

L'INSEE/GENES
ADRES

Le coût social marginal des fonds publics en France

Author(s): Mickael Beaud

Source: *Annales d'Économie et de Statistique*, No. 90 (Apr. - Jun., 2008), pp. 215-232

Published by: L'INSEE/GENES on behalf of ADRES

Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/27739824>

Accessed: 29/05/2010 08:22

Your use of the JSTOR archive indicates your acceptance of JSTOR's Terms and Conditions of Use, available at <http://www.jstor.org/page/info/about/policies/terms.jsp>. JSTOR's Terms and Conditions of Use provides, in part, that unless you have obtained prior permission, you may not download an entire issue of a journal or multiple copies of articles, and you may use content in the JSTOR archive only for your personal, non-commercial use.

Please contact the publisher regarding any further use of this work. Publisher contact information may be obtained at <http://www.jstor.org/action/showPublisher?publisherCode=linsgen>.

Each copy of any part of a JSTOR transmission must contain the same copyright notice that appears on the screen or printed page of such transmission.

JSTOR is a not-for-profit service that helps scholars, researchers, and students discover, use, and build upon a wide range of content in a trusted digital archive. We use information technology and tools to increase productivity and facilitate new forms of scholarship. For more information about JSTOR, please contact support@jstor.org.



L'INSEE/GENES and ADRES are collaborating with JSTOR to digitize, preserve and extend access to *Annales d'Économie et de Statistique*.

Le coût social marginal des fonds publics en France

Mickael BEAUD*†

RÉSUMÉ. – Cet article propose des estimations du Coût Social Marginal des Fonds Publics (λ) en France sur la base d'un modèle d'équilibre général. Pour des valeurs plausibles des élasticités, λ se situe entre 0.95 et 2.16 selon la réforme fiscale envisagée. D'un point de vue global, les estimations obtenues dans cet article conduisent à situer λ aux alentours de 1.2 en France, soit la valeur retenue par le Commissariat Général du Plan en 1975 (sixième Plan).

The Social Marginal Cost of Public Funds in France

ABSTRACT. – This paper provides general equilibrium estimations of the Social Marginal Cost of Public Funds (λ) in France. Under best-guess assumptions on elasticities, we find that λ ranges from 0.95 to 2.16 depending on the tax reform chosen. On average, results of this study lead to assess λ around 1.2 in France, that is the benchmark value used by the French administration (*Commissariat Général du Plan*) in 1975.

* LAMETA, Université de Montpellier 1, Avenue de la Mer, CS 79606, 34960 Montpellier cedex 2 (France). Courriel : mbeaud@univ-montp1.fr.

† L'auteur remercie le Centre Cournot pour la Recherche en Economie pour sa contribution au financement de cette recherche (bourse Robert Solow). Il remercie particulièrement Michel Mougeot pour ses nombreux avis, ainsi que Franck Portier et un rapporteur anonyme de la Revue dont les remarques lui ont permis d'améliorer la version initiale de cet article. Par ailleurs, l'auteur a bénéficié des commentaires de Tony Atkinson, Emmanuelle Auriol, Antoine d'Autume, Florence Naegelen et Alain Trannoy. Toutefois, les erreurs ou imperfections qui peuvent subsister restent de la seule responsabilité de l'auteur.

1 Introduction

L'un des grands principes de l'économie nous apprend que les individus rationnels réagissent aux incitations. Dans la mesure où les agents économiques prennent leurs décisions en comparant les coûts et les bénéfices de leurs actions, leurs comportements changent quand les coûts et les bénéfices changent. Ainsi, lorsque l'État intervient dans l'économie via les prélèvements et dépenses publics, il modifie l'environnement économique et donc les incitations des agents. Les politiques publiques créent des distorsions dans la mesure où elles ont un impact sur le comportement des individus et déplacent les équilibres économiques. En conséquence, la fiscalité ne doit pas être vue comme un simple système vases communicants entre le secteur public et le secteur privé. Le montant (observable) des fonds publics collectés par l'État ne correspond pas nécessairement au coût réellement supporté par la collectivité (qui lui est caché). Il existe un coût excédentaire des prélèvements publics résultant des distorsions économiques qu'ils entraînent. Lorsque l'État prélève un Euro supplémentaire, cet Euro coûte en réalité : λ Euro(s) à la collectivité, λ étant le Coût Social Marginal des Fonds Publics.

Dans l'analyse coût-bénéfice des politiques publiques, λ apparaît comme un multiplicateur de correction que l'on applique à la partie coût de l'analyse. Par exemple, si λ est égal à 1,2, les dépenses publiques doivent être 20% plus productives que les dépenses privées. On comprend aisément que si λ est sensiblement supérieur à 1, sa prise en compte systématique dans l'analyse coût-bénéfice des politiques publiques devrait conduire, en pratique, à réduire le nombre de projets actuellement mis en œuvre par l'État, et notamment celui des projets à faible capacité d'autofinancement (gourmands en fonds publics). D'une manière générale, la valeur de λ a des conséquences sur la taille ainsi que sur la composition du secteur public¹ ; elle apparaît implicitement au cœur du débat actuel sur le recours au secteur privé dans la production et/ou la fourniture de biens et services publics.

De plus, λ est étroitement lié au problème de la taxation optimale. En effet, lorsque la fiscalité est optimale, λ doit être le même pour chaque source de financement. Partant d'une situation sous optimale (où λ diffère selon la source de financement), il est possible d'accroître l'efficacité du système d'imposition en privilégiant les taxes qui ont un λ faible au détriment de celles qui ont un λ élevé (AHMAD et STERN [1984] ; SANDMO [1998]). Ainsi, estimer λ pour les différents instruments de prélèvement dont dispose l'État, pourrait permettre de guider les politiques visant à accroître l'efficacité du système d'imposition.

Par ailleurs, la nouvelle théorie de la réglementation a mis en lumière la nécessité pour tout régulateur en situation d'asymétrie d'information d'arbitrer entre l'objectif d'accroissement de son pouvoir incitatif à assurer l'efficacité d'une part, et l'abandon de rentes informationnelles d'autre part. Or, lorsque de telles rentes sont financées par l'impôt, l'arbitrage entre ces deux termes dépend sensiblement de λ . Ainsi, la valeur de λ a un impact sur la forme du contrat optimal de régulation (LAFFONT et TIROLE [1993] ; LAFFONT et POUYET [2003]).

Compte tenu de ses implications majeures en matière d'économie publique, la valeur de λ est un point extrêmement important pour les hommes politiques

1. Voir l'article de FELDMAN [1997], explicitement intitulé : « *How Big Should Government Be?* ».

à l'origine des décisions publiques. Un rapport récent du Commissariat Général du Plan (LEBEGUE [2005]), visant principalement à réviser le taux d'actualisation public, souligne que « *le coût des fonds publics ne peut donc plus être négligé dans le contexte économique et fiscal très difficile d'aujourd'hui...* ». Sans justifications théoriques ou empiriques précises, le Commissariat Général du Plan retenait une valeur de 1,2 en 1975 (sixième Plan). Cette valeur est passée à 1,5 en 1985 (huitième Plan) et n'a jamais été modifiée depuis. Sans justifications théoriques ou empiriques précises, LAFFONT [1998] situait λ entre 1,3 et 1,5 pour les pays industrialisés. Cette fourchette correspond à celle des principales estimations obtenues pour les États-Unis (BROWNING [1987] ; STUART [1984] ; BALLARD, SHOVEN et WHALLEY. [1985]). A notre connaissance, seuls BERNARD et VIELLE [2003] proposent une estimation de λ en France. Sur la base d'un modèle d'équilibre général calculable visant principalement à déterminer les politiques environnementales optimales, ils obtiennent un λ égal à 1,13 se situant dans la moyenne des pays européens². En attendant de nouvelles estimations pour la France, le rapport LEBEGUE [2005] recommande : « *de s'en tenir, à titre conservatoire, à un coefficient de 1,3, inférieur à celui proposé en 1985 (1.5)* », et reconnaît que : « *Une évaluation précise et récente pour l'économie française reste à faire* ». Cet article entend fournir une première réponse à cet appel, et propose des estimations de λ pour différentes réformes de la fiscalité française.

A partir des années 90, de nombreux auteurs se sont attachés à établir une formule analytique de λ . Différents cadres d'analyses ont été employés. MAYSHAR [1991] et SNOW et WARREN [1996] ont considéré un agent représentatif, tandis que DAHLBY [1998], SANDMO [1998] et SNOW et ALLGOOD [1998] se sont intéressés au cas où les agents diffèrent. Toutefois, une importante similitude réside au sein de ces travaux. Typiquement, les formules proposées sont tirées du modèle d'offre de travail conventionnel dans lequel tous les biens de consommation sont agrégés en un bien composite servant de numéraire et n'étant donc pas taxé. Ainsi, elles permettent seulement d'estimer la valeur de λ associée à une réforme de l'Impôt sur le Revenu. De plus, elles ne témoignent pas de l'impact d'une telle réforme sur les recettes des autres impôts comme la Taxe sur la Valeur Ajoutée. Or, à travers les effets de substitution et de revenu, une réforme de l'Impôt sur le Revenu peut avoir un impact sensible sur les recettes de la Taxe sur la Valeur Ajoutée, et cet impact doit être pris en compte dans le calcul de λ .

Cet article complète la littérature en intégrant explicitement une fiscalité des biens ainsi que des prélèvements forfaitaires dans le modèle conventionnel, et propose une formule analytique originale de λ . Le modèle est paramétré sur la base de données économiques récentes. Nos principales sources sont l'enquête sur le Budget Des Familles 2001 réalisée par l'INSEE et le Code Général des Impôts en vigueur au moment de l'enquête³. L'enquête Budget Des Familles constitue une base de donnée microéconomique décrivant les dépenses et les revenus des ménages français au cours d'une année. Toutes les dépenses sont couvertes, y compris celles qui ne relèvent pas directement de la consommation de biens et services (notamment les impôts). Dans le modèle, les consommations des ménages ont été agrégées en quatre postes, selon le taux de Taxe sur la Valeur Ajoutée auquel cha-

2. Remarquons que pour les États-Unis, ils obtiennent un λ de 1,02, sensiblement plus faible que celui proposé par les études américaines. Cette remarque permet d'imaginer que leur modèle conduit à des estimations particulièrement faibles de λ .

3. L'auteur remercie le Centre Quetelet pour lui avoir fourni l'enquête Budget Des Familles 2001. Le Code Général des Impôts est disponible sur le site legifrance (<http://www.legifrance.gouv.fr>).

cune d'elle est frappée (taux nul, super-réduit, réduit et normal). Par ailleurs, les ménages ont été classés selon leur revenu imposable, puis agrégés par tranche d'imposition. Le modèle comprend donc sept ménages représentatifs correspondant aux sept tranches d'imposition observées en France en 2001.

Une fois les paramètres du modèle spécifiés, notre formule analytique est employée à estimer λ pour différentes réformes de la fiscalité française. Pour des valeurs moyennes des élasticités, λ se situerait entre 0,95 et 2,16 selon la réforme fiscale envisagée. Il apparaît que l'Impôt sur le Revenu reste l'instrument de prélèvement le plus coûteux en terme d'efficacité et ce d'autant plus que la réforme frappe les taux marginaux associés aux tranches d'impositions les plus hautes. Par contre, la réforme des prélèvements forfaitaires conduit aux estimations de λ les plus faibles et ce d'autant plus qu'elle touche les ménages les plus productifs. Par ailleurs, les estimations de λ associées à une réforme des taux de Taxe sur la Valeur Ajoutée restent relativement faibles. Les calculs montrent toutefois que λ est sensiblement plus fort lorsque la réforme frappe le taux normal plutôt que les taux réduit et super-réduit. Au final, les estimations obtenues dans cet article conduisent à situer λ aux alentours de 1,2 en France, soit la valeur retenue par le Commissariat Général du Plan en 1975 (sixième Plan).

Le reste de l'article s'articule de la manière suivante. La Section 2 présente le modèle. La Section 3 propose une formule analytique permettant de calculer λ . La Section 4 décrit la constitution d'une base de données empiriques cohérentes avec le modèle théorique. La Section 5 rapporte les estimations de λ pour différentes réformes de la fiscalité française. Finalement, la Section 6 présente les conclusions, les critiques et les extensions possibles de l'article.

2 Cadre théorique

Considérons une économie concurrentielle comprenant N ménages qui diffèrent par leur niveau de productivité $\xi^n \in]0; \infty[$ et leur dotation en capital K^n . Les ménages disposent d'une même quantité de temps disponible T comme dotation initiale. Ils consomment une part de cette dotation sous forme de loisir l^i et offrent la part restante sous forme de travail : $h^n = T - l^n$. Le capital n'est pas directement consommé par les ménages. Il est supposé offert de manière parfaitement inélastique. On note W et r les taux de rémunération du travail et du capital.

Il existe une firme représentative qui produit $B + 1$ biens de consommation $X = (X_0, \dots, X_B)$ au moyen d'une technologie à rendements d'échelle constants. Les entrants sont les offres agrégées de travail $H = \sum_n \xi^n h^n$ et de capital $K = \sum_n K^n$ des ménages. Comme les rendements d'échelle constants, les producteurs ne font pas de profits quelles que soient les quantités produites⁴ et lais-

4. Toutefois, l'offre des producteurs reste indéterminée. Alors, nous supposons que les producteurs connaissent la demande et la servent.

sent supporter aux ménages l'intégralité du fardeau fiscal. De plus, les prix à la production des biens $p = (p_0, \dots, p_B)$ restent constants. Nous suivons MAYSHAR [1991] en définissant $\gamma > 0$ comme (moins) l'élasticité du taux de salaire brut par rapport à l'offre agrégée de travail. Ainsi nous pouvons exprimer les variations du taux de salaire brut $dW = -\gamma \cdot W \cdot dH / H$ et du taux de rémunération du capital $dr = \gamma \cdot W \cdot dH / K$ en fonction de la variation de l'offre agrégée de travail dH . Lorsque l'offre de travail diminue, le facteur travail devient relativement plus rare que le facteur capital. Il existe un effet d'équilibre général qui ajuste le taux de salaire brut à la hausse et le taux de rémunération du capital à la baisse. Cet effet est d'autant plus fort que le capital se substitue difficilement au travail dans la production des biens.

L'État collecte les fonds publics au moyen d'un système d'imposition englobant des taxes indirectes, directes et forfaitaires. Le revenu total de la taxation forfaitaire est noté

$$(1) \quad A = \sum_n A^n$$

où A^n est le montant payé par le ménage n . La fiscalité des biens est caractérisée par les taux d'imposition $t = (t_0, \dots, t_B)$. Le revenu de la taxation indirecte est noté

$$(2) \quad R_{ind} = \sum_{n,b} R_{ind}^{nb} = \sum_b t_b \cdot p_b \cdot X_b$$

La fiscalité des revenus du travail est modélisée à la manière de DAHLBY [1998] et SNOW et ALLGOOD [1998]. Il existe $J + 1$ seuils d'imposition (Y_1, \dots, Y_J) et J taux marginaux (m^1, \dots, m^J). Les ménages dont le revenu brut du travail $W \cdot \xi^n \cdot h^n$ est strictement compris entre Y_j et Y_{j+1} appartiennent à la tranche d'imposition j et font face à un taux marginal m^j . Pour simplifier les notations, nous supposons que le ménage n se situe dans la tranche d'imposition n , et fait face au taux marginal m^n . Le revenu réel de la taxation directe s'écrit

$$(3) \quad R_{dir} = \sum_n R_{dir}^n = \sum_n a^n \cdot W \cdot \xi^n \cdot h^n$$

où $a^n = \left[[W \cdot \xi^n \cdot h^n - Y_n] m^n + \sum_{j=1}^{n-1} [Y_{j+1} - Y_j] m^j \right] / W \cdot \xi^n \cdot h^n$ est le taux de taxe

moyen. La fiscalité n'étant pas proportionnelle, le taux marginal auquel fait face un ménage ne frappe pas l'ensemble de son revenu et diffère du taux moyen. En conséquence, le paiement d'un ménage dépend non seulement du taux marginal associé à sa tranche de revenu, mais également des taux marginaux associés aux tranches de revenu plus basses. Cette dichotomie apparaît plus clairement en exprimant le revenu réel de la fiscalité directe comme la différence entre un revenu virtuel $\bar{R}_{dir} = \sum_n \bar{R}_{dir}^n = \sum_n m^n \cdot W \cdot \xi^n \cdot h^n$ et un transfert impli-

cite $S = \sum_n S^n = \sum_n m^n \cdot Y_n - \sum_n \sum_{j=1}^{n-1} [Y_{j+1} - Y_j] m^j$. Soulignons que le transfert

implicite demeure indépendant des variations endogènes du revenu brut des ménages, tant que ces derniers ne changent pas de tranche d'imposition. Il ne dépend que des variations des paramètres exogènes qui caractérisent la fiscalité directe⁵. Finalement, la contrainte budgétaire de l'État s'écrit

$$(4) \quad R = R_{ind} + \bar{R}_{dir} - S + A$$

Les préférences des ménages pour la consommation des biens privés $x^n = (x_0^n, \dots, x_B^n)$ et du loisir sont caractérisées par une fonction d'utilité $u^n = u(x^n, I^n)$, quasi-concave, continue et différentiable en ses arguments. Les ménages considèrent la politique publique ainsi que les prix des biens et facteurs comme donnés. Ils maximisent leur utilité tout en respectant la contrainte budgétaire

$$(5) \quad q \cdot x^n = w^n \cdot h^n + I^n$$

où : $q = (q_0, \dots, q_B)$, $w^n = [1 - m^n] W \cdot \xi^n$ et $I^n = r \cdot K^n + S^n - A^n + G^n$ sont respectivement le vecteur des prix à la consommation des biens, le taux de salaire net et le revenu virtuel.

En injectant les fonctions Marshalliennes de demandes des biens privés $x_b^n = x_b(q, w^n, I^n)$ et d'offre de travail $h^n = h(q, w^n, I^n)$ dans la fonction d'utilité, on obtient la fonction d'utilité indirecte $v^n = v(q, w^n, I^n)$. Parallèlement, en injectant les fonctions Hicksiennes de demandes de biens privés $x_b^{nc} = x_b^c(q, w^n, U^n)$ et d'offre de travail $h^{nc} = h^c(q, w^n, U^n)$ dans la contrainte budgétaire, on obtient la fonction de dépense $e^n = e(q, w^n, U^n)$.

3 Le Coût Social Marginal des Fonds Publics

Imaginons que l'État décide de prélever des fonds publics supplémentaires en réformant la fiscalité en place⁶. λ est alors calculé en rapportant la variation de bien-être des ménages à la variation du revenu de l'État consécutives à la réforme

5. Pour plus de commentaires et une illustration graphique de ces concepts, voir DAHLBY [1998] et SNOW et ALLGOOD [1998].

6. Les recettes fiscales additionnelles sont supposées financer des dépenses publiques sans impact sur le comportement des ménages. De telles dépenses peuvent être modélisées explicitement sous la forme d'un bien public dont la consommation est séparable de la fonction d'utilité des ménages. Notre analyse s'inscrit ainsi dans la tradition de Stiglitz-Dasgupta-Atkinson-Stern (voir BALLARD et FULLERTON [1992]).

fiscale. Pour que ce rapport soit cohérent, la variation de bien-être des ménages doit être convertie en termes monétaires. Dans ce but, nous utilisons la fonction monétaire de l'utilité indirecte $e(q, w^n, v^n)$, où les prix et l'offre de bien public sont des arguments fixes qui caractérisent l'environnement économique de référence. La somme des différentielles totales de cette fonction $\sum_n de(q, w^n, v^n)$ constitue une évaluation monétaire de la variation du bien-être social⁷. λ est alors calculé par

$$(6) \quad \lambda = - \frac{\sum_n \frac{\partial e(q, w^n, v^n)}{\partial v^n} dv^n}{dR}$$

et s'interprète comme la perte de bien-être des ménages (en valeur absolue) par Euro supplémentaire collecté. Ainsi, chaque Euro additionnel dont dispose l'État coûte λ Euro(s) à la collectivité. Si la réforme impose une perte de bien-être aux ménages plus forte que celle qui permet de collecter de fonds publics, λ est supérieur à 1.

En différenciant totalement la contrainte budgétaire de l'État, nous obtenons la variation totale des recettes fiscales :

$$(7) \quad dR = \mu - CSD - \gamma \cdot \bar{R}_{dir} \frac{dH}{H}$$

Le premier terme, $\mu = \sum_{nb} R_{ind}^{nb} \cdot dt_b / t_b + \sum_n \bar{R}_{dir}^n \cdot dm^n / m^n - dS + dA$, capture la part exogène de la variation du revenu de l'État. Il calcule l'impact de la réforme des paramètres fiscaux sur le revenu de l'État à assiettes fiscales inchangées. En effet, si la réforme n'affecte pas le comportement des ménages ($dh^n = dx_b^n = 0$), l'État collecte un montant additionnel μ . Autrement dit, μ mesure le montant de fonds publics qui serait collecté par une réforme fiscale en l'absence de toutes distorsions, ou si toutes les distorsions se compensaient parfaitement. Le deuxième terme, $CSD = -\sum_{nb} R_{ind}^{nb} \cdot dx_b^n / x_b^n - \sum_n \bar{R}_{dir}^n \cdot dh^n / h^n$, représente le Coût Social des Distorsions. C'est un terme clé de l'analyse. Il calcule l'impact des variations

endogènes des demandes de biens et de l'offre de travail des ménages sur le revenu de l'État. Si la réforme pousse les ménages à réduire leurs demandes de biens et/ou leur offre de travail, les assiettes fiscales se contractent et l'État perd un montant égal au Coût Social des Distorsions. De manière intuitive, le Coût Social des Distorsions représente l'impact de la fuite des ménages (face aux nouveaux taux d'imposition) sur le revenu de l'État. Le troisième terme $\gamma \cdot \bar{R}_{dir} \cdot dH / H$ isole la variation du revenu de l'État consécutive aux variations endogènes du taux de salaire brut des ménages. Il témoigne de l'impact des effets d'équilibre général affectant le taux de salaire brut. En effet, si la réforme conduit à une baisse de

7. Notre choix de l'environnement économique initial (avant la réforme) comme référence implique que les variations de bien-être individuelles sont évaluées par la Variation Equivalente de revenu.

l'offre agrégée de travail, le taux de salaire brut augmente et tend à accroître les recettes de la taxation directe. Ce terme tend donc à réduire l'impact négatif d'une baisse de l'offre de travail sur le revenu de l'État.

Enfin, en substituant la différentielle totale de la fonction d'utilité indirecte dans (6), il vient⁸ :

$$(8) \quad \lambda = \frac{CSD + dR}{dR} = 1 + \frac{CSD}{dR}$$

Ainsi défini, λ reste supérieur (resp. inférieur) à 1 tant que le Coût Social des Distorsions est positif (resp. négatif), ce qui est le cas lorsque la réforme fiscale conduit à une baisse (resp. hausse) des demandes de biens et/ou de l'offre de travail des ménages. En l'absence de toute distorsion ($dh^n = dx_b^n = 0$), le Coût Social des Distorsions reste nul et λ est égal à 1.

A ce stade de l'analyse, nous ne disposons pas encore d'une formule analytique permettant de calculer λ . En effet, dans (8), λ est exprimé en fonction des variations endogènes des demandes de biens et de l'offre de travail des ménages. Plus précisément, trois variables endogènes doivent encore être explicitées : dx_b^n / x_b^n , dh^n / h^n et dH/H . En différenciant totalement les fonctions Marshalliennes de demandes de biens, il vient

$$(9) \quad \frac{dx_b^n}{x_b^n} = \underbrace{\sum_k \varepsilon_{bk}^n \frac{dt_k}{1+t_k} - \varepsilon_{bw}^n \frac{dm^n}{1-m^n} + \varepsilon_{bl}^n \frac{dS^n - dA^n}{w^n \cdot h^n + I^n}}_{\alpha_{1b}^n} + \gamma \underbrace{\left[\varepsilon_{bl}^n \frac{W \cdot H}{w^n \cdot h^n + I^n} \frac{K^n}{K} - \varepsilon_{bw}^n \right]}_{\alpha_{2b}^n} \frac{dH}{H}$$

où : ε_{bk}^n , ε_{bw}^n et ε_{bl}^n représentent les élasticités de la demande de bien b par rapport, respectivement, au prix du bien k , au taux de salaire net et au revenu. De même, en différenciant totalement les fonctions Marshalliennes d'offre de travail, il vient

$$(10) \quad \frac{dh^n}{h^n} = \underbrace{\sum_k \eta_k^n \frac{dt_k}{1+t_k} - \eta_w^n \frac{dm^n}{1-m^n} + \eta_I^n \frac{dS^n - dA^n}{w^n \cdot h^n + I^n}}_{\alpha_1^n} + \gamma \underbrace{\left[\eta_I^n \frac{W \cdot H}{w^n \cdot h^n + I^n} \frac{K^n}{K} - \eta_w^n \right]}_{\alpha_2^n} \frac{dH}{H}$$

8. La différentielle totale de la fonction d'utilité indirectes s'écrit $dv^n = \sum_b \frac{\partial v^n}{\partial q_b} dq_b + \frac{\partial v^n}{\partial w^n} dw^n + \frac{\partial v^n}{\partial I^n} dI^n$.

En substituant les relations de Roy $\partial v^n / \partial q_b = -x_b^n \cdot \partial v^n / \partial I^n$ et $\partial v^n / \partial w^n = h^n \cdot \partial v^n / \partial I^n$, ainsi que

les différentielles totales du taux de salaire net $dw^n = [1 - m^n] \xi^n \cdot dW - W \cdot \xi^n \cdot dm^n$ et du revenu des

ménages $dI^n = dS^n + K^n \cdot dr - dA^n$, puis en utilisant l'identité $\partial v^n / \partial I^n \equiv [\partial e(q, w^n, v^n) / \partial v^n]^{-1}$ et

en sommant sur n , il vient $-\sum_n \frac{\partial e(q, w^n, v^n)}{\partial v^n} dv^n = \mu - \gamma \cdot \bar{R}_{dir} \cdot dH / H$. Finalement, en substituant (7)

dans cette dernière relation, on établit : $-\sum_n \frac{\partial e(q, w^n, v^n)}{\partial v^n} dv^n = CSD + dR$.

où : η_k^n , η_w^n et η_l^n représentent les élasticités de l'offre de travail par rapport, respectivement, au prix du bien k , au taux de salaire net et au revenu. Les relations (9) et (10) lient les trois variables endogènes que l'on cherche à calculer. En effet, les termes : α_{1b}^n , α_1^n , α_{2b}^n et α_2^n sont des paramètres que l'on peut spécifier de manière exogène. α_{1b}^n et α_1^n isolent l'impact de la réforme des paramètres fiscaux, tandis que α_{2b}^n et α_2^n témoignent de l'effet d'équilibre général qui ajuste le prix des facteurs de production lorsque l'offre agrégée de travail varie.

Finalement, en multipliant dx_b^n / x_b^n dans (9) par R_{ind}^{nb} , ainsi que dh^n/h^n dans (10) par \bar{R}_{dir}^n et $\xi^n \cdot h^n$, puis en sommant sur n et b , nous obtenons un système de trois équations à trois inconnus donné et résolu dans l'Annexe A. En substituant les solutions de ce système dans (8), nous obtenons une formule analytique de λ qui dépend uniquement des variables exogènes du modèle, et peut donc être calculée :

$$(11) \quad \lambda = \frac{\mu \left[H - \gamma \sum_n \xi^n \cdot h^n \cdot \alpha_2^n \right] - \gamma \cdot \bar{R}_{dir} \sum_n \xi^n \cdot h^n \cdot \alpha_1^n}{\left[H - \gamma \sum_n \xi^n \cdot h^n \cdot \alpha_2^n \right] \left[\mu + \sum_{nb} R_{ind}^{nb} \cdot \alpha_{1b}^n + \sum_n \bar{R}_{dir}^n \cdot \alpha_1^n \right]} + \gamma \left[\sum_{nb} R_{ind}^{nb} \cdot \alpha_{2b}^n + \sum_n \bar{R}_{dir}^n \cdot \alpha_2^n - \bar{R}_{dir} \right] \sum_n \xi^n \cdot h^n \cdot \alpha_1^n$$

Pour estimer λ à partir de (11), nous devons spécifier l'environnement économique initial (consommations et revenus des ménages, taux d'imposition, dépenses publiques), ainsi que les paramètres caractérisant le comportement des ménages (élasticités de l'offre de travail et des demandes de biens par rapport à tous les prix et au revenu). La section suivante décrit cette procédure.

4 Spécification empirique

Les paramètres caractérisant l'environnement économique initial sont précisés à partir de l'enquête sur le Budget Des Familles 2001 et du Code Général des Impôts. Les consommations des ménages sont agrégées en quatre postes ($B = 3$) selon le taux de Taxe sur la Valeur Ajoutée (nul $t_0 = 0$, super réduit $t_1 = 2,1\%$, réduit $t_2 = 5,5\%$ et normal $t_3 = 19,6\%$) auquel chacune d'elle est frappée, en nous référant au Code Général des Impôts⁹. L'enquête Budget Des Familles nous permet de préci-

9. Grossièrement, la majorité des consommations des ménages sont imposées au taux normal. Toutefois, un taux super réduit s'applique à la presse en général, aux médicaments remboursables et à la redevance télévision. De plus, un taux réduit s'applique essentiellement aux biens alimentaires de base, aux biens et services culturels (livres, théâtre, musées), aux services revêtant un caractère social (aide aux personnes âgées), à certains types de médicaments, aux cantines, aux gros travaux pour le logement, à l'eau et l'énergie distribuées par des organismes privés ou publics. Enfin, certains biens et services médicaux, les loyers, les services de la poste, les services relatifs à l'enseignement, les jeux de hasard, les assurances, les remboursements de prêts, les dons à autrui ou encore les achats de biens d'occasion ne sont pas assujettis à la Taxe sur la Valeur Ajoutée.

ser les consommations de biens de chaque ménage $q_b \cdot x_b^n$, à partir desquelles nous déduisons les recettes de la taxation indirecte pour chaque taux de Taxe sur la Valeur Ajoutée. De plus, l'enquête fait apparaître le montant des différents impôts payés par les ménages. Le montant de l'Impôt sur le Revenu payé par chaque ménage apparaît directement dans l'enquête et nous permet de calculer les recettes de la taxation directe¹⁰. De plus, le montant du prélèvement A^n est obtenu en agrégeant les montants de tous les impôts forfaitaires ou assimilés comme tels (impôts locaux, taxes automobiles).

Les ressources des ménages sont agrégées en deux postes : les revenus du travail $W \cdot \xi^n \cdot h^n$ et les revenus du capital $r \cdot K^n$. La valeur de $W \cdot \xi^n \cdot h^n$ est obtenue en sommant l'ensemble des revenus imposables de chaque ménage, notamment les revenus d'activité comme les salaires et autres rémunérations ainsi que les allocations chômage ou les retraites. $r \cdot K^n$ agrège toutes les ressources non imposables comme les intérêts de livrets d'épargne et d'épargne logement, les gains aux jeux de hasard, ou encore les revenus provenant de ventes de biens et de logement. Les ménages ont été classés selon leur revenu imposable par part¹¹ puis agrégés selon la tranche d'imposition à laquelle ils appartiennent. Malheureusement, l'enquête Budget Des Familles ne fournit pas directement la part d'imposition des ménages, mais contient toutes les informations nécessaires pour la déterminer (nombre de personne dans le ménage, situation maritale, âge). Alors nous avons calculé le plus rigoureusement possible, en nous référant au Code Général des Impôts (art. 194 et art. 195), la part imposable de chaque ménage. Nous modélisons sept tranches d'imposition des revenus du travail correspondant à celles observées en France, en supposant qu'il existe un ménage représentatif par tranche ($M = 7$). Le Tableau 4 (présenté dans l'Annexe B) résume la base de données cohérente avec le modèle théorique.

Étant donné que nous ne spécifions pas explicitement la fonction d'utilité des ménages nous pouvons aisément envisager de nombreux cas possibles concernant les valeurs prises par les élasticités¹². Toutefois, les valeurs données aux élasticités doivent respecter les contraintes théoriques et vérifier les relations de Slutsky :

$$(12) \quad \begin{aligned} \eta_I^n &= [\eta_{qk}^{nc} - \eta_{qk}^n] q \cdot x^n / q_k \cdot x_k^n \\ \varepsilon_{bI}^n &= [\varepsilon_{bk}^{nc} - \varepsilon_{bk}^n] q \cdot x^n / q_k \cdot x_k^n = -[\varepsilon_{bw}^{nc} - \varepsilon_{bw}^n] q \cdot x^n / w^n \cdot h^n \end{aligned}$$

10. Comme l'Impôt sur le Revenu est prélevé sur la base des revenus de l'année précédente, nous sommes contraints de supposer la constance du revenu imposable de 2000 à 2001. Toutefois certains ménages de l'échantillon ont un revenu imposable nul ou faible alors qu'ils payent l'Impôt sur le Revenu (ce qui conduit à des taux d'imposition biaisés quasi infinis). D'autres ont un revenu imposable très élevé alors qu'ils ne payent pas l'Impôt sur le Revenu. Il apparaît donc clairement que ces ménages ont subi une perte ou profité d'un gain de revenu important l'année de l'enquête et ont été écartés de notre base de données (1096 ménages soit moins de 11% de l'échantillon initial).

11. Ce procédé consiste à diviser le revenu imposable du foyer fiscal en un certain nombre de parts. Par exemple, une part pour un célibataire, deux parts pour un couple marié, une demi-part supplémentaire pour chacun des deux premiers enfants à charge et une part supplémentaire pour chaque enfant à charge à compter du troisième.

12. La plupart des estimations de λ établies dans la littérature sont tirées de modèles d'équilibre général calculable qui recourent à l'emploi de formes fonctionnelles pour caractériser les préférences des ménages. Alors, ces modèles doivent être calibrés de nouveau (ce qui peut s'avérer extrêmement coûteux) à chaque spécification des élasticités étant donné qu'elles dépendent des paramètres de la fonction d'utilité spécifiée. Or compte tenu de la relative incertitude sur les valeurs des élasticités, qui par ailleurs ont un impact sensible sur la valeur de λ , il est bon de pouvoir considérer un large éventail de valeurs.

où les élasticités indicées « c » sont les élasticités prix compensées (ou Hicksiennes).

Pour simplifier l'analyse, nous supposerons qu'il n'existe pas de liens de substituabilité ou de complémentarité nette entre les biens (les élasticités prix croisées Hicksiennes sont nulles : $\eta_{qk}^{nc} = \varepsilon_{bk}^{nc} = \varepsilon_{bw}^{nc} = 0$). Sous cette hypothèse, la hausse du prix d'un bien affecte la demande de ce bien sous l'influence d'un effet prix direct et d'un effet revenu. Par contre, elle affecte la demande des autres biens sous la seule influence des effets de revenu¹³. Tous les biens du modèle sont supposés normaux. Ainsi, l'élasticité revenu est négative pour l'offre de travail ($\eta_I^n < 0$) tandis qu'elle est positive pour les demandes de biens ($\varepsilon_{bI}^n > 0$). Face à une baisse de leur pouvoir d'achat, les ménages réagissent en réduisant leurs demandes de biens de consommation et en augmentant leur offre de travail. Nous simplifions davantage en considérant que tous les ménages ont les mêmes élasticités revenu ($\eta_I^n = \eta_I$ et $\varepsilon_{bI}^n = \varepsilon_{bI}$) et prix directes ($\varepsilon_{bb}^n = \varepsilon_{bb}$ et $\eta_w^n = \eta$). De plus, ces élasticités sont supposées identiques pour chaque bien de consommation ($\varepsilon_{bI} = \varepsilon_I$ et $\varepsilon_{bb} = \varepsilon$). Compte tenu de ces hypothèses, les relations de Slutsky deviennent :

$$(13) \quad \begin{aligned} \eta_I &= -[q \cdot x^n / q_k \cdot x_k^n] \eta_{qk}^n \\ \varepsilon_I &= -[q \cdot x^n / q_k \cdot x_k^n] \varepsilon_{bk}^n = [q \cdot x^n / w^n \cdot h^n] \varepsilon_{bw}^n \end{aligned}$$

Au final, nous devons fixer deux élasticités revenu (ε_I et η_I) et deux élasticités prix directes (ε et η). Alors, en utilisant les relations (13), on déduit les élasticités prix croisées Marshalliennes (η_{qk}^n , ε_{bk}^n et ε_{bw}^n).

Il existe peu d'estimations des élasticités en France et une relative incertitude concernant leur valeur demeure¹⁴. Nous considérons arbitrairement cinq valeurs possibles des élasticités prix directes Marshalliennes des demandes de biens ε : $-0,6$, $-0,8$, $-0,9$, -1 et $-1,2$, et de l'offre de travail η : $0,2$, $0,4$, $0,5$, $0,6$ et $0,8$, ainsi que trois valeurs possibles des élasticités revenu de l'offre de travail η_I : 0 , $-0,15$ et $-0,3$, et des demandes de biens $\varepsilon_I = 0,8$, 1 et $1,2$. Ainsi, nous générons quinze combinaisons alternatives des élasticités vérifiant les contraintes théoriques. Par ailleurs, nous suivons la littérature en fixant l'élasticité du taux de salaire net par

13. Si l'on souhaite éliminer les liens de substituabilité et de complémentarité brutes entre les différents biens, on peut montrer que la contrainte de symétrie et la relation de Slutsky obligent à supposer que tous les biens ont la même élasticité revenu. Alors, si tous les biens de consommation sont normaux, le loisir est nécessairement inférieur, ou si le loisir est normal tous les biens de consommation doivent être inférieurs.

14. BOURGUIGNON [2001] situe l'élasticité prix directe Marshallienne de l'offre de travail aux alentours de $0,5$ pour la France, « *chiffre qui est l'ordre de grandeur moyen des estimations économétriques disponibles* ». Dans la littérature visant à estimer λ , BALLARD, SHOVEN et WHALLEY [1985] font varier l'élasticité prix directe Marshallienne de l'offre de travail de 0 à $0,3$, tandis que STUART [1984] considère des valeurs allant de 0 à $0,6$. Tous les auteurs considèrent que le loisir est un bien normal, sauf BROWNING [1987] qui suppose que les élasticités prix directes (Marshallienne et Hicksienne) de l'offre de travail se confondent et varient de $0,2$ à $0,4$.

Par ailleurs, RUIZ et TRANNOY [2006] proposent des estimations des élasticités des demandes de biens en France. Ils montrent que tous les biens consommés par les ménages sont normaux et ont donc une élasticité revenu positive variant entre $0,39$ et $1,22$ (la moyenne vaut $0,91$). De plus, les élasticités prix directes Hicksiennes varient entre $-0,38$ et $-1,30$ (la moyenne vaut $-0,69$).

rapport à l'offre agrégée de travail à $\gamma = 0,28$. Nous discuterons principalement un calcul de référence dans lequel les élasticités prix directes Marshalliennes de l'offre de travail et des demandes de biens sont respectivement fixées à $\eta = 0,5$ et $\varepsilon = -0,9$, tandis que les élasticités revenu sont fixées à $\eta_l = -0,15$ pour l'offre de travail et $\varepsilon_l = 1$ pour les demandes de biens.

5 Résultats

5.1 Réformes de la taxation indirecte

Le Tableau 1 donne les estimations de λ pour différentes réformes des taux de Taxe sur la Valeur Ajoutée et valeurs des élasticités Marshalliennes. Les réformes : R1, R2 et R3, consistent respectivement à accroître uniquement le taux super réduit ($dt_1 = 1\%$), le taux réduit ($dt_2 = 1\%$) et le taux normal ($dt_3 = 1\%$). Dans R4, tous les taux sont augmentés d'un point de pourcentage ($dt_b = 1\%$), tandis que dans R5, tous les taux sont accrus dans une même proportion ($dt_b/t_b = 1\%$).

Quelle que soit la réforme de la Taxe sur la Valeur Ajoutée envisagée, λ croît avec les élasticités prix directes Marshalliennes. Il varie de 1,09 à 1,23 lorsque la réforme concerne le taux normal, et de 1,06 à 1,08 lorsqu'elle concerne les taux réduit et super réduit. On constate également que λ est sensiblement plus fort lorsque l'on accroît le taux normal plutôt que les taux réduit et super réduit. En effet, dans le calcul de référence (colonne en gras), λ atteint 1,16 pour une réforme du taux normal contre 1,07 pour une réforme des taux réduit et super réduit. Il est donc au moins deux fois plus coûteux, en terme d'efficacité, de collecter un Euro supplémentaire en accroissant le taux normal plutôt que les taux réduit et super réduit. Ce résultat découle du fait que λ dépend sensiblement et positivement de la valeur du taux de taxe initial. Intuitivement, il traduit l'idée que plusieurs petites taxes sont plus efficaces qu'une grosse taxe.

TABLEAU 1

	η	0,2	0,4	0,5	0,6	0,8
	ε	-0,6	-0,8	-0,9	-1	-1,2
R1. \uparrow tx super-réduit t1		1,06	1,07	1,07	1,08	1,08
R2. \uparrow tx réduit t2		1,06	1,06	1,07	1,07	1,08
R3. \uparrow tx normal t3		1,09	1,13	1,16	1,18	1,23
R4. \uparrow identique tous tx		1,07	1,09	1,11	1,12	1,14
R5. \uparrow relative identique tous tx		1,08	1,12	1,13	1,15	1,19

Par ailleurs, λ est relativement plus élevé dans R5, où il varie de 1,08 à 1,19, que dans R4, où il varie de 1,07 à 1,14. Dans R5, les taux initiaux sont pris en compte

pour déterminer leurs variations. En conséquence, R5 accroît plus fortement le taux normal (qui reste l'instrument le plus coûteux), et génère donc un λ relativement plus fort que R4.

5.2 Réformes de la taxation directe

Le Tableau 2 donne les estimations de λ associées à différentes réformes de la taxation directe. Les réformes : R6 \rightarrow R12 consistent à accroître un des taux marginaux d'imposition du revenu ($dm^n = 1\%$), les autres taux demeurant constants. Dans R13, tous les taux sont augmentés d'un même montant ($dm^n = dm = 1\%$), tandis qu'ils sont augmentés dans une même proportion dans R14 ($dm^n/m^n = 1\%$) et R15 ($dm^n/[1 - m^n] = 1\%$). Ainsi, R13 touche également tous les taux marginaux d'imposition. Par contre, R14 frappe plus fortement les tranches hautes tandis que R15 frappe plus fortement les tranches basses.

TABLEAU 2

	η	0,2	0,4	0,5	0,6	0,8
R6. \uparrow tx marginal m1		1,09	1,08	1,08	1,07	1,06
R7. \uparrow tx marginal m2		1,11	1,12	1,12	1,12	1,13
R8. \uparrow tx marginal m3		1,15	1,20	1,23	1,26	1,31
R9. \uparrow tx marginal m4		1,19	1,30	1,36	1,43	1,58
R10. \uparrow tx marginal m5		1,23	1,45	1,58	1,73	2,11
R11. \uparrow tx marginal m6		1,29	1,61	1,82	2,09	2,91
R12. \uparrow tx marginal m7		1,33	1,80	2,16	2,69	5,01
R13. \uparrow identique tous tx		1,15	1,23	1,26	1,30	1,37
R14. \uparrow relative identique tous tx		1,19	1,32	1,38	1,46	1,62
R15. \uparrow tous tx		1,15	1,21	1,23	1,26	1,32

D'une manière générale, λ est d'autant plus élevé que les élasticité prix directes Marshalliennes sont fortes. Par ailleurs, λ est sensiblement plus fort lorsque l'on accroît les taux marginaux associés aux tranches les plus élevées. Dans le calcul de référence, λ varie de 1,08 à 2,16 selon que la réforme frappe la tranche la plus basse ou la plus haute. Ce phénomène s'explique principalement par le fait que les ménages se situant dans les tranches les plus hautes font face aux taux marginaux les plus forts. Alors, la baisse de l'offre de travail des ménages les plus productifs est très coûteuse en terme de recettes fiscales et tend fortement à accroître λ .

Nos résultats illustrent clairement le dilemme traditionnel entre l'efficacité économique d'une part et l'équité sociale d'autre part. En effet, λ atteint un maximum de 2,16 pour une hausse du taux marginal associé à la tranche la plus haute et un minimum de 1,08 une hausse du taux marginal associé à la tranche la plus basse. Réformer la taxation directe de manière équitable peut s'avérer extrêmement coûteux en terme d'efficacité. Toutefois, lorsqu'elle frappe les tranches basses, une réforme de la taxation directe n'induit pas nécessairement un λ plus élevé qu'une réforme de la taxation indirecte.

5.3 Réformes de la taxation forfaitaire

Le Tableau 3 donne les estimations de λ associées à différentes réformes de la taxation forfaitaire. Les réformes : R16 \rightarrow R22 consistent à accroître uniquement le prélèvement forfaitaire payé par l'un des ménages. Par ailleurs, dans R23, tous les ménages payent simultanément un Euro supplémentaire.

La réforme des prélèvements forfaitaires conduit aux estimations de λ les plus faibles et ce d'autant plus qu'elle touche les ménages les plus productifs. λ atteint un minimum de 0,95 lorsque la réforme frappe les plus productifs, et un maximum de 1,10 lorsqu'elle frappe les moins productifs. En effet, comme la réforme conduit à une hausse de l'offre de travail (sous l'influence des effets de revenu), son impact positif sur les recettes de la taxation directe est d'autant plus fort qu'elle touche les ménages appartenant aux tranches les plus hautes.

TABLEAU 3

	ηI	0	-0,15	-0,15
	ϵI	1,2	1	0,8
R16. \uparrow prélèvement forfaitaire A1		1,12	1,10	1,09
R17. \uparrow prélèvement forfaitaire A2		1,12	1,09	1,06
R18. \uparrow prélèvement forfaitaire A3		1,10	1,06	1,01
R19. \uparrow prélèvement forfaitaire A4		1,10	1,03	0,98
R20. \uparrow prélèvement forfaitaire A5		1,08	1,00	0,94
R21. \uparrow prélèvement forfaitaire A6		1,07	0,99	0,91
R22. \uparrow prélèvement forfaitaire A7		1,04	0,95	0,86
R23. \uparrow identique tous prélèvements		1,09	1,03	0,97

Alors même que le prélèvement additionnel est forfaitaire, on constate que λ n'est pas nécessairement égal à 1. Tel serait le cas si la fiscalité était intégralement forfaitaire ou si les élasticités revenu de tous les biens taxés étaient nulles. De par les effets de revenu qu'il induit, le prélèvement additionnel modifie l'assiette de la fiscalité en place. Comme tous les biens, y compris le loisir, sont supposés normaux, les effets de revenu ont un impact opposé sur les recettes des taxations directe et indirecte. Leur impact complet sur λ demeure donc ambigu. Si la fiscalité en place était intégralement directe, λ serait nécessairement inférieur à 1. Par contre, si elle était intégralement indirecte, λ serait nécessairement supérieur à 1. Ce point souligne l'intérêt de notre modélisation, qui intègre simultanément une fiscalité des biens et du revenu.

6 Conclusion

Cet article a étendu le modèle conventionnel d'offre de travail en y intégrant des taxes indirectes et forfaitaires. Cet apport nous a permis de mettre en évidence et tenir compte de l'interdépendance des assiettes fiscales. Une formule analytique de λ dépendant uniquement des variables exogènes du modèle a été établie. Ces variables ont été précisées à partir de l'enquête Budget Des Familles 2001 et du Code Général des Impôts. Notre formule a été employée pour estimer λ pour différentes réformes de la fiscalité française. Dans le calcul de référence, λ varie de 0,95 à 2,16 selon la réforme fiscale envisagée. Réformer l'Impôt sur le Revenu conduit aux estimations de λ les plus fortes et ce d'autant plus que la réforme frappe les taux marginaux associés aux tranches d'imposition les plus hautes. Au contraire, la réforme des prélèvements forfaitaires conduit aux estimations de λ les plus faibles et ce d'autant plus qu'elle touche les ménages les plus productifs. Par ailleurs, les estimations de λ associées à une réforme des taux de Taxe sur la Valeur Ajoutée restent relativement faibles. Les calculs montrent toutefois que λ est sensiblement plus fort lorsque la réforme frappe le taux normal plutôt que les taux réduits et super-réduits. Au final, les estimations obtenues dans cet article conduisent à situer λ aux alentours de 1,2 en France, soit la valeur retenue par le Commissariat Général du Plan en 1975 (sixième Plan).

La sensibilité de λ aux élasticités conduit naturellement à s'interroger sur le choix de celles-ci. Malheureusement il existe relativement peu d'estimations des élasticités en France, et de nouvelles recherches empiriques dans le domaine contribueraient grandement à affiner notre connaissance de λ . Par ailleurs, nous avons modélisé l'offre de travail des ménages comme intensive (en nombre d'heures effectives de travail) en écartant le problème de la participation au marché du travail. Or, la littérature moderne sur le marché du travail (HECKMAN [1993]) tend à montrer que les variations de prix affectent principalement l'offre de travail de par leur influence sur la participation des ménages. Intégrer la décision de participation dans l'analyse devrait conduire à accroître nos estimations de λ , notamment pour les réformes qui frappent les plus bas revenus dont la contrainte de participation est plus serrée que celle des plus hauts revenus (Voir KLEVEN et KREINER [2006]).

Une dernière question doit enfin être soulevée. Elle concerne la prise en compte explicite d'une estimation de λ dans l'analyse coût-bénéfice des dépenses publiques. Hors du cadre de la taxation optimale, il n'existe pas une valeur singulière de λ qui témoigne de l'inefficacité du système d'imposition dans son ensemble. A chaque réforme particulière de la fiscalité en place, correspond une valeur particulière de λ . Un problème se pose alors quant au choix de l'estimation de λ à retenir pour évaluer le coût social d'un projet de dépense publique particulier. En pratique, les dépenses publiques ne sont pas nécessairement liées à un financement spécifique. En conséquence la source des fonds qui permettent de financer un projet de dépense publique particulier reste difficile à déterminer. L'estimation de 1,2 avancée dans cet article doit donc être vue comme une moyenne des estimations obtenues pour les différents instruments qui composent le système d'imposition. ■

Références bibliographiques

- AHMAD E., STERN N.H. (1984). - « The Theory of Reform and Indian Indirect Taxes », *Journal of Public Economics*, 25, p. 259-298.
- ALLGOOD S., SNOW A. (1998). - « The Marginal Cost of Raising Tax Revenue and Redistributing Income », *Journal of Political Economy*, 106 (6), p. 1246-1273.
- BALLARD C.L., FULLERTON D. (1992). - « Distortionary Taxes and the Provision of Public Goods », *Journal of Economic Perspectives*, 6, p. 117-131.
- BALLARD C.L., SHOVEN J.B., WHALLEY J. (1985). - « General equilibrium computations of the marginal welfare costs of taxes in the United States », *American Economic Review*, 75, p. 128-138.
- BERNARD A., VIELLE M. (2003). - « Measuring the Welfare Cost of Climate Change Policies : A Comparative Assessment Based on the Computable General Equilibrium Model GEMINI-E3 », *Environmental Modeling and Assessment*, vol. 8 (3).
- BOURGUIGNON F. (2001). - « Revenu Minimum et Redistribution Optimale des Revenus : Fondements Théoriques », *Économie et Statistique*, 346-347, p. 187-194.
- BROWNING E.K. (1987). - « On the Marginal Welfare Cost of Taxation », *American Economic Review*, 77, p. 11-23.
- DAHLBY B. (1998). - « Progressive Taxation and the Social Marginal Cost of Public Funds », *Journal of Public Economics*, 67, p. 105-122.
- FELDSTEIN M. (1997). - « How Big Should Government Be? », *National Tax Journal*, 50, p. 197-213.
- HECKMAN J.J. (1993). - « What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years? », *American Economic Review Papers and Proceedings*, 83, p. 116-121.
- KLEVEN H.J., KREINER C.T. (2006). - « The marginal cost of public funds : Hours of work versus labor force participation », *Journal of Public Economics*, 90, p. 1955-1973.
- LAFFONT J.J. (1998). - « Competition, Information, and Development », *annual World Bank Conference on Development Economics*, Washington DC.
- LAFFONT J.J., POUYET J. (2003). - « The subsidiarity bias in regulation », *Journal of Public Economics*, 88, p. 255-283.
- LAFFONT J.J., TIROLE J. (1993). - « A Theory of Incentives in Procurement and Regulation », MIT Press, Cambridge, MA.
- LEBEGUE D. (2005). - « Le Prix du Temps et la Décision Publique : Révision du Taux d'Actualisation Public », *la Documentation française*.
- MAYSHAR J. (1991). - « On Measuring the Marginal Cost of Funds Analytically », *American Economic review*, 81, p. 1329-1335.
- RUIZ N., TRANNOY A. (2006). - « Impact microéconomique de la fiscalité indirecte en France et propositions de réformes », *23èmes Journées de Microéconomie Appliquée*, Session D1. Fiscalité, Faculté de Sciences Economiques et de Gestion, Université de Nantes.
- SANDMO A. (1998). - « Redistribution and the Marginal Cost of Public Funds », *Journal of Public Economics*, 70, p. 365-382.
- SNOW A., WARREN R.S. (1996). - « The Marginal welfare Cost of Public Funds : Theory and Estimates », *Journal of Public Economics*, 61 (2), p. 289-305.
- STUART C. (1984). - « Welfare Cost Per Dollar of Additional Tax Revenue in the United States », *American Economic Review*, 74, p. 352-362.

7 Annexes

Annexe A : Bouclage du modèle

En multipliant dx_b^n / x_b^n dans (9) par R_{ind}^{nb} , ainsi que dh^n/h^n dans (10) par \bar{R}_{dir}^n et $\xi^n . h^n$, puis en sommant sur n et b , nous obtenons le système de trois équations à trois inconnus suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \left[H - \gamma \sum_n \xi^n . h^n . \alpha_2^n \right] \frac{dH}{H} - \sum_n \xi^n . h^n . \alpha_1^n = 0 \\ \sum_n \bar{R}_{dir}^n \frac{dh^n}{h^n} - \gamma \sum_n \bar{R}_{dir}^n . \alpha_2^n \frac{dH}{H} - \sum_n \bar{R}_{dir}^n . \alpha_1^n = 0 \\ \sum_{nb} R_{ind}^{nb} \frac{dx_b^n}{x_b^n} - \gamma \sum_{nb} R_{ind}^{nb} . \alpha_{2b}^n \frac{dH}{H} - \sum_{nb} R_{ind}^{nb} . \alpha_{1b}^n = 0 \end{array} \right.$$

Les solutions sont obtenues directement par substitution :

$$\frac{dH}{H} = \frac{\sum_n \xi^n . h^n . \alpha_1^n}{H - \gamma \sum_n \xi^n . h^n . \alpha_2^n}$$

$$\sum_n \bar{R}_{dir}^n \frac{dh^n}{h^n} = \frac{\gamma \sum_n \bar{R}_{dir}^n . \alpha_2^n \sum_n \xi^n . h^n . \alpha_1^n}{H - \gamma \sum_n \xi^n . h^n . \alpha_2^n} + \sum_n \bar{R}_{dir}^n . \alpha_1^n$$

$$\sum_{nb} R_{ind}^{nb} \frac{dx_b^n}{x_b^n} = \frac{\gamma \sum_{nb} R_{ind}^{nb} . \alpha_{2b}^n \sum_n \xi^n . h^n . \alpha_1^n}{H - \gamma \sum_n \xi^n . h^n . \alpha_2^n} + \sum_{nb} R_{ind}^{nb} . \alpha_{1b}^n$$

Annexe B : Base de données cohérentes avec le modèle théorique

TABLEAU 4

n	1	2	3	4	5	6	7
$W.\xi^n.h^n$ (après décote par part)	3896	6557	10733	17568	27925	41163	82940
nbre de mén	3008	1713	2893	1185	330	33	47
Y_n	0	4120	8104	14264	23096	37579	46343
Y_{n+1}	4120	8104	14264	23096	37579	46343	$+\infty$
$W.\xi^n.h^n$	12424	22020	31554	46075	69402	85949	199338
a^n	0 %	3,5 %	5,7 %	9,5 %	13,9 %	18,1 %	24,1 %
$a^n.W.\xi^n.h^n$	0	780	1808	4374	9659	15539	47976
m^n	0	7,5%	21%	31%	41%	46,75%	52,75%
$m^n.W.\xi^n.h^n$	0	1652	6626	14283	28455	40181	105151
S^n	0	871	4819	9909	18796	24642	57175
$q_0.x_0^n$	1266	2629	7492	14087	31036	40100	104957
$q_1.x_1^n$	2108	3041	3238	3712	4100	3988	7565
$q_2.x_2^n$	7046	9268	10523	12619	14420	16208	20253
$q_3.x_3^n$	6999	9958	12634	16553	20475	22113	27875
A^n	364	754	989	1373	1754	1985	2510
$r.K^n$	2326	3328	4711	6436	11813	13900	11695
I^n	4994	4527	8959	15180	29084	36640	66462