biens durables sont enregistrées séparément dans l'enquête INSEE des « Budgets des Familles 1979 »

3. Voir King (1987) pour des méthodes plus générales qui permettent d'assurer la concavité en tout point de l'échantillon.

4. Ceci n'empêche pas de faire varier à l'étape d'estimation les β_i d'un groupe de ménages à un autre en fonction des caractéristiques socio-démographiques.

5. La prise en compte des biens durables a surtout pour but d'éviter d'introduire un biais dans l'analyse des réformes.

que nous utilisons dans ce travail, et par conséquent la présence d'une dépense nulle pour un bien durable n'est pas liée à la brièveté de la période de l'enquête, mais au fait que le ménage n'a effectivement pas acheté ce bien pendant l'année précédant l'interview.

La procédure de regroupement est la suivante. Dans un premier temps nous avons divisé l'échantillon en des sous-échantillons homogènes par rapport aux modalités des variables âge du chef de ménage (3 modalités), présence d'enfants (2), catégorie de commune (4), statut d'occupation du logement (4), catégorie socio-professionnelle du chef de ménage (4), voir tableau 2 pour les détails sur ces variables. Ensuite, les ménages à l'intérieur de chaque sous-échantillon ainsi obtenu sont rangés par ordre croissant de revenu et rassemblés en des groupes d'effectifs allant de 6 à 15 ménages. Enfin, pour chacun de ces groupes, des moyennes sur les variables intervenant dans la régression ont été calculées. Le classement par ordre de revenu croissant a pour but d'améliorer la précision des estimateurs en réduisant la variabilité intra-groupes. Le nombre final de groupes (ou de ménages représentatifs) ainsi obtenu est 1082 et 349 ménages (sur un total de 10645) ont été exclus dans ce processus parce que la procédure adoptée ne leur permettait pas d'appartenir à des groupes suffisamment nombreux (cette procédure n'est peut-être pas optimale, mais plusieurs autres essais ont conduit à rejeter un nombre de ménages plus important).

La colonne 2 du tableau 3 montre que le regroupement des données a conduit effectivement à une réduction considérable des pourcentages des dépenses nulles pour tous les biens et services sauf pour la catégorie loyer (sûrement à cause des ménages logés gratuitement). La catégorie des durables à taux majoré demeure également problématique, dans la mesure où les dépenses nulles ne sont pas liées à la brièveté de l'enquête.

La dernière colonne du tableau 2 est obtenue en opérant un autre type de sélection sur nos données afin de protéger les résultats d'estimation de l'influence exagérée de certaines observations. La procédure de Cook (1979) a été appliquée 3 fois successivement en excluant à chaque estimation et pour chaque équation l'observation pour laquelle la statistique de Cook est maximale. Le nombre d'exclusions est respectivement de 14, 11 et 12 observations, comme le montre la colonne 3, ceci a ramené la taille de l'échantillon final à 1045 observations et permis de réduire davantage la proportion des dépenses nulles. En tenant compte des poids d'échantillonnage dans l'enquête, l'échantillon final que nous utilisons représente 17 429 936 ménages, soit 93,95 % de l'ensemble des ménages résidents en France en 1979.

3. RÉSULTATS D'ESTIMATION

Les tableaux 4 et 5 donnent les résultats d'estimation finale, *i.e*, les résultats obtenus sur 1045 groupes de ménages. Étant donné la taille de l'échantillon, les R^2 et le nombre de coefficients significatifs (les valeurs des t de Student sont données entre parenthèses) sont manifestement élevés sauf pour les catégories 13

TABLEAU 1
CATÉGORIES DE BIENS

1.	Céréales (1000 à 1007) (*)
2.	Légumes (1010 à 1015)
3.	Fruits (1020 à 1025)
4.	Viandes (1030 à 1066)
5.	Lait et produits pour enfants (1070 à 1074, 1120, 1130)
6.	Corps gras (1080, 1081, 1082)
7.	Aliments divers (1090 à 1098, 1112, 1113, 1202, 1300)
8.	Boissons alcoolisées (1100 à 1108)
9.	Boissons non alcoolisées (1110, 1111, 1114)
10.	Carburant (6200, 6201)
11.	Énergie pour le logement (3101, 3102, 3400 à 3412)
12.	Loyers (3100, 3103, 3110, 3200, 3210)
13.	Santé et produits pharmaceutiques (5200 à 5301)
14.	Transports (6400 à 6413, 7901, 7904)
15.	P.T.T. (6500, 6501, 6502)
16.	Habits et chaussures (2110 à 2403, 2600, 2601, 2700, 4201, 4202, 4203)
17	Services : taux réduit (4430 à 4502, 6301, 7701 à 7705, 7800, 7801, 7803, 8112)
18.	Services : taux normal (1200, 1203, 2500 à 2503, 4110, 4330, 4331, 6210 à 6300, 6302 à 6305, 7123, 7140, 7141, 7200, 7305, 7502, 7630 à 7633, 7706, 7707)
19.	Produits non durables (4105 à 4109, 4400 à 4423, 5100 à 5102, 5310, 5311, 6203, 7122, 7130, 7131, 7214 à 7304, 7500, 7601 à 7623)
20.	Durables : taux normal (4100 à 4104, 4200, 4204 à 4320, 5103, 6110 à 6113, 6202, 7100 à 7102, 7600)
21.	Durables : taux majoré (6100, 7103 à 7121, 7124)
22.	Livres, journaux... (7210, 7211, 7212, 7802, 7805)
23.	Tabac (7400, 7401)

(*) Les références entre parenthèses renvoient à la nomenclature de l'enquête « Budgets des Familles 1979 », voir Moutardier (1982, 173-91).

TABLEAU 2
CARACTÉRISTIQUES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES

	Variables explicatives (*)	Moyenne
D1	Âge du chef de ménage < 35 ans	0,248
D2	Âge du chef de ménage $\geqslant 45$ ans	0,557
D3	Locataire (STOC = 1)	0,402
D4	Accédant à la propriété (STOC = 3)	0,273
D5	Logé gratuitement (STOC = 4)	0,075
D6	Agriculteur ou exploitant agricole (CSC2 = 1, 2)	0,054
D7	Professions libérales et cadres supérieurs (CSC2 = 3, 4, 5)	0,183
D8	Inactifs (CSC2 = 0, 11, 12, 13, 14)	0,233
D9	Communes rurales (CC1 = 1)	0,262
D10	Unités urbaines (moins de 10^5 habitants) (CC1 = 2, 3)	0,292
D11	Unités urbaines (plus de 10^5 habitants) (CC1 = 4)	0,286
D12	Nombre moyen de personnes $\leqslant 2$	0,291
D13	Nombre moyen de personnes > 4	0,247
ND1	Nombre moyen d'enfants d'âge $\leqslant 4$ ans	0,162
ND2	Nombre moyen d'enfants d'âge > 4 et $\leqslant 16$ ans	0,632

Caractéristiques du ménage de référence

- âge $\geqslant 35$ et < 45 ans
- propriétaire (STOC = 2)
- ouvrier, employé ou cadre moyen (CSC2 = 6, 7, 8, 9, 10)
- habite la région parisienne (CC1 = 5, 6)
- nombre moyen de personnes > 2 et $\leqslant 4$
- sans enfant d'âge < 16 ans

(*) La référence INSEE est indiquée entre parenthèses.

D = Dummy, ND = Non dummy.

(Santé), 16 (Habits et chaussures), 19 (non durables), et 22 (Livres etc...). La mauvaise performance du modèle sur la catégorie 16 est surprenante, comparée aux résultats obtenus pour d'autres catégories comme celles des boissons alcoolisées, tabac ou durables généralement plus problématiques.

Pour l'interprétation rappelons que : la ligne β correspond aux propensions marginales à consommer, et chaque π_i^k est défini par la relation $\pi_i^k = d_i^k - \beta_i r_k$. Les résultats sont donc présentés en termes de coefficients réduits. Mais lorsque $r_k = 0$, les π_i^k correspondants s'identifient aux coefficients structurels. Ceci est le cas pour tous les π_i^k autres que π_i^0, π_i^{12} et π_i^{13} relatifs aux effets de la taille du ménage. Les coefficients structurels γ_i^0, γ_i^{12} et γ_i^{13} sont identifiés par le calcul de r_0 (= 18.523 milliers de francs) avec la procédure décrite ci-dessus. Ils sont donnés dans le tableau 6 avec les valeurs correspondantes du t de Student. Tous les coefficients des tableaux 4 à 6 sont exprimés en milliers de francs 1979 (sauf bien entendu pour les β_i). Nous commentons maintenant brièvement l'impact des variables socio-démographiques sur les dépenses des ménages.

TABLEAU 3

POURCENTAGE DES DÉPENSES NULLES

Catégorie	Dépenses nulles (%)			Distribution des parts de budget						
de biens	10645	1082	1045	Min	25 %	Médiane	75 %	Max	Moy	E-T
1.	1,1	0,0	0,0	0,007	0,023	0,031	0,039	0,114	0,033	0,013
2.	4,3	0,0	0,0	0,003	0,020	0,027	0,036	0,108	0,029	0,013
3.	7,5	0,0	0,0	0,002	0,013	0,017	0,023	0,059	0,019	0,008
4.	1,7	0,0	0,0	0,022	0,085	0,108	0,133	0,374	0,112	0,040
5.	4,2	0,0	0,0	0,004	0,022	0,028	0,036	0,085	0,030	0,011
6.	16,1	0,0	0,0	0,001	0,007	0,011	0,016	0,043	0,012	0,007
7.	8,4	0,0	0,0	0,005	0,019	0,026	0,036	0,136	0,029	0,016
8.	28,8	0,0	0,0	0,001	0,015	0,023	0,032	0,123	0,026	0,015
9.	37,7	0,4	0,5	0,0	0,004	0,006	0,008	0,050	0,007	0,004
10.	32,4	1,6	0,8	0,0	0,036	0,053	0,067	0,182	0,052	0,025
11.	11,7	0,0	0,0	0,016	0,052	0,065	0,082	0,178	0,069	0,026
12.	25,0	24,9	23,5	0,0	0,003	0,103	0,144	0,485	0,095	0,072
13.	32,2	0,5	0,5	0,0	0,023	0,039	0,070	0,489	0,053	0,047
14.	47,9	7,2	6,6	0,0	0,004	0,011	0,022	0,175	0,016	0,018
15.	61,8	0,0	0,0	0,001	0,009	0,013	0,018	0,072	0,015	0,009
16.	13,5	0,0	0,0	0,001	0,073	0,094	0,117	0,338	0,097	0,037
17.	47,9	5,0	4,2	0,0	0,012	0,025	0,042	0,195	0,030	0,024
18.	31,0	0,5	0,1	0,0	0,033	0,058	0,085	0,309	0,065	0,044
19.	11,4	0,0	0,0	0,008	0,045	0,063	0,084	0,361	0,069	0,038
20.	36,9	0,5	0,3	0,0	0,029	0,045	0,066	0,204	0,052	0,032
21.	65,5	12,7	11,4	0,0	0,013	0,061	0,099	0,268	0,064	0,053
22.	23,4	0,0	0,0	0,001	0,009	0,014	0,022	0,132	0,017	0,012
23.	54,8	2,4	2,0	0,0	0,004	0,007	0,011	0,030	0,008	0,005

• Âge : L'âge du chef de ménage a un effet monotone non linéaire sur la plupart des dépenses ; les plus jeunes dépensent moins en alimentaire et boissons mais plus en tabac, moins en énergie pour le logement mais plus en énergie pour les véhicules, plus en durables et moins en non durables. Les dépenses de santé sont plus importantes chez les plus âgés.

• Statut d'occupation du logement : Les dépenses incompressibles de logement augmentent de 4,193 MF lorsque le ménage est locataire et de 7,259 MF lorsqu'il est accédant à la propriété. Les locataires et accédants ont des comportements similaires ; ils économisent sur tous les biens pour financer leurs dépenses en logement. Cependant les premiers dépensent plus en tabac et moins sur toutes les formes d'énergie. Les ménages logés gratuitement se comportent dans l'ensemble comme les propriétaires (modalité omise).

• Catégorie socio-professionnelle : Les agriculteurs dépensent plus en alimentaire (peut-être une conséquence un peu perverse de la prise en compte de l'autoconsommation), moins en boissons non alcoolisées, énergie pour le logement, durables, livres et tabac. Être un cadre a un effet positif sur les dépenses de logement, énergie pour le logement et services.

• Communes : Les ménages de la région parisienne dépensent moins en alimentaire (ceci n'inclut pas les consommations prises à l'extérieur), énergie et durables, plus pour les transports, le logement et les services à taux intermédiaires, moins pour les carburants et l'alimentation.

• Taille du ménage : Une comparaison des trois colonnes du tableau 6 montre que les dépenses augmentent avec la taille du ménage pour tous les biens et services, mais qu'une économie d'échelle se produit pour l'alimentaire et l'alcool (le supplément de dépense en ces biens lorsque la taille dépasse 4 personnes est plus faible que l'économie réalisée pour moins de 2 personnes).

• Enfants : Les enfants de moins de 5 ans augmentent les dépenses en légumes, produits laitiers, énergie pour le logement et santé, et diminuent les dépenses de transports, habits et chaussures, services et livres. Les catégories correspondantes pour les enfants entre 5 et 16 ans sont les légumes, viandes, produits laitiers, corps gras et énergie pour les voitures, d'un côté, transport et services, d'un autre côté.

Le tableau 7 décrit la distribution des élasticités revenu e_i sur l'échantillon pour des observations ayant des parts de budgets w_i non nulles, ainsi que les élasticités $\bar{e}_i = (\beta_i / \bar{w}_i)$, calculées au point moyen et leurs écarts-types. Les élasticités prix propres sont approximativement proportionnelles aux élasticités revenu.

TABLEAU 4

RÉSULTATS D'ESTIMATION (OLS ÉQUATION PAR ÉQUATION)

	w_1	w_2	w_3	w_4	w_5	w_6	w_7	w_8	w_9	w_{10}	w_{11}	w_{12}
β_i	0,0135	0,0136	0,010	0,0577	0,0139	0,0041	0,0212	0,0240	0,0038	0,0585	0,0363	0,0695
	(16,1)	(15,8)	(15,4)	(20,5)	(18,5)	(9,1)	(13,0)	(15,8)	(9,8)	(26,4)	(18,8)	(5,8)
π_i^0	0,7373	0,7051	0,5683	2,6653	0,5637	0,2689	0,9449	0,0433*	0,1759	−0,5085	2,0651	−1,2751
	(8,7)	(8,1)	(8,7)	(9,4)	(7,4)	(6,0)	(5,8)	(0,3)	(4,5)	(−2,3)	(0,7)	(−2,9)
γ_i^1	−0,0642*	−0,3099	−0,2274	−0,6507	−0,1172	−0,0584*	−0,2337*	−0,0986*	−0,0688	0,6095	−0,4554	0,2492*
	(−1,2)	(−5,8)	(−5,7)	(−3,8)	(−2,5)	(−2,1)	(−2,3)	(−1,1)	(−2,8)	(4,5)	(−3,8)	(0,9)
γ_i^2	0,2915	0,2488	0,0806	0,8425	0,2347	0,1433	−0,0088*	0,1636	0,0475*	−0,2249*	0,4549	−1,2934
	(6,2)	(5,1)	(2,2)	(5,3)	(5,5)	(5,7)	(−0,1)	(1,9)	(2,1)	(−1,8)	(4,2)	(−5,3)
γ_i^3	−0,1920	−0,1871	−0,0999	−0,6385	−0,1096	−0,0755	−0,1534	−0,0122*	0,0163*	−0,2533	−0,6351	4,1932
	(−7,3)	(−6,9)	(−4,9)	(−7,3)	(−4,7)	(−5,4)	(−3,0)	(−0,3)	(1,3)	(−3,7)	(−10,6)	(30,6)
γ_i^4	−0,2309	−0,2103	−0,0847	−0,8604	−0,1865	−0,0969	−0,2803	−0,1923	−0,0577	−0,1525*	0,1948*	7,2590
	(−5,8)	(−5,1)	(−2,8)	(−6,5)	(−5,2)	(−4,6)	(−3,7)	(−2,7)	(−3,1)	(−1,5)	(2,1)	(34,9)
γ_i^5	−0,0426*	−0,0799*	0,0465*	−0,0581*	0,2003	−0,0377*	0,2260	0,2306	0,0425*	−0,0877*	−1,0875	0,0465*
	(−1,1)	(−2,0)	(1,5)	(−0,4)	(5,7)	(−1,8)	(3,0)	(3,2)	(2,3)	(−0,8)	(−12,0)	(0,2)
γ_i^6	0,2127	0,0930*	−0,0753*	0,7595	0,2083	0,0975	0,0449*	−0,0381*	−0,1146	0,1142*	−0,7055	0,6106*
	(3,8)	(1,6)	(−1,8)	(4,1)	(4,2)	(3,3)	(0,4)	(−0,4)	(−4,5)	(1,0)	(−5,6)	(2,1)
γ_i^7	−0,1105	−0,1288	0,0223*	−0,0824*	−0,0808*	−0,0438*	−0,1260*	−0,2937	−0,0487	−0,0012*	0,5496	1,7047
	(−2,7)	(−3,0)	(0,7)	(−0,6)	(−2,2)	(−2,0)	(−1,6)	(−3,9)	(−2,5)	(−0,0)	(5,8)	(7,9)
γ_i^8	−0,1165	−0,0356*	0,0322*	−0,3284	−0,0396*	0,0138*	−0,0373*	−0,0545	−0,0255*	−0,6528	−0,01884*	0,9315
	(−4,0)	(−1,2)	(1,4)	(−3,3)	(−1,5)	(0,9)	(−0,7)	(−1,0)	(−1,9)	(−8,4)	(−0,3)	(6,1)
γ_i^9	0,2028	0,1635	−0,0737*	0,4624	−0,0384*	0,1495	−0,4504	0,2699	−0,0447*	1,2410	−0,5165	−1,0018
	(4,6)	(3,6)	(−2,2)	(3,1)	(−1,0)	(6,4)	(−5,3)	(3,4)	(−2,2)	(10,7)	(−5,1)	(−4,4)
γ_i^{10}	0,1229	0,1847	−0,0297*	0,3413	0,1062	0,1131	−0,3771	0,1512*	−0,0219*	0,9277	−0,2855	−1,0965
	(3,0)	(4,4)	(−0,9)	(2,5)	(2,8)	(5,2)	(−4,7)	(2,0)	(−1,1)	(8,6)	(−3,0)	(−5,1)
γ_i^{11}	0,1240	0,1612	−0,0116*	0,2417*	0,0775*	0,1183	−0,4471	0,1449*	0,0052*	0,8569	−0,2177*	−0,8761
	(3,0)	(3,8)	(−0,4)	(1,8)	(2,1)	(5,4)	(−5,6)	(1,9)	(0,3)	(7,9)	(−2,3)	(−4,1)
π_i^{12}	−0,2236	−0,2379	−0,1534	−1,2337	−0,2344	−0,1315	−0,0861*	−0,1334*	−0,0653	−0,2982	−0,2713	0,8044
	(−6,5)	(−6,7)	(−5,8)	(−10,7)	(−7,6)	(−7,2)	(−1,3)	(−2,1)	(−4,1)	(−3,3)	(−3,5)	(4,5)
π_i^{13}	0,1858	−0,0066*	0,0308*	0,3513*	0,1123*	0,0504*	0,0528*	−0,1822*	−0,0061*	0,3276*	−0,4279	−0,1323
	(3,3)	(−0,112)	(0,7)	(1,9)	(2,2)	(1,7)	(0,5)	(−1,8)	(−0,2)	(2,2)	(−3,3)	(−0,4)
γ_i^{14}	0,0564*	0,1594	0,0143*	0,2791*	0,6055	−0,0118*	−0,0067*	−0,0852*	0,0461*	−0,3512*	0,5836	0,5798*
	(0,9)	(2,4)	(0,3)	(1,3)	(10,7)	(−0,4)	(−0,1)	(−0,8)	(1,6)	(−2,1)	(4,0)	(1,8)
γ_i^{15}	0,2792	0,1196	0,0294*	0,5715	0,2378	0,1081	0,1230*	−0,0598*	0,0361*	−0,3798	0,1677*	0,1054*
	(8,0)	(3,3)	(1,1)	(4,9)	(7,6)	(5,8)	(1,8)	(−0,9)	(2,2)	(−4,1)	(2,1)	(0,6)
R^2	0,65	0,64	0,49	0,60	0,61	0,63	0,14	0,15	0,20	0,35	0,56	0,71

TABLEAU 5

RÉSULTATS D'ESTIMATION (SUITE ET FIN)

	w_{13}	w_{14}	w_{15}	w_{16}	w_{17}	w_{18}	w_{19}	w_{20}	w_{21}	w_{22}	w_{23}
β_i	0,0525	0,0212	0,0148	0,1182	0,0501	0,1035	0,0955	0,0633	0,1296	0,0199	0,0053
	(11,5)	(12,6)	(17,6)	(31,1)	(20,1)	(24,6)	(24,9)	(19,3)	(25,9)	(16,0)	(10,6)
π_i^0	−0,0915*	0,9886	0,4187	--0,4180*	−1,3094	−0,8880*	−0,9721	−0,7985	−4,0741	−0,0158*	0,2000
	(−0,2)	(5,8)	(5,0)	(−1,1)	(−5,2)	(−2,1)	(−2,5)	(−2,4)	(−8,1)	(−0,1)	(4,0)
γ_i^1	−0,1833*	0,0323*	−0,1261	--0,0362*	0,4100	0,2462*	−0,5680	0,8333	0,7581	−0,0572*	0,1167
	(−0,7)	(0,3)	(−2,4)	(−0,2)	(2,7)	(1,0)	(−2,4)	(4,1)	(2,5)	(−0,7)	(3,8)
γ_i^2	0,8361	−0.1731*	0,1166	--0,3530*	0,1844*	−0,3515*	−0,1799*	−0,6302	−0,3670*	−0,0573*	−0,0052*
	(3,3)	(−1,8)	(2,5)	(−1,6)	(1,3)	(−1,5)	(−0,8)	(−3,4)	(−1,3)	(−0,8)	(−0,2)
γ_i^3	−0,1677*	0,0122*	−0,1925	--0,3048	−0,2359	−0,1090*	−0,3651	−0,1087*	−0,3630*	−0,1016	0,0832
	(−1,2)	(0,2)	(−7,3)	(−2,6)	(−3,0)	(−0,8)	(−3,1)	(−1,1)	(−2,3)	(−2,6)	(5,3)
γ_i^4	−0,4961*	−0,2644	−0,148*	--0,9524	−0,6479	−0,8360	−0,4747	0,0183*	−1,1425	−0,2154	−0,0755
	(−2,3)	(−3,3)	(−0,4)	(−5,3)	(−5,5)	(−4,2)	(−2,6)	(0,1)	(−4,8)	(−3,7)	(−3,2)
γ_i^5	0,2233*	0,0527*	−0,1991	0,0909*	0,0773*	−0,0272*	0,0872*	0,1652*	−0,0085*	0,1061*	0,0333*
	(1,0)	(0,7)	(−5,0)	(0,5)	(0,7)	(−0,1)	(0,5)	(1,1)	(−0,0)	(1,8)	(1,4)
γ_i^6	−0,1159*	−0,1118*	0,0447*	0,2742*	0,3067*	−0,1820*	−0,1490*	−0,6562	−0,2737*	−0,2040	−0,1703
	(−0,4)	(−1,0)	(0,8)	(1,1)	(1,9)	(−0,7)	(−0,6)	(−3,1)	(−0,8)	(−2,5)	(−5,2)
γ_i^7	−0,4773*	0,1827*	0,1526	--0,1122*	0,6442	0,0322*	−0,7169	−0,6852	−0,3521*	0,0629*	−0,0917
	(−2,1)	(2,2)	(3,7)	(−0,6)	(5,2)	(0,2)	(−3,8)	(−4,2)	(−1,4)	(1,0)	(−3,7)
γ_i^8	0,3963	0,0921*	0,1379	0,0988*	0,1845*	−0,2485*	−0,0388*	0,0056*	−0,2601*	0,0636*	−0,1002
	(2,5)	(1,6)	(4,7)	(0,7)	(2,1)	(−1,7)	(−0,3)	(0,0)	(−1,5)	(1,5)	(−5,7)
γ_i^9	−0,3466*	−1,2954	−0,5699	−0,5017	0,1330*	−0,2027*	0,1625*	0,7280	1,8217	−0,0736*	−0,0296*
	(−1,4)	(−14,7)	(−12,9)	(−2,5)	(−1,0)	(−0,9)	(0,8)	(4,2)	(7,0)	(−1,1)	(−1,1)
γ_i^{10}	−0,5592	−1,1691	−0,4570	−0,1434*	0,0032*	−0,3011*	0,3352*	0,8939	1,2582	0,0122*	−0,0093*
	(−2,5)	(−14,2)	(−11,1)	(−0,8)	(0,0)	(−1,5)	(1,8)	(5,6)	(5,1)	(0,2)	(−0,4)
γ_i^{11}	−0,5189*	−0,9573	−0,4102	0,0306*	−0,0167*	−0,5287	0,1296*	0,7105	1,3009	0,0885*	−0,0055*
	(−2,3)	(−11,6)	(−10,0)	(0,2)	(−0,1)	(−2,6)	(0,7)	(4,4)	(5,3)	(1,5)	(−0,2)
π_i^{12}	−0,1182*	0,0504*	0,0269*	0,2104*	0,3184	0,4559	0,4146	0,1376*	0,8867	−0,0159*	−0,1023
	(−0,6)	(0,7)	(0,8)	(1,4)	(3,1)	(2,7)	(2,7)	(1,0)	(4,3)	(−0,3)	(−5,0)
π_i^{13}	0,1228*	0,1022*	−0,0813*	0,1735*	0,0422*	−0,0491*	−0,4117*	−0,0099*	−0,3608*	0,0944*	0,0216*
	(0,4)	(0,9)	(−1,4)	(0,7)	(0,3)	(−0,2)	(−1,6)	(−0,0)	(−1,1)	(1,1)	(0,6)
γ_i^{14}	0,9506	−0,5951	0,0260*	−0,9737	0,0081*	−0,9121	0,4657*	−0,5149*	0,0043*	−0,3183	−0,0102*
	(2,7)	(−4,7)	(0,4)	(−3,4)	(0,0)	(−2,9)	(1,6)	(−2,1)	(0,0)	(−3,4)	(−0,3)
γ_i^{15}	−0,0288*	−0,1894	−0,0059*	0,1488*	0,2177*	−0,7263	−0,2362*	−0,1441*	−0,3604*	−0,0052*	−0,0084*
	(−0,2)	(−2,7)	(−0,2)	(0,9)	(2,1)	(−4,2)	(−1,5)	(−1,1)	(−1,7)	(−0,1)	(−0,4)
R^2	0,10	0,31	0,31	0,12	0,18	0,19	0,08	0,17	0,28	0,08	0,24

* Non significatif au seuil de 1 %.

TABLEAU 6

VARIATION DES DÉPENSES INCOMPRESSIBLES EN FONCTION DE LA TAILLE DU MÉNAGE

	$\gamma_i^0 = \pi_i^0 + \beta_i r_0$	$\gamma_i^{12} = \pi_i^{12} + \beta_i r_{12}$	$\gamma_i^{13} = \pi_i^{13} + \beta_i r_{13}$
1.	0,987	−0,349	0,310
	(11,5)	(−10,0)	(5,4)
2.	0,957	−0,364	0,119
	(10,9)	(−10,1)	(6,0)
3.	0,753	−0,246	0,122
	(11,4)	(−9,1)	(2,8)
4.	3,734	−1,768	0,885
	(23,0)	(−15,1)	(4,7)
5.	0,821	−0,363	0,241
	(10,7)	(−11,3)	(4,7)
6.	0,345	−0,169	0,078
	(7,5)	(−8,9)	(2,6)
7.	1,338	−0,282	0,249*
	(8,1)	(−4,1)	(2,2)
8.	0,488*	−0,356	0,040*
	(3,2)	(−5,6)	(0,2)
9.	0,246	−0,100	0,029*
	(13,7)	(−6,3)	(1,1)
10.	0,576	−0,840	0,869
	(2,5)	(−9,0)	(5,8)
11.	2,736	−0,607	−0,092*
	(14,1)	(−7,5)	(−0,7)
12.	0,012*	0,161*	0,511
	(0,1)	(0,8)	(5,7)
13.	0,835*	−0,604	0,609*
	(1,8)	(−3,1)	(2,0)
14.	1,381	−0,146*	0,298
	(8,0)	(−2,1)	(2,6)
15.	0,693	−0,110	0,055*
	(8,1)	(−3,1)	(1,0)
16.	1,768	−0,883	1,266
	(4,6)	(−5,6)	(4,9)
17.	−0,382*	−0,145*	0,505
	(−1,5)	(−1,4)	(3,0)
18.	1,035	−0,503	0,904
	(2,4)	(−2,9)	(3,2)
19.	0,797*	−0,470	0,473*
	(2,0)	(−2,9)	(1,2)
20.	0,374*	−0,449	0,576
	(1,1)	(−3,3)	(2,6)
21.	−1,674	−0,314*	0,839
	(−3,3)	(−1,5)	(2,5)
22.	0,354	−0,201	0,280
	(2,8)	(3,9)	(3,3)
23.	0,298	−0,151	0,071*
	(5,8)	(−7,2)	(2,1)

$r_0 = 18{,}523$, $r_{12} = -0{,}5\ r_0$, $r_{13} = 0{,}5\ r_0$

* Non significatif au seuil de 1 %.

TABLEAU 7
DISTRIBUTION DES ÉLASTICITÉS REVENU

	Min	25 %	Médiane	75 %	95 %	$\bar{e}_i = e_i$ au point moyen	$E\text{-}T(\bar{e}_i)$
1.	0,118	0,343	0,432	0,579	0,905	0,418	0,026
2.	0,126	0,377	0,505	0,686	1,144	0,472	0,030
3.	0,169	0,434	0,569	0,756	1,151	0,531	0,034
4.	0,154	0,433	0,534	0,682	1,025	0,519	0,025
5.	0,164	0,388	0,492	0,631	0,962	0,469	0,025
6.	0,094	0,261	0,365	0,550	0,955	0,333	0,036
7.	0,155	0,593	0,823	1,113	1,820	0,720	0,055
8.	0,195	0,745	1,062	1,580	3,054	0,943	0,060
9.	0,076	0,450	0,642	0,903	1,712	0,569	0,058
10.	0,322	0,871	1,103	1,606	4,526	1,105	0,042
11.	0,204	0,442	0,562	0,698	1,026	0,528	0,028
12.	0,143	0,439	0,585	0,749	4,715	0,716	0,045
13.	0,107	0,746	1,329	8,590	6,976	1,010	0,088
14.	0,121	0,916	1,844	4,119	17,117	1,304	0,104
15.	0,206	0,814	1,108	1,616	3,492	0,992	0,056
16.	0,350	1,013	1,257	1,618	2,812	1,216	0,039
17.	0,256	1,151	1,913	3,627	12,841	1,615	0,080
18.	0,335	1,211	1,789	3,093	7,648	1,604	0,065
19.	0,264	1,310	1,514	2,103	3,718	1,387	0,056
20.	0,311	0,953	1,396	2,137	5,310	1,211	0,063
21.	0,431	1,252	1,863	4,258	37,612	2,000	0,077
22.	0,152	0,918	1,425	2,278	4,512	1,182	0,074
23.	0,177	0,487	0,746	1,219	3,207	0,661	0,062

4. MÉTHODOLOGIE DE SIMULATION

4.1 *Définition des réformes*

Nous nous plaçons dans un cadre d'analyse partielle en supposant que le vecteur de prix à la production, q, est constant et que p ne diffère de q que du fait de la TVA. Ainsi si t désigne le vecteur des taux de TVA, $p_i = (1+t_i)\, q_i$. Le passage de t_i^0 à t_i^1 fait passer le prix du bien i de 1 à :

$$p_i^1 = \frac{1+t_i^1}{1+t_i^0}$$

Une situation b sera définie par le couple $b = (p, y)$, où p désigne le vecteur de prix en vigueur et y le vecteur des dépenses totales. Une réforme sera définie par l'application $b^0 \rightarrow b^1$ où b^0 et b^1 sont les situations de pré-et post-réforme.

Excepté la réforme 5, toutes les réformes opèrent à revenu fiscal de l'État constant. Ceci implique, soit que les caractéristiques de la réforme sont calculées en tenant compte de cette contrainte, soit qu'un processus de redistribution (prélèvement) de l'excédent (déficit) des recettes fiscales est mis en oeuvre.

Soit R le revenu fiscal prélevé sur la consommation des ménages, la contrainte budgétaire de l'État s'écrit:

$$R^0 = \sum_{h=1}^{H} \omega_h y_h^0 \sum_{i=1}^{n} \frac{t_i^0}{1+t_i^0} W_{ih}^0 = \sum_{h=1}^{H} \omega_h y_h^1 \sum_{i=1}^{n} \frac{t_i^1}{1+t_i^1} W_{ih}^1 - T \sum_{h=1}^{H} \omega_h, \quad (7)$$

où a_h désigne le poids d'échantillonnage attribué au ménage h, et T le montant du paiement forfaitaire (éventuellement négatif) par ménage. Nous supposons que les ménages allouent ce montant T intégralement à la consommation.

Les parts de budget de pré-réforme W_h^0 correspondent aux dépenses observées dans l'enquête. Ceux de post-réforme W_h^1 sont obtenues à partir du système d'équations (3) évalué en p^1 et $y_h^1 = \quad y_h^0 + T$, plus un terme aléatoire égal à l'erreur de prédiction dans la situation initiale:

$$W_h^1 = \hat{W}_h^1 + \hat{u}_h^0,$$

où $\hat{u}_h^0 = W_h^0 - \hat{W}_h^0$. Une autre approche consisterait à utiliser $\hat{W}_h^1$ et $\hat{W}_h^0$ et correspond à une simulation déterministe, alors que celle que nous adoptons ici s'apparente plutôt à une simulation stochastique (voir également Blundell *et al.* (1986) et Ahmad et Stern (1984)).

Dans cette étude, la seule réforme pour laquelle T n'est pas égal à zéro est la réforme 4. Pour toutes les autres réformes à revenu fiscal constant, l'équilibre budgétaire de l'État exige le calcul d'un taux de taxe résiduel à partir de la contrainte (7). Celle-ci est une équation implicite qui doit être dans la plupart des cas résolu itérativement. Cependant, pour la réforme 1, le taux de taxe uniforme est simplement:

$$\tau = \frac{R^0}{Y - R^0},$$

où $Y := \sum_{h=1}^{H} \omega_h y_h$ est la dépense totale agrégée des ménages. Ce résultat est intéressant dans la mesure où il implique que τ est indépendant des hypothèses faites sur les préférences des ménages. En revanche, dans tous les autres cas, le taux de taxe résiduel dépend de telles hypothèses.

Pour la réforme 4, notre choix du *LES* conduit à l'expression suivante du paiement forfaitaire T:

$$T = \frac{R^0 - R(0)}{\sum_{h=1}^{H} \omega_h y_h^0} \left(-1 + \sum_{j=1}^{n} \frac{t_j^1}{1+t_j^1} \beta_j\right)$$

où R (0) est le revenu fiscal qui aurait été prélevé en l'absence de paiement forfaitaire, obtenu en posant $T = 0$ (donc $y_h^1 = y_h^0$) dans le membre de droite de l'équation (7) ainsi que dans l'expression de W_h^1.

4.2 *Mesures de variations du bien-être individuel*

Cette sous-section décrit brièvement les outils analytiques utilisés pour la simulation des réformes. Pour plus de détails nous référons aux articles de King (1983a et b).

La fonction de revenu équivalent du ménage h, $y_{Eh} = f_h(p^R; p, y_h)$, est définie par:

$$v_h(p^R, y_{Eh}) = v_h(p, y_h), \tag{8}$$

où v_h est la fonction d'utilité indirecte du ménage h et p^R un vecteur de prix de référence.

Les variations de bien-être individuel consécutives au passage de la situation b^0 à la situation b^1 seront décrites par le vecteur des gains équivalents GE définie par:

$$GE_h = y_{Eh}^1 - y_{Eh}^0, \tag{9}$$

Le gain équivalent GE_h fournit une mesure exacte de la variation de bien-être indépendamment du choix de p^R. Cependant, pour le problème qui nous intéresse il est préférable de choisir le vecteur de prix initial comme vecteur de prix de référence, ce qui nous permettra de comparer les différentes réformes proposées.

Pour une réforme marginale, ne mettant en jeu que les prix, GE_h prend la forme $-x_h^0\,dp$ où x_h^0 désigne le vecteur de demandes du ménage h dans la situation initiale. Lorsque la réforme n'est pas marginale, il est commode de donner une première évaluation des effets de la réforme en utilisant la mesure:

$$GI_h = (p^0 - p^1)\,x_h^0, \tag{10}$$

Cette mesure que nous appellerons « gain immédiat » a pour avantage de ne pas nécessiter la simulation des réactions des ménages et donc de ne mettre en jeu aucune hypothèse sur leur comportement. En revanche, c'est évidemment une mesure très grossière de la variation du bien-être du ménage h dans la mesure où elle ignore le comportement de substitution que celui-ci est amené à adopter afin de préserver son pouvoir d'achat.

Il est clair que si le gain immédiat GI_h est positif, le niveau de bien-être du ménage h après la réforme est supérieur à son niveau de bien-être initial, et donc son gain équivalent GE_h sera aussi positif. Le nombre de ménages pour lesquels GI_h est positif est donc une borne inférieure au nombre de ménages qui profitent effectivement de la réforme (*i.e*, $GE_h > 0$). En revanche, le cas de $GI_h < 0$ ne permet pas de conclure dans la mesure où le ménage pourrait réallouer sa consommation de manière à obtenir, au nouveau système de prix, un niveau de bien-être plus élevé que dans la situation initiale.

4.3 *Impact social*

Le dernier volet de l'analyse fait intervenir une fonction d'utilité sociale de Bergson-Samuelson F, dont les arguments sont des revenus équivalents normalisés $y^*_{Eh} = f(p^R, c^R; p, y_h, c_h)$, définis par:

$$v_h(p, y_h) = v(p, y_h, c_h) = v(p^R, y^*_{Eh}, c^R), \tag{11}$$

où c_h est un vecteur de caractéristiques socio-démographiques du ménage h.

Pour le système linéaire de dépenses, on vérifie aisément que le revenu équivalent y_E a pour expression

$$y_E = p^R\gamma + (y - p\gamma) \prod_{i=1}^{n} (p_i^R/p_i)\beta_i, \tag{12}$$

tandis que le revenu équivalent normalisé y^*_E s'écrit:

$$y^*_E = p^R\gamma^R + (y - p\gamma) \prod_{i=1}^{n} (p_i^R/p_i)\beta_i, \tag{13}$$

où γ^R correspond au vecteur c^R et tous les γ_i varient en fonction des caractéristiques c de chaque ménage. Comme l'indique Trognon (1981), chacun de ces revenus équivalents est la somme de deux éléments, le premier correspondant à un besoin vital et le second à un effet de niveau de vie. On voit que la normalisation revient dans le cas du LES à fixer la dépense incompressible au niveau de celle du ménage de référence. À partir des relations (9), (12) et (13) on montre facilement que dans le cas du LES avec les β_i identiques pour tous les ménages, le gain équivalent est indépendant de la normalisation choisie[6].

La normalisation des revenus équivalents vise à l'amélioration de la comparabilité inter-ménages des niveaux de bien-être.

Afin de permettre au décideur collectif de tenir compte d'éventuels changement de positions des ménages dans la distribution du bien-être, King (1983b) introduit comme argument de F un vecteur s défini par:

$$s_h = \frac{1}{\bar{y}} \mid \dot{y}_h - y_{ah} \mid, \tag{14}$$

où $\dot{y}_1, \ldots, \dot{y}_H$ est la distribution $y^1_1, \ldots, y^1_H$ réordonnée par ordre croissant et y_{ah} est le revenu équivalent, dans la situation finale, du ménage qui occupait le rang h dans la distribution initiale réordonnée par ordre croissant. Ce nombre sera nul pour un ménage dont la réforme ne modifie pas le rang.

Nous supposons que F est strictement quasi concave, croissante et homothétique en y, décroissante en s, et symétrique pour les couples (y_h, s_h).

6. Voir Baccouche et Laisney (1988) pour les conditions sous lesquelles cette propriété demeure satisfaite lorque les β_i sont fonction de diverses caractéristiques socio-démographiques.

La fonction de bien-être social s'écrit $F(y, s)$, avec s égal à zéro dans la situation initiale. Parallèlement au gain équivalent *GE*, on définit le gain social équivalent *GS* par:

$$F(y^0 + GS; 0) = F(y^1; s) \tag{15}$$

Les hypothèses émises ci-dessus permettent d'écrire F sous la forme suivante:

$$F = \bar{y}(1-I_H)(1-I_V), \tag{16}$$

où I_v est l'indice d'inégalité verticale d'Atkinson (1970) et I_H l'indice d'inéquité horizontale de King définie par:

$$F((1-I_H)\, y; 0) = F(y; s)$$

En donnant à F une forme additive King (1983b) montre que les indices d'inégalité définis ci-dessus sont alors donnés par:

$$\begin{aligned}
I_H &= 1 - \left[\frac{\sum_{h=1}^{H} (y_h e^{-\eta s_h})^k}{\sum_{h=1}^{h} y_h^k} \right]^{1/k} && \text{si } k \neq 0 \\
&= 1 - e^{-\eta \bar{s}} && \text{si } k = 0 \qquad (17) \\
I_v &= 1 - \left[\frac{1}{H} \sum_{h=1}^{H} \left(\frac{y_h}{\bar{y}} \right)^k \right]^{1/k} && \text{si } k \neq 0 \\
&= 1 - \exp\left[\frac{1}{H} \sum_{h=1}^{H} \ln \left(\frac{y_h}{\bar{y}} \right) \right] && \text{si } k = 0.
\end{aligned}$$

Le coefficient η s'interprète comme le degré d'aversion pour l'inéquité horizontale et $\varepsilon = 1 - k$ est le coefficient d'aversion pour l'inégalité verticale d'Atkinson. Ils varient tous deux entre 0 et ∞, et on voit que I_V s'annule pour $\varepsilon=0$, et I_H pour $\eta=0$.

Cette spécification de F a l'avantage de décrire une famille de fonctions d'utilité sociale paramétrée par deux coefficients ε et η qui ont une signification intuitive. Pour l'analyse d'une réforme fiscale il est intéressant de caractériser les couples (ε, η) qui correspondent à l'indifférence entre la réforme et le statu quo.

L'ensemble de ces points est une courbe définie implicitement par la relation:

$$F^0 = \bar{y}_E^0(1-I_V^0) = \bar{y}_E^1(1-I_V^1)(1-I_H^1), \tag{18}$$

qui partage le plan en deux zones, l'une correspondant aux fonctions d'utilité sociale qui amènent à mettre en oeuvre la mesure proposée, l'autre à celles qui conduisent à préférer le statu quo.

4.4 *Désirabilité sociale de la réforme au sens de Willig*

Willig (1981) propose une approche de la désirabilité sociale de la réforme qui permet de prendre en compte à la fois l'efficacité sociale et certaines considérations éthiques sans passer par une fonction de bien-être social. Cette approche repose sur la comparaison des distributions de revenu équivalent normalisé avant et après réforme, rangée chacune par ordre croissant. La distribution y^{*1}_{Eh} est dite préférée, au sens de Willig, à la distribution y^{*0}_{Eh} si et seulement si :

$$\sum_{h=1}^{k} y^{*1}_{Eh} > \sum_{h=1}^{k} y^{*0}_{Eh}, \qquad k=1,\ldots,H.$$

En d'autres termes, la réforme est préférée au statu quo, si et seulement si, pour tout k entre 1 et H, elle augmente le bien-être total des k ménages les plus pauvres. Ceci couvre à la fois le critère de Rawls ($k=1$) et le critère de Hicks ($k=H$). Selon cette définition une réforme socialement désirable peut abaisser le niveau de bien-être total au sein d'un groupe de ménages pourvu que le gain total réalisé par l'ensemble des ménages les plus pauvres fasse plus que compenser cette baisse. Ce critère est donc nettement plus faible que le principe de Pareto, lequel est en pratique de peu d'utilité lorsque l'on considère un grand nombre de ménages.

L'application que nous faisons de l'approche de Willig consiste à représenter pour chaque réforme le graphe correspondant à :

$$\sum_{h=1}^{K} (y^{*1}_{Eh} - y^{*0}_{Eh}), \qquad k=1,\ldots,H$$

Il est clair que si la courbe correspondant à ce graphe est située au-dessus (resp. en dessous) de l'axe des zéros, nous conclurons sans ambiguïté en faveur de la réforme (resp. du statu quo).

Pour terminer ce chapitre notons que toutes les mesures que nous venons de présenter reposent sur le concept de revenu équivalent. L'évaluation de celui-ci passe par l'estimation des paramètres d'un système complet de demandes. Comme ces paramètres ne sont pas connus avec exactitude, il est souhaitable de prendre en compte le caractère stochastique des différentes mesures de bien-être de manière à pouvoir distinguer les variations statistiquement significatives de celles qui ne le sont pas. La méthode de calcul des écarts-types des gains équivalents individuels et social est décrite par King (1983 a. p. 200-201, 210-211). Les formules générales et leur application pour le LES et les réformes étudiées sont données par Baccouche et Laisney (1988).

5. Résultats de simulation

Dans cette section nous donnons les résultats de simulation des six réformes proposées en introduction et calculées suivant la méthodologie décrite dans le chapitre précédent.

La comparaison des réformes se fera par rapport à une situation commune qui est celle qui prévalait en 1979 (statu quo). Mises à part quelques différences mineures, cette situation est aussi celle qui prévalait en 1982, avant la réforme du premier juillet 1982. Dans cette situation tous les prix sont normalisés à 1 ; les valeurs des taux de TVA correspondant aux 23 catégories de biens et services avant et après juillet 1982 sont données dans le tableau 8.

TABLEAU 8

TAUX DE TVA AVANT ET APRÈS LA RÉFORME DE JUILLET 1982 (EN %)

	Avant	Après		Avant	Après		Avant	Après
1	7,0	5,5	9	17,6	18,6	17	7,0	7,0
2	7,0	5,5	10	17,6	18,6	18	17,6	18,6
3	7,0	5,5	11	17,6	18,6	19	17,6	18,6
4	7,0	5,5	12	0,8	0,8	20	17,6	18,6
5	7,0	5,5	13	7,0	7,0	21	33,3	33,3
6	7,0	6,4	14	7,0	7,0	22	7,0	7,0
7	10,5	6,4	15	0,0	0,0	23	33,3	33,3
8	17,6	18,6	16	17,6	18,6			

Le tableau 9 donne les taux de taxes résiduels qui assurent la neutralité du revenu fiscal de l'État pour les réformes 1, 2, 3 et 6. Les deux premières lignes de ce tableau correspondent aux taux que nous avons calculés avec et sans la prise en compte des réactions des ménages. Pour la réforme 6, le taux de taxe résiduel est obtenu en fixant à 8,5 % le taux réduit. Les deux dernières lignes donnent les valeurs correspondantes calculées par Bazy-Malaurie *et al.* à partir (a) des mêmes données utilisées ici avec toutefois un regroupement différent des biens et sans regroupement des ménages (b) des données de la comptabilité nationale. La combinaison des tableaux 8 et 9, d'une part et l'information que les taux réduits concernent les catégories 1 à 7, 12 à 15, 17 et 22, d'autre part, permet au lecteur de voir quels sont les taux de taxes appliqués après chaque réforme.

TABLEAU 9

TAUX DE TAXE RÉSIDUELS POUR LES RÉFORMES À REVENU CONSTANT (EN %)

	Réforme 1	Réforme 2	Réforme 3	Réforme 6
Avec réaction	12,51	22,08	29,15	18,68
		(0,006)*	(0,012)	(0,003)
Sans réaction	14,30	19,72	25,67	16,73
Bazy-Malaurie *et al.*	14,70	19,10	22,00	—
Comptabilité nationale	15,0	19,30	21,90	—

* Entre parenthèses : les écarts-types estimés des taux de taxe résiduel.

Le calcul du taux unique pour la réforme 1 repose uniquement sur les demandes observées avant réforme et il est dans ce sens mesuré sans erreur. Les 3 autres taux de taxe résiduels dépendent des paramètres estimés mais ils sont tous bien déterminés.

Malgré la prise en compte des biens durables dans l'analyse, nous trouvons de nouveau que la réforme 5 conduit à un déficit dans le budget de l'État de l'ordre de 903,395 millions de francs, qui devrait (selon la réforme 4) effectuer un prélèvement forfaitaire égal à 59 francs par ménage pour le financement de ce déficit. Ce chiffre n'est cependant pas significatif puisque son écart-type est égal à 140 francs. Si on ne prend pas en compte les réactions des ménages, le montant de ce déficit budgétaire est moins important et est égal à 540,56 millions de francs 1979 (MF79).

Dans les sections 5.1 et 5.2 nous discutons respectivement l'impact des réformes sur le bien-être au niveau individuel et au niveau social.

5.1 *Impact des réformes sur le bien-être des ménages.*

Le tableau 10 résume les résultats des six réformes sur le bien-être des ménages et donne des statistiques simples concernant la dépense totale, les revenus équivalents y_E^* et y_E, le gain équivalent *GE* ainsi que le gain immédiat *GI* et le pourcentage des ménages qui gagnent et des ménages qui perdent. Excepté les statistiques d'ordre s et s^* toutes les variables sont exprimées en milliers de francs 1979.

Le gain équivalent moyen de chaque réforme est donné avec son écart-type. Il est significativement positif et faible (27 francs) pour la réforme 5, significativement négatif et élevé (une perte) pour les réformes 2, 3 et 6 (−1,049, − 1,816, et − 0,712 MF79) respectivement et non significatif pour les réformes 1 et 4.

La réforme 5 profite à 74 % des ménages, viennent ensuite les réformes 1 et 4 avec respectivement 58,7 et 29,2 %. Dans la réforme 6 très peu de ménages ont un gain équivalent positif (≈2 %) et aucun ménage ne gagne dans les réformes 2 et 3.

La condition que le nombre de ménages ayant un gain immédiat GI_h positif sous-estime le nombre de ménages ayant des GE_h positifs, *i.e.* le nombre de ménages qui profitent effectivement de la réforme est violée dans les réformes 2, 3 et 6. Ceci est sans doute dû au fait que le calcul des GE_h est beaucoup plus affecté par les erreurs d'estimation que le calcul des GI_h, qui n'en est affecté que par l'intermédiaire des taux de taxes résiduels bien déterminés dans tous les cas (voir tableau 9).

Les lignes s et s^* correspondent à l'inéquité horizontale mesurée sur y_E et y_E^*. Dans les deux cas les réformes 1, 2, 3 et 6 changent la position de la plupart des ménages dans la distribution de bien-être, mais les variations sont faibles. Dans les réformes 4 et 5,35 % des ménages seulement sont affectés, avec un écart maximal très faible (0,003).

TABLEAU 10

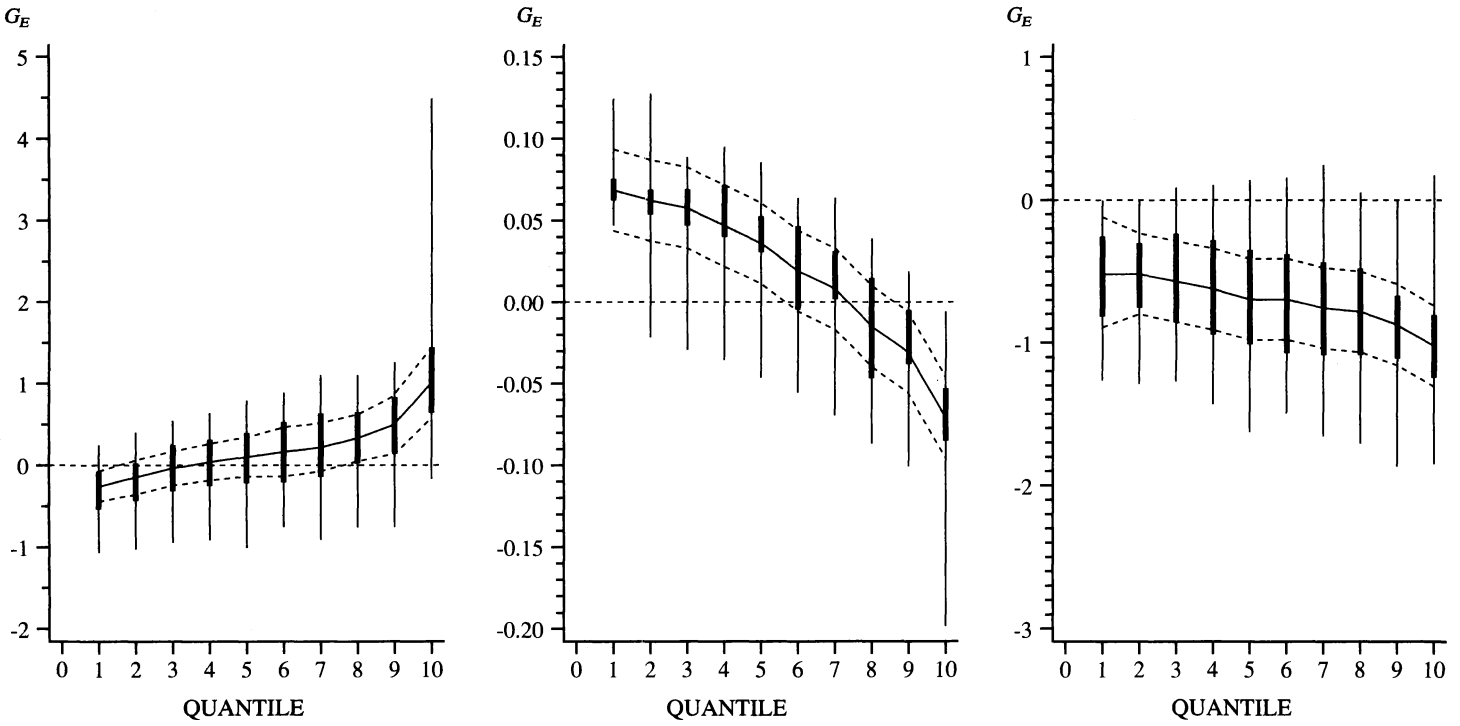
IMPACT DES SIX RÉFORMES SUR LE BIEN-ÊTRE DES MÉNAGES

	Min.	Moy.	Max.	Pos. (%)	Zéro (%)	Neg. (%)
Réforme 1 : taux uniforme.						
$y^0 (= y^1 = y_E^0$.	12,721	57,349	265,357			
y_E^{0*}	21,610	58,624	265,356			
y_E^1	12,514	57,471	269,872			
y_E^{1*}	20,672	58,747	269,872			
EG	−1,082	0,122	4,515	58,69	0,00	41,31
		(0,135)				
GI	−4,863	0,000	6,331	42,47	0,00	57,53
s^*	0,000	0,005	0,020	90,11	9,89	
s	0,000	0,005	0,029	89,34	10,66	
Réforme 2 : taux réduit inchangé, autres taux uniformes.						
y_E^1	12,419	56,300	262,558			
y_E^{1*}	20,609	57,576	262,558			
EG	−3,032	−1,049	−0,069	0,00	0,00	100,00
		(0,152)				
GI	−5,733	−0,587	1,049	2,68	0,00	97,32
s^*	0,000	0,005	0,020	90,10	9,90	
s	0,000	0,005	0,024	87,00	13,00	
Réforme 3 : taux réduit zéro, taux majoré uniforme.						
y_t^1	12,357	55,525	257,710			
y_t^{1*}	20,568	56,800	257,709			
EG	−7,647	−1,816	−0,353	0,00	0,00	100,00
		(0,163)				
GI	−12,300	−1,002	1,341	10,25	0,00	89,75
s^*	0,000	0,005	0,020	90,11	9,89	
s	0,000	0,005	0,024	87,98	12,02	

	Min.	Moy.	Max.	Pos. (%)	Zéro (%)	Neg. (%)
Réforme 4 : juillet 1982, revenu neutre avec transfert forfaitaire.						
y^1	12,662	57,290	265,297			
y_E^1	12,744	57,316	264,936			
y_E^{1*}	21,668	58,592	264,936			
EG	−0,420	−0,033	0,133	29,25	0,00	70,75
		(0,136)				
GI	−0,064	−0,060	−0,054	0,00	0,00	100,00
s^*	0,000	0,000	0,003	34,91	65,09	
s	0,000	0,000	0,000	0,00	100,00	
Réforme 5 : juillet 1982.						
y_E^1	12,804	57,376	264,999			
y_E^{1*}	21,728	58,651	264,999			
EG	−0,361	0,027	0,192	74,02	0,00	25,95
		(0,011)				
GI	−0,004	0,000	0,006	47,01	0,00	52,99
s^*	0,000	0,000	0,003	34,91	65,09	
s	0,000	0,000	0,003	35,16	64,84	
Réforme 6 : communauté européenne : taux réduit 8,5 %, autres taux uniformes.						
y_t^1	12,447	56,637	264,662			
y_t^{1*}	20,627	57,912	264,661			
EG	−2,047	−0,712	0,319	2,05	0,00	97,95
		(0,142)				
GI	−4,459	−0,486	1,914	13,45	0,00	86,55
s^*	0,000	0,005	0,020	90,11	9,89	
s	0,000	0,005	0,029	87,98	12,02	

GRAPHIQUE 1

DISTRIBUTION DES GAINS ÉQUIVALENTS PAR DÉCILE DE LA DISTRIBUTION INITIALE DES REVENUS ÉQUIVALENTS NORMALISÉS.



Réforme 1 Réforme 5 Réforme 6

Pour mettre en lumière les effets redistributifs des réformes nous avons considéré des déciles de ménages rangés sur y^*_E et pour chacun de ces déciles construit des sous-quartiles correspondant à la distribution des GE_h. Les trois graphiques de la figure 5.1 illustrent les résultats obtenus pour les réformes 1, 5 et 6. Cette présentation graphique a pour avantage de visualiser clairement la distribution des gains et des pertes tant à l'intérieur de chaque décile que d'un décile à un autre. Les lignes verticales relient les gains équivalents extrêmes de chaque décile. Le trait plein relie les gains équivalents moyen des différents déciles. Chaque rectangle permet de localiser l'intervalle inter-quartiles de la distribution correspondante. Le tiret qui figure à l'intérieur de chaque rectangle désigne la médiane, dont la position par rapport à la moyenne témoigne de la plus ou moins grande asymétrie dans la distribution des gains équivalents à l'intérieur de chaque décile. Enfin, les tirets relient d'un décile à l'autre les extrémités des intervalles correspondants aux gains équivalents moyens plus ou moins deux fois leurs écarts-types.

Ainsi on voit que, contrairement à la réforme 1, la réforme 5 apparaît redistributive, alors que la réforme 6 est défavorable pour tous les déciles. Une analyse plus fine (voir Baccouche et Laisney (1987)), montre que la réforme 1 est particulièrement avantageuse pour les ménages riches sans enfant, alors que la réforme 5 joue plutôt en faveur des familles pauvres.

5.2 *Évaluation de l'impact social des réformes*

Le tableau 11 donne les indices d'inégalité verticale et horizontale correspondant à la distribution des y^*_E. On constate que, malgré l'ampleur des modifications introduites dans la structure des taux de TVA et malgré les différences de définition d'une réforme à l'autre, les effets sur l'inégalité verticale apparaissent faibles. On lit en effet, que les réformes 2 à 6 sont de ce point de vue quasiment neutres et que la réforme à taux unique accroît l'inégalité dans la distribution des revenus équivalents [7].

L'inéquité horizontale est partout très faible et quasiment nulle pour les réformes 4 et 5, ce qui, étant donné les résultats concernant les s_h n'est pas surprenant.

Le tableau 12 donne pour chaque réforme le gain social équivalent mesuré sur y^*_E. On voit immédiatement que le gain social équivalent est négatif pour les réformes 2, 3 et 6 pour tous les couples (ε, η) et que ses seules valeurs positives pour les réformes 1 et 4 sont non significatives. Pour la réforme 5 et à partir de $\varepsilon = 3$ le gain social équivalent est toujours positif quelle que soit la valeur de η. Par ailleurs, on vérifie pour chaque réforme que pour des valeurs de ε et η égales à zéro, le gain social équivalent se confond avec le gain équivalent moyen.

---

7. Les résultats concernant les indices d'inégalité mesurés sur y_E sont donnés dans Baccouche et Laisney (1987).

Sur le graphique 2 nous avons tracé la courbe d'indifférence sociale correspondant à la réforme 5 (voir Baccouche et Laisney (1987) pour les réformes 1 et 4). Il s'agit de l'ensemble des couples (ε, η) pour lesquels le gain social équivalent est nul. Il est évident qu'une telle courbe n'existe pas pour les réformes 2, 3 et 6 où le statu quo est toujours préféré. La comparaison avec les résultats correspondants, dans le tableau 12 montre qu'une combinaison (ε, η) située sous la courbe d'indifférence sociale conduit à préférer la réforme en question au statu quo.

Les deux derniers graphiques que nous présentons sont relatifs à l'approche de Willig (1981) appliquée aux réformes 1 et 5 (voir Baccouche et Laisney (1987) pour les résultats concernant les réformes 2, 3, 4 et 6). Le critère de Willig conduit à préférer la réforme si cette courbe est tout entière au-dessus de zéro. Une réforme préférée au statu quo au sens de ce critère peut très bien s'accompagner de la détérioration de la situation d'un groupe de ménages, mais la somme des gains des ménages les plus pauvres doit excéder cette perte. Dans l'interprétation il faut prendre garde au fait que chaque abscisse correspond à deux ménages : le k-ième dans la distribution initiale et le k-ième dans la distribution finale. L'expression « groupe de ménages » utilisée ci-dessus désigne donc seulement une localisation dans la distribution de $y_{\tilde{E}}^{*}$: l'identité des ménages du groupe peut en principe changer considérablement du fait de la réforme. Cependant, comme on peut le constater à partir des résultats sur la statistique d'ordre s^{*}, ceci n'est le cas pour aucune des réformes décrites ici. L'ambiguïté des mots « riches » et « pauvres » utilisés ici sera sans gravité.

La courbe correspondant à la réforme de juillet 1982 est située au-dessus de l'axe horizontal et la réforme est de ce fait préférée au statu quo : les ménages les plus riches sont désavantagés, mais la somme des gains des ménages pauvres est plus importante que cette perte. En ce qui concerne la réforme 1, on constate qu'aucune situation n'est préférée au sens de Willig à l'autre. En effet la réforme ne peut pas être préférée au statu quo puisque la situation des ménages les plus pauvres se détériore. Mais le statu quo n'est pas préféré non plus : la somme des pertes des ménages pauvres est moins importante que le gain global des ménages riches. Cette réforme peut devenir acceptable au sens de Willig, par la mise en place de transferts des riches aux pauvres : le niveau moyen de bien-être de post-réforme est, en effet, supérieur au niveau initial.

Conclusion

L'analyse de la réforme de juillet 1982 faite ici, se distingue de notre précédente étude (Baccouche et Laisney (1986a), sur plusieurs niveaux : modélisation différente des variables socio-démographiques, nomenclature de biens et services beaucoup plus détaillée, étendue notamment aux biens durables, regroupement des ménages par petits groupes homogènes, et prise en compte des poids d'échantillonnage dans l'enquête. Malgré toutes ces différences, les résultats obtenus pour cette réforme sont en grande partie en accord avec ceux de notre précédente

étude : la réforme est avantageuse pour la plupart des ménages, et plus particulièrement pour les familles pauvres. Les indices d'inégalité verticale montrent, cependant, que cet effet redistributif est très faible. Les indices d'inéquité horizontale sont quasiment nuls, et ceci même pour de grandes valeurs de l'aversion pour cette inéquité. Ce faible effet redistributif est commun aux six réformes proposées et ceci malgré l'ampleur des modifications introduites dans la structure des taux de TVA. À cet égard, l'uniformisation des taux est la réforme qui provoque le plus de transferts, mais en faveur des ménages riches.

La réforme proposée par la Communauté Européenne apparaît à la fois inefficace et légèrement inégalitaire.

Malgré un certain nombre d'imperfections, ce travail souligne d'une manière à nos yeux convaincante le faible pouvoir redistributif de la TVA. Il montre aussi combien il est important de calculer des écarts-types pour les mesures de variations du bien-être. Ces écarts-types sont particulièrement élevés pour les réformes à revenu neutre ; une interprétation des résultats qui ignore cette variabilité pourrait induire en erreur.

TABLEAU 11
INDICES D'INÉGALITÉ

Indices d'inégalité verticale

ε	Répartition initiale de y_E^*	Réformes					
		1	2	3	4	5	6
0,0	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0,5	0,039	0,040	0,039	0,039	0,039	0,039	0,040
1,5	0,112	0,115	0,112	0,111	0,111	0,111	0,113
3,0	0,206	0,211	0,207	0,204	0,205	0,205	0,208
5,0	0,301	0,309	0,303	0,299	0,300	0,299	0,304

Indices d'inégalité horizontale

ε	Réformes 1, 2, 3, 6				Réformes 4, 5			
	η				η			
	0,500	1,500	3,000	5,000	0,500	1,500	3,000	5,000
0,0	0,003	0,008	0,015	0,025	0,000	0,000	0,001	0,001
0,5	0,003	0,008	0,015	0,025	0,000	0,000	0,001	0,001
1,5	0,003	0,007	0,014	0,021	0,000	0,000	0,001	0,001
3,0	0,002	0,007	0,014	0,023	0,000	0,000	0,001	0,001
5,0	0,002	0,006	0,012	0,021	0,000	0,000	0,000	0,001

TABLEAU 12

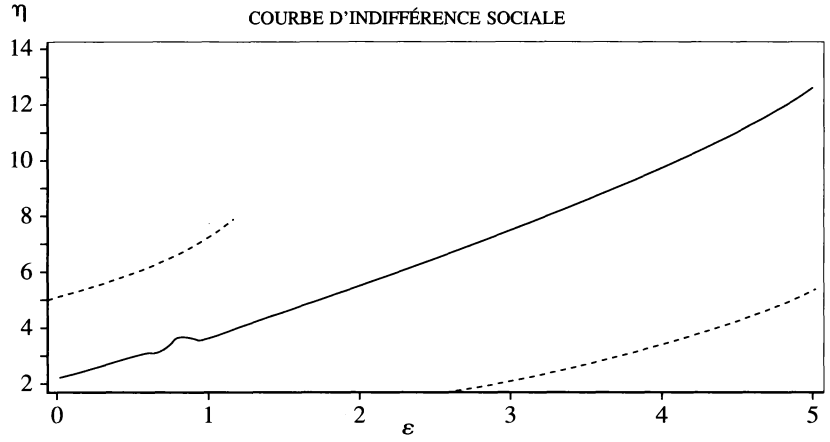
GAIN SOCIAL ÉQUIVALENT ET ÉCART-TYPE ESTIMÉ

ε	η				
	0,000	0,500	1,500	3,000	5,000
Réforme 1 : taux uniformes.					
0,0	0,122	−0,126	−0,320	−0,756	−1,329
	(0,135)	(0,135)	(0,134)	(0,133)	(0,132)
0,5	0,058	−0,080	−0,354	−0,762	−1,299
	(0,130)	(0,130)	(0,129)	(0,128)	(0,127)
1,5	−0,053	−0,170	−0,402	−0,749	−1,207
	(0,122)	(0,122)	(0,121)	(0,120)	(0,118)
3,0	−0,180	−0,268	−0,445	−0,708	−1,060
	(0,115)	(0,115)	(0,114)	(0,113)	(0,112)
5,0	−0,285	−0,348	−0,476	−0,668	−0,927
	(0,112)	(0,112)	(0,111)	(0,110)	(0,110)
Réforme 2 : taux réduit inchangé : autres taux uniformes.					
0,0	−1,049	−1,194	−1,482	−1,909	−2,471
	(0,152)	(0,151)	(0,151)	(0,149)	(0,148)
0,5	−0,979	−1,114	−1,383	−1,782	−2,308
	(0,138)	(0,137)	(0,137)	(0,136)	(0,134)
1,5	−0,862	−0,976	−1,204	−1,543	−1,992
	(0,114)	(0,114)	(0,113)	(0,112)	(0,111)
3,0	−0,739	−0,825	−0,998	−1,258	−1,603
	(0,089)	(0,089)	(0,089)	(0,088)	(0,087)
5,0	−0,648	−0,711	−0,837	−1,027	−1,283
	(0,072)	(0,072)	(0,072)	(0,072)	(0,072)
Réforme 3 : taux réduit zéro, taux majoré uniforme.					
0,0	−1,816	−1,959	−2,243	−2,665	−3,219
	(0,159)	(0,159)	(0,158)	(0,157)	(0,156)
0,5	−1,659	−1,792	−2,056	−2,450	−2,968
	(0,142)	(0,141)	(0,140)	(0,139)	(0,138)
1,5	−1,391	−1,503	−1,728	−2,062	−2,504
	(0,112)	(0,111)	(0,111)	(0,110)	(0,108)
3,0	−1,105	−1,190	−1,361	−1,617	−1,958
	(0,081)	(0,081)	(0,081)	(0,080)	(0,079)
5,0	−0,887	−0,949	−1,074	−1,263	−1,517
	(0,064)	(0,064)	(0,064)	(0,064)	(0,064)

ε	η				
	0,000	0,500	1,500	3,000	5,000
Réforme 4 : juillet 1982, revenu neutre avec transfert forfaitaire.					
0,0	−0,033	−0,039	−0,059	−0,068	−0,092
	(0,136)	(0,136)	(0,136)	(0,136)	(0,136)
0,5	−0,026	−0,031	−0,043	−0,061	−0,085
	(0,136)	(0,136)	(0,136)	(0,136)	(0,136)
1,5	−0,013	−0,018	−0,029	−0,045	−0,067
	(0,136)	(0,136)	(0,136)	(0,136)	(0,136)
3,0	0,001	−0,004	−0,012	−0,025	−0,043
	(0,137)	(0,137)	(0,137)	(0,136)	(0,136)
5,0	0,011	0,008	0,003	−0,005	−0,016
	(0,137)	(0,137)	(0,137)	(0,137)	(0,137)
Réforme 2 : taux réduit inchangé : autres taux uniformes.					
0,0	0,027	0,021	0,009	−0,009	−0,033
	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,011)
0,5	0,034	0,028	0,016	−0,002	−0,026
	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,011)
1,5	0,046	0,040	0,030	0,016	−0,009
	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,011)	(0,011)
3,0	0,060	0,056	0,047	0,034	0,017
	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,010)
5,0	0,070	0,068	0,062	0,054	0,043
	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,010)
Réforme 6 : communauté européenne : taux réduit 8,5 %, autres taux uniformes.					
0,0	−0,712	−0,858	−1,147	−1,578	−2,142
	(0,142)	(0,141)	(0,141)	(0,140)	(0,138)
0,5	−0,681	−0,817	−1,088	−1,489	−2,018
	(0,132)	(0,131)	(0,131)	(0,130)	(0,128)
1,5	−0,630	−0,744	−0,973	−1,315	−1,765
	(0,115)	(0,115)	(0,114)	(0,113)	(0,112)
3,0	−0,578	−0,665	−0,839	−1,100	−1,447
	(0,098)	(0,098)	(0,097)	(0,096)	(0,095)
5,0	−0,543	−0,606	−0,733	−0,924	−1,180
	(0,086)	(0,086)	(0,085)	(0,085)	(0,085)

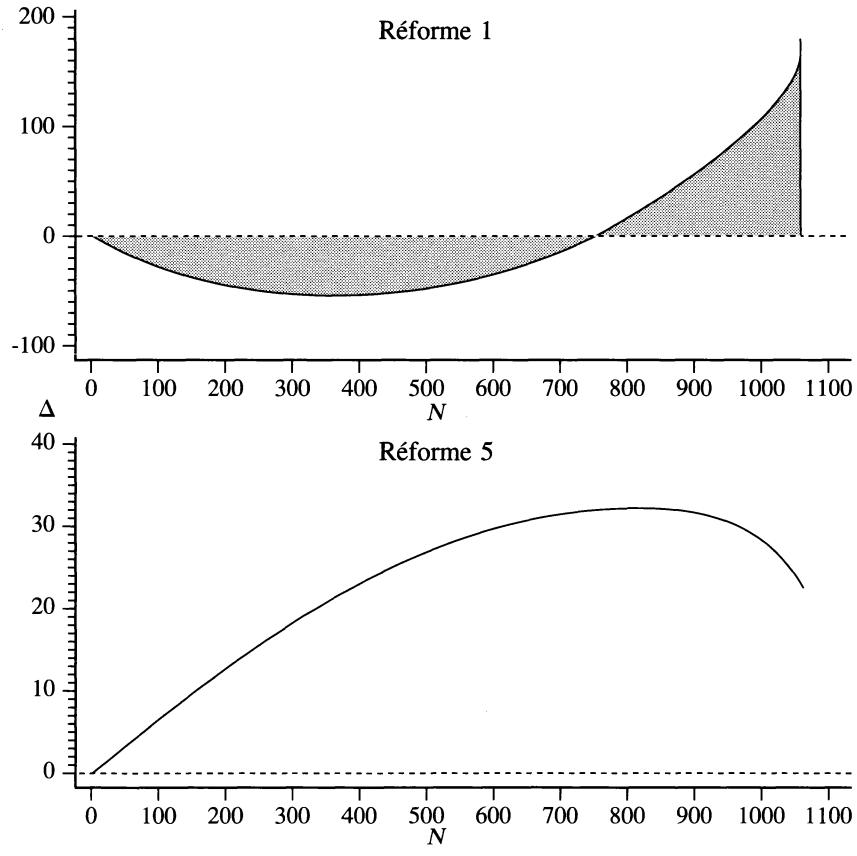
GRAPHIQUE 2

ATTITUDE DES DÉCIDEURS À L'ÉGARD DE LA RÉFORME DE JUILLET 1982 :
COURBE D'INDIFFÉRENCE SOCIALE



GRAPHIQUE 3

DÉSIRABILITÉ SOCIALE DE LA RÉFORME AU SENS DE WILLIG
(Valeurs de △ en milliers de francs de 1979)



Plusieurs types de prolongements peuvent être envisagés pour cette étude. D'abord, l'estimation de systèmes de demande de biens étendue à l'offre de travail est souhaitable, tant pour l'identification des paramètres, que pour l'analyse de réformes globales de la fiscalité tenant compte de la taxation directe. Ensuite, l'étude de réformes marginales par des méthodes inspirées de Guesnerie (1977) et Ahmad et Stern (1984), nous permettra de confronter les réformes étudiées avec les directions optimales de réformes obtenues pour différents critères. Enfin, l'utilisation simultanée de données individuelles et de données agrégées temporelles, à la manière de Jorgenson *et al.* mérite plus d'attention pour au moins deux raisons : (a) du côté estimation, elle apporte une solution tout à fait commode au problème d'identification des paramètres liés aux effets prix, ce qui permettra l'estimation de diverses formes flexibles de systèmes de demande, (b) du côté simulation, elle permet d'effectuer des comparaisons intertemporelles des niveaux de bien-être entre ménages de types différents (voir Stoker (1986)). Des prochaines études devraient, bien entendu, considérer un environnement plus réaliste qui inclut, entre autres, les réactions du système productif (complètement ignoré dans la présente étude), les importations, éventuellement l'inflation...

BIBLIOGRAPHIE

AHMAD, E. et N.H. STERN (1984), « The theory of reform and Indian indirect taxes », *Journal of Public Economics,* 25, pp. 259-98.

ATKINSON, A.B. (1970), « On the measurement of inequality », *Journal of Economic Theory,* 2, pp. 244-63.

ATKINSON, A.B., J. GOMULKA et N.H. STERN (1984), « Household expenditure on tobacco 1970-1980 : evidence from the Family Expenditure Survey », Dp 57, E.S.R.C. Programme on Taxation, Incentives and the Distribution of Income, London School of Economics.

BACCOUCHE, R. (1984), « Analyse des effets d'une réforme fiscale à partir de données individuelles », Mémoire de DEA, G.R.E.M.A.Q., Université des Sciences Sociales de Toulouse.

BACCOUCHE, R. et F. LAISNEY (1986a), « Analyse microéconomique de la réforme de la TVA de juillet 1982 en France », *Annales de l'INSEE,* 2, pp. 37-74.

BACCOUCHE, R. et F. LAISNEY (1986b), Describing the separability properties of empirical demand systems, Cahier 8621, G.R.E.M.A.Q., Université des Sciences Sociales de Toulouse, forthcoming in the *Journal of Applied Econometrics.*

BACCOUCHE, R. et F. LAISNEY (1987), « Evaluation des effets de réformes de la TVA sur le comportement et le bien-être des ménages : une approche microéconomique », rapport technique G.R.E.M.A.Q., Université des Sciences Sociales de Toulouse.

BAZY-MALAURIE, C., A. COUTIÈRE et B. ROUX (1982), « La TVA dans la consommation des ménages », *Economie et Statistique*, 149, pp. 17-30.

BLUNDELL, R. W. et C. MEGHIR (1986), « Engel curve estimation with individual data », dp 86-05A, Dept. of Economics, Universtiy College London.

BLUNDELL, R. W., C. MEGHIR, E. SYMONS et I. WALKER (1986), « A labour supply model for the simulation of tax and benefit reforms », in *Unemployment, Search and Labour Supply*, R.W. Blundell et I. Walker, éds., Cambridge University Press.

COOK, R.D. (1979), « Influential observations in linear regression », *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 169-174.

DEATON, A. (1974), « A reconsideration of the empirical implications of additive preferences », *Economic Journal*, 84, pp. 338-348.

DEATON, A. et M. IRISH (1984), « Statistical models for zero expenditures in household budgets », *Journal of Public Economics*, 23, pp. 59-80.

DEATON, A. et J. MULLBAUER (1980), *Economics and consumer behavior*, Cambridge University Press.

GUESNERIE, R. (1977), « On the direction of tax reform », *Journal of Public Economics*, 10, pp. 179-202.

HAUSMAN, J.A. (1981), Exact consumer's surplus and dead weight loss, American Economic Review 71, pp. 662-676.

JORGENSON, D.W., L.J. LAU et T.M. STOKER (1982), « The transcendental logarithmic model of aggregate consumer behavior », in *Advances in Econometrics*, vol. 1, Basman and Rhodes eds., Greenwich, JAI Press, pp. 97-238.

KAY, J.A., M.J. KEEN et C.N. MORRIS (1984), « Estimating consumption from expenditure data », *Journal of Public Economics*, 23, pp. 169-182.

KEEN, M.J. (1986), « Zero expenditure and the estimation of Engel curves », *Journal of Applied Econometrics*, 1 (3), pp. 277-286.

KING, M.A. (1983a), « Welfare analysis of tax reforms using household data », *Journal of Public Economics*, 21, pp. 183-214.

KING, M.A. (1983b), « An index of inequality : with applications to horizontal equity and social mobility », *Econometrica*, 51, pp. 99-115.

KING, M.A. (1986), « The empirical analysis of tax reforms », in *Advances in Econometrics Fifth World Congress*, T.F. Bewley (éd.), Econometric Society Monographs, Cambridge University Press. Programme on taxation, incentives and the distribution of income, London School of Economics.

LAU, L.J. (1977), « Existence Conditions for aggregate demand functions », Technical report 248, Institute for Mathematical studies in the Social Sciences, Standford University.

LAU, L.J. (1982), « A note on the fundamental theorem of exact aggregation », *Economics Letters*, 2, pp. 119-126.

MCKENZIE, G. (1983), *Measuring Economic Welfare : New Methods*, Cambridge University Press.

MOUTARDIER, M. (1982), « Les budgets des ménages en 1978-1979 », *Collections de l'INSEE*, M97.

PUDNEY, S.E. (1981), « An empirical method of approximating the separable structure of consumer preferences », *Review of Economic Studies*, XLVIII, pp. 561-577.

PUDNEY, S.E. (1985), « Frequency of purchase and Engel curve estimation », dp A 56, DEMEIC Econometrics Programme, London School of Economics.

STOKER, T.M. (1986), « The distributional welfare effects of rising prices in the United States : the 1970's experience », *American Economic Review*, 76, pp. 335-349.

TROGNON, A. (1981), « Composition des ménages et système linéaire de dépense », *Annales de l'INSEE*, 41, pp. 3-40.

VARTIA, Y.O. (1983), « Efficient methods of measuring welfare change and compensated income in terms of ordinary demand functions », *Econometrica*, 51, pp. 79-98.

WILLIG, R.D. (1981), « Social welfare dominance », *American Economic Review*, 71, pp. 200-204.