



HAL
open science

Estimation du coût d'opportunité des fonds publics pour l'économie française

Mickaël Beaud, Thierry Blayac, Patrice Bougette, Soufiane Khoudmi, Philippe Mahenc, Stéphane Mussard

► To cite this version:

Mickaël Beaud, Thierry Blayac, Patrice Bougette, Soufiane Khoudmi, Philippe Mahenc, et al.. Estimation du coût d'opportunité des fonds publics pour l'économie française. [Rapport Technique] LAMETA et Université Montpellier 1 - Etude pour le Ministère de l'Ecologie, du Développement Durable et de l'Energie. 2013. halshs-01077141

HAL Id: halshs-01077141

<https://shs.hal.science/halshs-01077141>

Submitted on 6 Jun 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



L A M E T A

Laboratoire Montpellierain
d'Economie Théorique et Appliquée

U M R
Unité Mixte de Recherche

ETUDES et SYNTHÈSES

« Estimation du Coût d'Opportunité
des Fonds Publics
pour l'Economie Française »

Mickael BEAUD , Thierry BLAYAC
Patrice BOUGETTE, Soufiane KHOUDMI
Philippe MAHENC et Stéphane MUSSARD

ES n°2014-01

Unité de Formation et de Recherche d'Economie
Avenue Raymond DUGRAND C.S. 79606
34960 MONTPELLIER Cedex 2

E-mail : lameta@lameta.univ-montp1.fr
web : www.lameta.univ-montp1.fr

ESTIMATION DU COÛT D'OPPORTUNITÉ DES FONDS PUBLICS POUR L'ÉCONOMIE FRANÇAISE

Étude pour le Ministère de l'Écologie, du
Développement Durable et de l'Énergie

Mickael Beaud¹ Thierry Blayac Patrice Bougette
Soufiane Khoudmi Philippe Mahenc Stéphane Mussard

2013

1. Université Montpellier 1, UMR 5474 LAMETA, F-34000 Montpellier, France / email :
mbeaud@univ-montp1.fr.

Table des matières

I	Fondements conceptuels, mesures et estimations disponibles du coût d'opportunité marginal des fonds publics	15
1	Les différents coûts de l'impôt	16
1.1	Coût administratif du recouvrement de l'impôt	16
1.2	Coût administratif d'acquittement de l'impôt	17
1.3	Coût économique de l'impôt	18
2	La charge excédentaire totale	20
2.1	Le triangle de Harberger	21
2.2	Les différentes mesures possibles de la charge excédentaire totale	23
2.2.1	Quelques éléments de microéconomie	25
2.2.2	La charge excédentaire totale basée sur la variation équivalente .	26
2.2.3	La charge excédentaire totale basée sur la variation compensatrice	27
2.2.4	La charge excédentaire totale basée sur le surplus marshallien .	28
2.2.5	Comparaison des différentes mesures de la charge excédentaire totale	29
2.3	Intérêts et limites du concept de charge excédentaire totale pour la politique publique	31
3	Le coût d'opportunité marginal des fonds publics	33
3.1	Relations entre les concepts de charge excédentaire marginale et de coût d'opportunité marginal des fonds publics	33
3.1.1	La charge excédentaire marginale	33
3.1.2	Charge excédentaire marginale vs coût d'opportunité marginal des fonds publics	36
3.2	Le coût d'opportunité marginal des fonds publics dans l'analyse coûts-bénéfices des projets publics	46
3.2.1	L'effet de retour potentiel des projets d'investissement publics sur les recettes fiscales	46

3.2.2	Coût d'opportunité marginal des fonds publics ou coûts d'opportunité marginaux des fonds publics	49
3.3	L'incorporation des considérations éthiques et l'identification de réformes fiscales justes et efficaces	50
3.3.1	Principes éthiques et fonction de bien-être social	51
3.3.2	Courbes de concentration	54
3.3.3	Réformes fiscales pures et accroissement du bien-être social . . .	54
3.4	Les estimations empiriques du coût d'opportunité marginal des fonds publics disponibles dans la littérature économique	58

II Estimations du coût d'opportunité marginal des fonds publics pour l'économie française **67**

4	Cadre théorique et spécification empirique	68
4.1	Base de données et agrégation des biens	68
4.1.1	L'enquête budget des familles	68
4.1.2	Collecte des données de l'enquête budget des familles	69
4.1.3	Agrégation des biens retenue pour l'estimation économétrique de la demande	70
4.1.4	Appariement des indices de prix avec l'enquête budget des familles	71
4.2	Modèle économique et prélèvements obligatoires	72
4.2.1	L'économie	72
4.2.2	Prélèvements obligatoires en France et taux de couverture . . .	73
4.2.3	Fiscalité indirecte des biens de consommation : Taxe sur la valeur ajoutée et droits d'accises	76
4.2.4	Fiscalité directe des revenus du travail : Cotisations sociales et impôt sur le revenu	80
4.2.5	Fiscalité forfaitaire : Taxe d'habitation et taxe foncière	83
4.3	Comportement économique des ménages	84
4.3.1	Maximisation de l'utilité, fonctions marshalliennes et fonction d'utilité indirecte	84
4.3.2	Programme de minimisation de la dépense, fonctions hicksiennes et fonction de dépense	85
4.3.3	Elasticités de la demande des biens taxés, élasticités de l'offre de travail et interactions entre les assiettes fiscales	86
4.3.4	Elasticités de la demande	86
4.3.5	Elasticités de l'offre de travail	88

4.3.6	Liens de substituabilité/complémentarité entre l'offre de travail et la demande des biens taxés	89
5	Réformes fiscales et formules analytiques du coût d'opportunité mar- ginal des fonds publics	91
5.1	Coût d'opportunité marginal des fonds publics pour la fiscalité indirecte : Taxe sur la valeur ajoutée et droits d'accises	91
5.2	Coût d'opportunité marginal des fonds publics pour la fiscalité directe : Cotisations sociales et impôt sur le revenu	93
5.3	Coût d'opportunité marginal des fonds publics pour la fiscalité forfaitaire : Taxe d'habitation et taxe foncière	98
5.4	Coût d'opportunité marginal des fonds publics par entité publique et pour l'ensemble des prélèvements obligatoires	99
6	Résultats des estimations du coût d'opportunité marginal des fonds publics pour l'économie française	102
6.1	Estimations du coût d'opportunité marginal des fonds publics par entité publique et pour l'ensemble des prélèvements obligatoires	102
6.1.1	Sensibilité des estimations aux élasticités revenu	104
6.2	Estimations du coût d'opportunité marginal des fonds publics spécifique à la taxe sur la valeur ajoutée et aux droits d'accises	105
6.2.1	Sensibilité des estimations aux élasticités prix croisées de la de- mande	107
6.2.2	Sensibilité des estimations aux élasticités prix directes de la de- mande	109
6.3	Estimations du coût d'opportunité marginal des fonds publics spécifique à l'impôt sur le revenu	112
6.3.1	Sensibilité des estimations aux élasticités prix et revenu de l'offre de travail	114
6.4	Résumé des estimations	118
A	Estimation du système de demande	119
A.1	Spécification du système de demande	119
A.1.1	Propriétés d'un système de demande et choix d'une forme fonc- tionnelle	119
A.1.2	Spécification QAIDS	121
A.1.3	Variables socio-démographiques	122
A.1.4	Problème du zéro et biais de sélection	123

A.2	Estimation	128
A.2.1	Première étape : système conditionnellement linéaire itératif . .	130
A.2.2	Deuxième étape : Estimateur de distance minimale et symétrie .	132
A.2.3	Elasticités	134
	Bibliographie	136

Introduction générale

“There are many fascinating theoretical and empirical issues to be addressed in public finance. But none is more important than measuring the effects of tax rate changes and the costs of incremental tax revenue.”

Martin Feldstein, 1997, How big should the government be? *National Tax Journal*.

Lorsque l’Etat prélève 1€ de fonds publics supplémentaire en réformant la fiscalité en place, quel est le coût réellement supporté par la collectivité dès lors que l’on prend en compte les distorsions économiques engendrées par la réforme? Calculer le coût d’opportunité des fonds publics – ou plus précisément le coût d’opportunité *marginal* des fonds publics (CMFP) – revient à répondre à cette question. Le CMFP est un élément clé dans l’analyse coûts-bénéfices des politiques publiques et sa valeur peut sensiblement affecter la forme de l’intervention publique. Ainsi, l’estimation du CMFP est un point extrêmement important pour les décideurs publics.

Même si la littérature économique sur le CMFP peut être vue comme une littérature difficile, le CMFP reste tout de même un concept très intuitif. Il s’agit d’abord d’envisager une réforme de la fiscalité en place, se traduisant concrètement par une légère hausse ou baisse d’un ou de plusieurs des taux d’imposition existants, puis de comparer son impact sur le bien-être collectif à son impact sur le montant des recettes fiscales. Ainsi, on calcule simplement le CMFP en rapportant la variation du bien-être collectif à la variation des recettes fiscales :¹

$$CMFP = - \frac{\text{Variation du bien-être collectif}}{\text{Variation des recettes fiscales}} \quad (1)$$

Dans le cas d’une hausse des taux d’imposition, le CMFP est supérieur à 1 dès lors que la réforme fiscale impose une perte de bien-être collectif supérieure au montant des fonds publics supplémentaires qu’elle permet de collecter. Si l’on considère plutôt une baisse des taux d’imposition, le CMFP est supérieur à 1 dès lors que la réforme fiscale induit un gain de bien-être collectif supérieur à la perte de recettes fiscales.² Par exemple, si le CMFP associé à une légère hausse du taux normal de la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) est de 1,5, cela signifie que collecter 1€ supplémentaire par cette réforme coûte en réalité 1,5€ à la collectivité. Autrement dit, pour disposer de 1€ supplémentaire de fonds publics, l’Etat doit renoncer, non pas à 1€, mais à 1,5€

1. Pour que la comparaison soit cohérente, la variation du bien-être collectif doit être évaluée en termes monétaires, c’est-à-dire en euros.

2. Le CMFP prend toujours une valeur positive. La variation du bien-être collectif est donc toujours du signe inverse de la variation des recettes fiscales. Dans le cas d’une hausse des taux d’imposition, la variation du bien-être collectif est négative et les recettes fiscales doivent nécessairement augmenter. Ainsi, le CMFP n’est défini que lorsque l’on se situe sur la partie croissante de la courbe de Laffer. En outre, lorsque l’on atteint le sommet la courbe de Laffer, le CMFP tend vers l’infini.

de bien-être collectif. Parallèlement, dans le cas d'une légère baisse du taux normal de TVA, renoncer à 1€ de fonds publics permettrait de générer un gain de bien-être collectif de 1,5€. ³

Dans le cadre de l'analyse coûts-bénéfices des projets d'investissement publics financés par l'impôt, le CMFP apparaît comme un multiplicateur de correction que l'on applique aux coûts de financement des projets. D'une manière générale, la règle de décision entre acceptation et refus d'un projet s'écrit :

$$\text{Bénéfices du projet} \geq \text{Coûts du projet} \times \text{CMFP} \quad (2)$$

Par exemple, si le CMFP est égal à 1,5, un projet dont les coûts de réalisation sont évalués à 10Ms€ passe le test de l'analyse coûts-bénéfices s'il garantit des bénéfices non inférieurs à 15Ms€. On comprend aisément que si le CMFP est sensiblement supérieur à 1, sa prise en compte systématique dans l'analyse coûts-bénéfices des projets d'investissement publics devrait conduire, en pratique, à réduire le nombre de projets effectivement mis en œuvre, et notamment celui des projets à faible capacité d'auto-financement. La valeur CMFP apparaît donc implicitement au cœur des débats actuels sur le recours au secteur privé dans la production et/ou la fourniture de biens et services publics (partenariats public-privé).

Parallèlement, au même titre que les prélèvements publics, les dépenses publiques peuvent aussi engendrer des distorsions économiques, c'est-à-dire modifier les choix des agents économiques. Par exemple, des distorsions peuvent apparaître dans le cas d'un projet public qui serait un substitut ou un complément de la consommation privée. Dans ce cas, la mise en œuvre du projet public affecte le montant des recettes fiscales. Ainsi, il conviendrait de prendre en compte cet effet de retour dans l'analyse coûts-bénéfices du projet, mais comment ? Une première solution consiste à intégrer l'effet de retour du projet dans le calcul du CMFP. Le principal problème de cette approche est que la valeur du CMFP devient spécifique au projet considéré, ce qui ne nous paraît pas souhaitable. Cette opinion est largement partagée dans la littérature, et un certain consensus semble s'être établi pour adopter comme convention de calculer le CMFP indépendamment de toute dépense publique. Dans ce contexte, la règle de décision

3. Certains auteurs définissent le CMFP comme étant égal à $\text{CMFP}-1$. Dans notre exemple, le CMFP serait donc égal à 0,5 au lieu de 1,5. Ainsi, le CMFP n'est pas calculé en rapportant la variation du bien-être collectif à la variation des recettes fiscales mais en rapportant la différence entre la variation du bien-être collectif et la variation des recettes fiscales à la variation des recettes fiscales. Bien entendu, les deux définitions sont correctes. Cependant, la définition adoptée dans la présente étude nous semble préférable. Cette opinion sera argumentée plus bas (voir section 3.1.2).

entre acceptation et refus d'un projet public s'écrit :

$$\text{Bénéfices du projet} \geq \left[\text{Coûts du projet} - \overleftarrow{\Delta R} \right] \times \text{CMFP} \quad (3)$$

où $\overleftarrow{\Delta R}$ représente l'effet de retour du projet sur les recettes fiscales. Lorsque cette variation est négative (positive), l'effet de retour augmente (réduit) les coûts du projet. De plus, l'impact de cet effet de retour sur le bénéfice net d'un projet est d'autant plus fort que le CMFP est élevé.

Par ailleurs, la théorie moderne 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 économique d'une part, et l'abandon de rentes informationnelles aux régulés d'autre part (Laffont et Tirole, 1993). Or, lorsque de telles rentes sont financées par l'impôt, l'arbitrage du régulateur dépend sensiblement de la valeur du CMFP. Cette dernière peut alors s'avérer déterminante dans le choix de la réglementation à adopter. La valeur du CMFP a donc un impact sur la forme de la réglementation publique optimale. Une valeur très forte du CMFP pourrait même conduire, dans certains cas, à renoncer à la réglementation (dès lors que le remède est pire que le mal). Plus généralement, la désirabilité de toutes les formes d'intervention de l'Etat mobilisant des fonds publics est d'autant plus réduite que le CMFP est élevé. Ainsi, la prise en compte d'une valeur très forte du CMFP exercerait une influence sensible sur la forme de l'intervention publique.

Enfin, le concept de CMFP est étroitement lié au problème de la taxation optimale et à celui de la détermination de réformes fiscales améliorantes.⁴ Lorsque la fiscalité est optimale, le CMFP doit être le même pour chaque source de financement. Le problème de la taxation optimale revient de fait à égaliser le CMFP entre toutes les sources alternatives de fonds publics, c'est-à-dire tous les différents instruments fiscaux à la disposition de l'Etat. Ainsi, partant d'une situation non-optimale, où le CMFP diffère selon la source de financement, il est théoriquement possible d'accroître le bien-être collectif, sans nécessairement réduire le montant des recettes fiscales, en augmentant les taux des taxes ayant un CMFP faible et en réduisant ceux des taxes ayant un CMFP élevé. Ainsi, le concept de CMFP se révèle être un outil pertinent et intuitif

4. Le problème de la taxation optimale est relativement simple dans son principe. Il s'agit de déterminer comment collecter un certain montant de fonds publics tout en cherchant à minimiser la perte totale de bien-être collectif induite. D'un autre côté, le problème de la détermination de réformes fiscales améliorantes consiste à identifier des réformes permettant d'accroître le bien-être collectif sans réduire les recettes fiscales, ou d'accroître les recettes fiscales sans réduire le bien-être collectif. Il existe alors une connexion évidente entre ces deux problèmes puisque que la fiscalité est optimale si, et seulement si, il est impossible de mettre en œuvre une réforme fiscale améliorante.

pour guider les politiques visant à accroître l'efficacité de la fiscalité en place.

Hors du cadre de la taxation optimale, il n'existe pas de valeur unique du CMFP qui témoignerait de l'efficacité (ou plutôt de l'inefficacité) du système d'imposition dans son ensemble. En fait, il existe autant de valeur du CMFP qu'il existe d'instruments fiscaux et de réformes possibles de ceux-ci. Autrement dit, un CMFP *spécifique* est associé à chaque instrument de prélèvement. Par exemple, la valeur du CMFP associée à une hausse de l'un des taux de TVA sera différente de celle associée à une hausse de l'un des taux marginaux de l'impôt sur le revenu (IR). De plus, la valeur du CMFP spécifique au taux de TVA normal à 19,6% sera différente de celle du CMFP spécifique au taux de TVA réduit à 5,5%. De même pour l'IR, la valeur du CMFP spécifique au taux marginal à 6,8% frappant la première tranche d'imposition sera différente de celle du CMFP spécifique au taux marginal à 48,1% frappant la dernière tranche d'imposition.⁵ En conséquence, lorsque l'on propose une estimation du CMFP, on doit préciser la nature de la réforme fiscale considérée. Sinon, on doit supposer que la fiscalité en place est optimale, c'est-à-dire qu'elle est la solution d'un programme d'optimisation résolu par l'Etat (au moins implicitement), et cette hypothèse reste très forte.⁶ En toute rigueur, on ne devrait donc pas parler d'une valeur unique du CMFP sans préciser la réforme fiscale sous-jacente à son calcul.

Toutefois, le fait de se placer hors du cadre de la taxation optimale n'exclut pas la possibilité d'avancer une valeur singulière du CMFP. En effet, on peut calculer un CMFP *global*, pour l'ensemble des prélèvements obligatoires (PO), en considérant une légère hausse simultanée de tous les prélèvements fiscaux. On peut montrer que cela revient à calculer le CMFP global comme une moyenne pondérée des CMFP spécifiques aux différents instruments de prélèvement. Le poids que reçoit le CMFP spécifique à une taxe est alors égal à la part des recettes fiscales marginales provenant de la hausse de cette taxe dans la somme des recettes fiscales marginales. Ainsi, lorsque l'on calcule le CMFP global, le CMFP spécifique à une taxe reçoit un poids d'autant plus fort que cette taxe représente une source relativement importante de fonds publics. Cette même approche peut également être employée dans l'analyse coûts-bénéfices d'un projet public. Si les sources de financement d'un projet public sont clairement identifiées (ce qui peut toutefois se révéler difficile en pratique), on peut calculer un CMFP global (à employer dans l'analyse coûts-bénéfices du projet) comme une somme pondérée des CMFP spécifiques aux différentes sources de financement du projet, avec

5. Les taux marginaux évoqués correspondent au barème de l'IR en 2006.

6. Le fait que la réforme fiscale soit en permanence à l'agenda des politiques montre que la fiscalité en place est loin d'être perçue comme optimale.

comme pondération la contribution relative de chaque source au financement complet du projet.

D'un autre côté, contrairement au CMFP, le coût d'opportunité *moyen* des fonds publics prend une valeur unique. Ce dernier se calcule simplement en rapportant la perte totale de bien-être collectif induite par l'existence de la fiscalité en place au montant total des fonds publics que celle-ci permet de collecter.⁷ Mais quelle peut être l'utilité concrète d'une mesure du coût d'opportunité moyen des fonds publics ? Le coût d'opportunité moyen des fonds publics n'est clairement pas approprié dans l'analyse coûts-bénéfices des projets publics. Le coût pertinent est le coût *marginal*. De plus, même s'il est théoriquement possible d'accroître l'efficacité du système d'imposition en minimisant le coût d'opportunité moyen des fonds publics, son estimation ne donnerait aucune indication quant aux réformes qui pourraient permettre d'y parvenir. Encore une fois, le coût pertinent est le coût marginal, soit le CMFP.⁸

Finalement, un dernier point doit être soulevé. Il concerne la prise en compte des considérations éthiques ou de justice sociale. Dans la littérature, le CMFP est principalement envisagé comme un indicateur d'efficacité économique. Ainsi, le cadre théorique retenu pour estimer le CMFP est généralement celui d'un modèle microéconomique à agent représentatif dans lequel il existe un unique ménage représentatif ou, de manière équivalente, un nombre quelconque de ménages identiques. Dans ce contexte, les considérations relatives à la distribution des revenus ou, plus exactement, à la distribution des niveaux de bien-être individuels n'ont pas lieu d'être. Ainsi, la variation du bien-être collectif au numérateur du CMFP n'est généralement pas calculée sur la base d'une fonction de bien-être social, mais simplement par une mesure monétaire de la variation du bien-être de l'agent représentatif (comme la variation équivalente de revenu). Cependant, lorsque les ménages diffèrent de par leurs revenus, les considérations éthiques ne peuvent plus être ignorées. Toutefois, cela suppose que l'on soit en mesure de calculer le bien-être social, ce qui pose de nombreux problèmes conceptuels liés notamment à la possibilité de comparer les niveaux de bien-être individuels (on doit donner à l'utilité un caractère cardinal).

Si l'on est prêt à employer une forme fonctionnelle explicite du bien-être social, il devient possible de calculer la variation du bien-être collectif au numérateur du CMFP pour différentes valeurs du paramètre d'aversion aux inégalités de la forme

7. Pour que le ratio soit cohérent, la perte de bien-être collectif doit être évaluée (positivement) en termes monétaires, c'est-à-dire en euros.

8. Pour plus de discussion, voir section 2.3.

fonctionnelle choisie.⁹ Mises à part les hypothèses fortes qu’une telle approche nécessite, le problème est qu’elle conduit à des estimations du CMFP qui restent spécifiques au degré d’aversion aux inégalités retenu par le modélisateur. Bien entendu, on peut faire varier le degré d’aversion aux inégalités en faisant varier le paramètre qui le caractérise. Cependant, l’interprétation de la valeur d’un tel paramètre reste assez vague et difficilement interprétable par les décideurs publics. Plus généralement, il est problématique de disposer d’estimations du CMFP qui restent spécifiques à la forme de la fonction de bien-être social retenue par le modélisateur. Une autre approche consiste à calculer le CMFP indépendamment des considérations éthiques, et d’intégrer ces dernières dans la règle de décision entre acceptation et refus d’un projet public ou d’une réforme fiscale.¹⁰

Eu égard à ses implications majeures pour la politique publique, l’estimation de la valeur du CMFP apparaît nécessaire. Le rapport Lebègue (2005) du Commissariat Général du Plan sur “le prix du temps et la décision publique”, visant principalement à réviser le taux d’actualisation public, conclut que “le coût des fonds publics ne peut donc plus être négligé dans le contexte économique et fiscal très difficile d’aujourd’hui...”. Cependant, on trouve peu d’estimations du CMFP pour l’économie française. Sans justification théorique ou empirique précise, le Commissariat Général du Plan retenait une valeur tutélaire 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. Le rapport Lebègue (2005) recommande “de s’en tenir, à titre conservatoire, à un coefficient de 1,3, inférieur à celui proposé en 1985 (1,5)”, et reconnaissait que “une évaluation précise et récente pour l’économie française reste à faire”. De plus, l’Instruction cadre de Robien (2005) recommandait explicitement de prendre en compte un CMFP de 1,3 dans l’analyse coûts-bénéfices des projets publics :

“Lorsque les avantages procurés par les investissements publics ne peuvent être rémunérés par des recettes, ils bénéficient généralement de subventions publiques, ressources dont le prélèvement par l’impôt est coûteux du point de vue de l’efficacité socio-économique. Cela conduit à effectuer le calcul des critères de rentabilité socio-économiques (tels que définis au chapitre V de l’instruction cadre du 25 mars 2004) en prenant en compte un ‘coût d’opportunité des fonds publics’ sous forme d’un coefficient multiplicateur, fixé à 1,3 conformément à certaines propositions du Commissariat général du

9. Cette approche a notamment été employée par Ahmad & Stern (1984) dans leurs estimations du CMFP pour l’économie de l’Inde.

10. Cette dernière approche a notamment été employée par Makdissi & Mussard (2008) pour l’économie du Canada.

Plan, qui s'applique à tout euro public dépensé dans un projet et représente le prix fictif d'une unité de fonds publics."

Instruction cadre de Robien, 2005, Méthodes d'évaluation économique des grands projets d'infrastructure de transports, *Ministère des transports*.

Plus récemment, une des principales recommandations opérationnelles du rapport Quinet (2013) du Commissariat Général à la Stratégie et à la Prospective sur "l'évaluation socioéconomique des investissements publics" est de "multiplier les dépenses publiques de construction et de maintenance par le coût d'opportunité des fonds publics dont la valeur recommandée est 1,2". Ainsi, le rapport Quinet (2013) préconise une baisse de la valeur tutélaire du CMFP de 1,3 à 1,2.¹¹

Dans la première partie de cette étude, nous proposons une synthèse de la littérature économique sur le CMFP. Dans le chapitre 1, nous distinguons d'abord les coûts administratifs liés au recouvrement et à l'acquittement de l'impôt du coût économique de l'impôt lié aux distorsions économiques qu'il entraîne. Dans le chapitre 2, nous introduisons le concept de charge excédentaire totale (CET) traduisant l'inefficacité globale de la fiscalité en place.¹² Nous exposons et comparons les différentes mesures théoriques développées dans la littérature et discutons les intérêts et limites d'une estimation de la CET pour la politique publique. Notre principale conclusion est que le concept de CET n'est ni adapté à l'évaluation des réformes fiscales, ni à l'analyse coûts-bénéfices des projets publics. En effet, une analyse pertinente doit être menée à la marge. Ainsi, dans le chapitre 3, nous considérons le concept de CMFP. Nous discutons d'abord le lien entre le CMFP et la charge excédentaire marginale (CEM). Nous montrons que ces deux concepts ne sont pas à opposer dans le sens où la CEM peut être vue comme une mesure particulière du CMFP. En effet, sous certaines hypothèses, le CMFP est simplement égal à $1 + \text{CEM}$. Sinon, comme l'a montré Triest (1990), un multiplicateur de correction permet de relier les deux concepts.¹³ Cepen-

11. Dans leur revue de littérature intitulée "Coût d'opportunité des fonds publics et rareté des fonds publics", tome 2 du rapport Quinet (2013), Joël Maurice et Quentin Roquigny notent que "le dernier article académique relatif à l'estimation du CMFP pour la France concerne les travaux de Beaud (2008)" qui recommandait notamment l'emploi d'un CMFP global de 1,2. Les résultats obtenus dans la présente étude appuient également cette dernière recommandation.

12. En rapportant la CET au montant des fonds publics collectés par la fiscalité en place, on obtient la charge excédentaire moyenne. Le coût d'opportunité moyen évoqué plus haut est alors égal à un plus la charge excédentaire moyenne.

13. Lorsque le vecteur des prix de référence retenu dans l'évaluation monétaire de la perte de bien-être collectif induite par une réforme fiscale (au numérateur du CMFP) est le vecteur des prix *hypothétique*, qui aurait été observé en l'absence de toute taxe, alors $\text{CMFP} = 1 + \text{CEM}$. Cependant, pour obtenir une mesure du CMFP cohérente avec l'analyse coûts-bénéfices des projets publics, l'évaluation monétaire de la perte de bien-être collectif doit être réalisée sur la base du vecteur des prix courant, c'est-à-dire le vecteur des prix observé lorsque la fiscalité est en place.

dant, nous soutenons qu'il n'est pas souhaitable de continuer à considérer le concept de CEM, le concept de CMFP étant suffisant et plus approprié. Dans la suite du chapitre 3, nous traitons de la prise en compte du CMFP dans l'analyse coûts-bénéfices d'un projet public et discutons de la manière de comptabiliser l'éventuel effet de retour d'un projet public sur le montant des recettes fiscales. Notre principale conclusion est que cet effet de retour ne devrait pas être intégré dans le calcul du CMFP. Sinon, le CMFP deviendrait spécifique à chaque projet public particulier. Par ailleurs, nous traitons de l'incorporation des considérations éthiques ou de justice sociale dans la détermination de réformes fiscales améliorantes. Encore une fois, il ne nous paraît pas souhaitable d'intégrer des considérations normatives dans le calcul du CMFP. Sinon, le CMFP deviendrait spécifique à chaque spécification particulière de la forme de la fonction de bien-être social. Pour conclure le chapitre 3 et la première partie de cette étude, nous présentons les principales méthodes et résultats des travaux empiriques visant à estimer le CMFP. Les estimations du CMFP disponibles dans la littérature sont très variables et restent difficilement comparables, y compris au sein d'un même pays, du fait qu'elles reposent souvent sur des définitions différentes du CMFP.

Dans la seconde partie de cette étude, nous proposons de nouvelles estimations du CMFP pour l'économie française. Nos estimations du CMFP sont basées sur une approche analytique. Dans le chapitre 4, nous présentons le cadre théorique et la spécification empirique retenus. Nous développons un modèle d'équilibre général concurrentiel incluant une fiscalité indirecte des biens de consommation, une fiscalité directe des revenus du travail, ainsi qu'une fiscalité forfaitaire.¹⁴ La fiscalité indirecte se traduit par une taxe à la valeur sur la consommation de chaque bien. Cette taxe englobe à la fois la TVA et les droits d'accises (DA). La fiscalité directe englobe les cotisations sociales (CS) ainsi que l'IR. Les CS (employeur et employé) se traduisent par un taux de taxe proportionnel sur les revenus du travail (transformant le salaire super brut en salaire brut). L'IR est modélisé comme un impôt progressif par tranche identique à celui observé en France. Aucune hypothèse particulière n'est faite sur l'optimalité de la fiscalité en place. Les taux de taxes sont simplement ceux observés. La fiscalité forfaitaire englobe la taxe d'habitation (TH) et la taxe foncière (TF). Ainsi tous les paramètres du modèle sont spécifiés à partir du Code Général des Impôts (CGI) et de l'enquête budget des familles (BDF) réalisée par l'INSEE sur la période 2005/2006.¹⁵

14. Notre modèle est similaire aux modèles développés par Snow & Warren (1996), Mayshar (1991), Dahlby (1998), Snow & Allgood (1998) et Beaud (2008, 2011).

15. L'enquête BDF constitue une base de données microéconomique décrivant les dépenses et les revenus d'un échantillon représentatif de l'ensemble des ménages français (10240 ménages représentatifs). Toutes les dépenses des ménages sont couvertes, y compris celles qui ne relèvent pas de la consommation de biens et services au sens propre, comme les dépenses sous forme d'IR, de TH et de TF.

Les élasticités de la demande sont estimées à partir d'un modèle économétrique de type QAIDS (Banks, Blundell & Lewbel, 1997).¹⁶ Pour l'élasticité de l'offre de travail, différentes spécifications sont envisagées compte tenu des estimations disponibles dans la littérature. Dans le chapitre 5, on envisage différentes réformes possibles de la fiscalité en place se traduisant par une légère hausse des taux de taxe ou des prélèvements forfaitaires. Les techniques du calcul différentiel nous permettent alors d'établir une formule analytique calculable du CMFP spécifique à chaque type de PO considéré : TVA&DA, IR, CS et TH&TF. Nous calculons également le CMFP spécifique à chacune des trois principales entités publiques réceptrices des fonds publics : l'Etat, les administrations de sécurité sociale (ASSO) et les administrations publiques locales (APUL). Nous développons aussi une formule analytique du CMFP global pour l'ensemble des PO. Finalement, dans le chapitre 6, nous présentons les estimations du CMFP obtenues pour l'économie française.

16. QAIDS est l'acronyme de *Quadratic Almost Ideal Demand System*.

Première partie

Fondements conceptuels, mesures
et estimations disponibles du coût
d'opportunité marginal des fonds
publics

Chapitre 1

Les différents coûts de l'impôt

“Dans la sphère économique, un acte, une habitude, une institution, une loi n'engendrent pas seulement un effet, mais une série d'effets. De ces effets, le premier seul est immédiat ; il se manifeste simultanément avec sa cause, on le voit. Les autres ne se déroulent que successivement, on ne les voit pas ; heureux si on les prévoit. Entre un mauvais et un bon Économiste, voici toute la différence : l'un s'en tient à l'effet visible ; l'autre tient compte et de l'effet qu'on voit et de ceux qu'il faut prévoir.”

Frédéric Bastiat, 1850, *Ce qu'on voit et ce qu'on ne voit pas*.

Pour exister et agir, tout Etat doit disposer de fonds publics et doit donc lever l'impôt. Le coût le plus direct et le plus visible de l'impôt est le montant des fonds publics collectés. Ce coût est directement supporté par les agents économiques (ménages et entreprises) qui paient effectivement l'impôt. Mais la collecte des fonds publics génère également de nombreux coûts indirects. Ces coûts indirects sont de natures diverses.

Dès à présent, il est essentiel d'établir une distinction entre les coûts administratifs liés au recouvrement et à l'acquittement de l'impôt d'une part, et les coûts économiques résultant des distorsions que l'impôt entraîne d'autre part.

1.1 Coût administratif du recouvrement de l'impôt

Le coût administratif du recouvrement (ou taux d'intervention) est certainement le coût le plus visible. Il résulte simplement du fait que l'Etat doit financer les administrations en charge de la collecte des fonds publics (rémunération des fonctionnaires, entretien des locaux, audit des contribuables, etc.). Il semblerait que, relativement aux autres pays de l'OCDE, le coût administratif du recouvrement soit assez élevé en

France, de l'ordre de 1% à 1,5% des recettes fiscales.¹

Toutefois, le coût administratif du recouvrement de l'impôt s'apparente à un coût fixe, tandis que le coût pertinent dans l'analyse coûts-bénéfices des projets d'investissement publics est le coût administratif marginal du recouvrement, qui lui est vraisemblablement beaucoup plus faible. Quoiqu'il en soit, le coût administratif marginal du recouvrement ne devrait pas être intégré dans le calcul du CMFP. La raison est que le coût administratif marginal du recouvrement constitue simplement une dépense de fonctionnement propre à toute action – qu'elle soit publique ou privée – et ne devrait donc pas être incorporé dans le CMFP. Bien évidemment, il conviendrait de tenter de minimiser le coût administratif du recouvrement, d'autant qu'il reste financé par l'impôt. Dans l'analyse coûts-bénéfices d'un projet public, le coût administratif marginal du recouvrement pourrait simplement venir s'ajouter au coût de réalisation du projet. Le coût complet du projet ainsi obtenu devrait alors être multiplié par le CMFP avant d'être comparé aux bénéfices du projet.

1.2 Coût administratif d'acquittement de l'impôt

Au coût administratif du recouvrement de l'impôt, s'ajoute le coût administratif d'acquittement de l'impôt supporté par les contribuables. Ce dernier englobe la valeur du temps que passent les contribuables, ainsi que l'argent qu'ils dépensent, pour se mettre en conformité avec la loi et s'acquitter de l'impôt. Il est clair que le coût administratif d'acquittement de l'impôt représente une charge importante pour certains contribuables – en particulier pour les petites entreprises contraintes de recourir à des cabinets d'expertises comptables afin de faire face à la complexité de la législation fiscale – mais sa mesure précise demeure une question empirique délicate.

Contrairement au coût administratif de recouvrement de l'impôt, le coût adminis-

1. Le taux d'intervention d'un impôt est simplement calculé en rapportant le coût administratif complet du recouvrement de cet impôt au montant des fonds publics qu'il permet de collecter. Le rapport Lépine, Gouiffès et Carmona (1999) proposait une estimation du taux de recouvrement global – incluant les principaux impôts mais excluant les cotisations sociales – de 1,60% pour la France, contre 1,71% pour l'Allemagne, 1,52% pour l'Italie, 1,23% pour les Pays-Bas, 1,12% pour le Royaume-Uni, 1,05% pour le Canada, 0,89% pour l'Espagne, 0,83% pour l'Irlande, 0,52% pour la Suède et 0,49% pour les Etats-Unis. Plus récemment, le rapport Marini (2007) évaluait le taux à d'intervention entre 0,3% et 4% selon l'impôt considéré (3,97% pour la taxe d'habitation, 2,47% pour l'IR, 2,22% pour l'impôt sur la fortune, 1,75% pour la taxe foncière, 0,86% pour l'impôt sur les sociétés, 0,77% pour la TVA et 0,31% pour la taxe sur les salaires) avec un taux d'intervention global de 1,23%. En 2009, l'OCDE situait le taux d'intervention global aux alentours de 1,31% pour la France, contre 1,20% pour l'Italie, 1,14% pour le Royaume-Uni, 0,97% pour l'Espagne et 0,79% pour l'Allemagne. Enfin, en 2010, la Cour des comptes situait le taux d'intervention global des impôts gérés par la Direction générale des finances publiques (DGFIP) à 1,04%, contre 0,55% pour ceux gérés par la Direction générale des douanes et droits indirects (DGDDI).

tratif d'acquittement de l'impôt ne s'apparente pas à une dépense publique. En particulier, il ne fait pas l'objet d'un financement sur fonds publics. En fait, il serait tout à fait cohérent d'intégrer le coût administratif marginal d'acquittement de l'impôt dans le calcul du CMFP. Précisément, il s'agirait d'incorporer ce coût dans la contrainte budgétaire des contribuables. Ainsi, le coût administratif marginal d'acquittement de l'impôt serait inclus dans la perte de bien-être collectif au numérateur du CMFP. Mais, là encore, le coût administratif d'acquittement de l'impôt s'apparente plutôt à un coût fixe. Comme le coût administratif du recouvrement de l'impôt, nous pouvons présumer que son importance est faible à la marge.

1.3 Coût économique de l'impôt

En l'absence de taxes, le premier théorème de l'économie du bien-être dû à Arrow (1951) – formalisant le paradigme de la main invisible d'Adam Smith – nous apprend que les marchés concurrentiels conduisent à une allocation efficace des ressources, c'est-à-dire une allocation des ressources optimale au sens de Pareto (1909). En effet, à l'équilibre général concurrentiel, les taux marginaux de substitution des ménages et des entreprises sont égaux aux prix relatifs des biens et services. Dès lors, il n'est plus possible d'accroître le bien-être d'un agent sans réduire celui d'un autre : l'allocation des ressources est dite optimale au sens de Pareto. L'optimalité parétienne ou, de manière équivalente, l'efficacité économique traduit ainsi l'idée d'absence de gaspillage des ressources rares. En outre, l'efficacité économique constitue un objectif consensuel de la politique publique. En effet, aucun décideur public ne devrait soutenir une allocation inefficace des ressources dans la mesure où il serait possible d'améliorer la situation de certains sans que personne ne soit lésé. De même, tout décideur public devrait chercher à mettre en œuvre des réformes Pareto-améliorantes, c'est-à-dire des réformes qui ne font que des gagnants.²

Dans la mesure où elle conduit à une modification artificielle des systèmes de prix, l'introduction de taxes dans une économie de marché condamne son efficacité. En particulier, la fiscalité crée un écart entre les prix perçus par les différents agents économiques. Ainsi, les taxes sur les biens de consommation font que les producteurs perçoivent un prix plus faible que les consommateurs. De même, les taxes frappant les revenus du travail créent un large écart entre les salaires payés par les entreprises

2. Toutefois, comme l'ont montré Ahmad et Stern (1984), en matière de réforme de la politique fiscale, la recherche de réformes neutres (à recettes fiscales inchangées) et Pareto-améliorantes ne donne aucun résultat en pratique. En effet, on comprend aisément qu'il reste très difficile de ne faire aucun perdant en la matière. Ainsi, des critères éthiques doivent être introduits pour pouvoir procéder à des comparaisons interpersonnelles de bien-être entre les gagnants et les perdants.

et les salaires effectivement reçus par les travailleurs. Dans ces conditions, les agents économiques n'égalisent plus leurs taux marginaux de substitution aux mêmes rapports des prix des biens et services, et l'allocation des ressources n'est plus optimale au sens de Pareto. Intuitivement, le système de prix ne guide plus efficacement les choix des agents économiques puisque les signaux qu'il envoie diffèrent selon les agents.

En distordant les incitations des agents économiques, la fiscalité peut alors affecter sensiblement et négativement l'allocation des ressources dans l'économie. De ce fait, la fiscalité ne doit pas être vue comme un système parfait de vases communicants entre le secteur privé et le secteur public. Selon cette image, les coûts de construction et de fonctionnement du système peuvent être assimilés aux coûts de recouvrement et d'acquittement de l'impôt, tandis que les fuites et débordement constituent le coût économique de l'impôt. Ainsi, le montant comptable des fonds publics collectés par l'impôt ne correspond pas nécessairement au coût réellement supporté par la collectivité. Il existe par conséquent une charge excédentaire, ou perte sèche, associée à l'impôt.

Chapitre 2

La charge excédentaire totale

L'introduction du concept de CET dans la littérature économique est généralement attribuée aux ingénieurs économistes Jules Dupuit (1844) et Fleeming Jenkin (1871). Il a ensuite été développé et formalisé par Hotelling (1938), Boiteux (1951), Debreu (1951, 1954) et Meade (1955). De plus, de nombreux auteurs comme Meade (1944), Pigou (1947), Vickrey (1963), Buchanan et Tullock (1965) ou encore Musgrave (1969) reconnaissent déjà clairement l'intérêt d'une mesure de la CET dans l'évaluation des politiques publiques. En 1964, les travaux de Harberger (1964a, 1964b) ont sensiblement contribué à populariser le concept de CET : Harberger (1964a) illustre le calcul de la CET à partir du désormais célèbre 'triangle de Harberger', et Harberger (1964b) utilise la méthode du triangle pour estimer la CET associée aux impôts sur le travail et le capital aux Etats-Unis.¹ A la suite des travaux pionniers de Harberger, de nombreux auteurs comme Mohring (1971), Diamond et Mc Fadden (1974), ou encore Diewert (1981), se sont attachés à établir une formulation plus précise de la CET.

Du point de vue des économistes, l'inefficacité des prélèvements publics résulte du fait que les instruments fiscaux à la disposition de l'Etat sont non-forfaitaires : le montant de la contribution à l'impôt des agents, qu'il s'agisse des ménages ou des entreprises, dépend de leur comportement. Il en résulte que les choix économiques des agents sont affectés par la politique fiscale. On dit que la fiscalité crée des distorsions dans la mesure où elle a un impact sur le comportement des agents et déplace les équilibres économiques. En conséquence, le montant comptable des fonds publics collectés ne correspond pas nécessairement au coût réellement supporté par la collectivité. Il existe une CET résultant des distorsions économiques introduites par la fiscalité en place. D'une manière générale, la CET est donnée par la différence entre la perte de

1. Harberger (1964b) situait la CET associée à la taxation des revenus du travail aux Etats-Unis aux alentours de 2,5% du montant des fonds publics collectés par cet impôt – soit un coût d'opportunité moyen des fonds publics assez faible de 1,025.

bien-être collectif (évaluée positivement en termes monétaires) induite par l'existence de la fiscalité en place et le montant R des recettes fiscales :

$$CET = \text{Perte de bien-être collectif totale} - R \quad (2.1)$$

Ainsi définie, la CET est positive dès lors que la fiscalité en place génère une perte de bien-être collectif plus forte que le montant des fonds publics qu'elle permet de collecter. Ainsi, le coût d'opportunité moyen des fonds publics est simplement égal à un plus la charge excédentaire moyenne :

$$\text{Coût d'opportunité moyen des fonds publics} = 1 + \frac{CET}{R} \quad (2.2)$$

Intuitivement, la CET peut être vue comme la conséquence de la contraction de l'activité économique résultant de la collecte des fonds publics. Compte tenu du caractère non-forfaitaire des prélèvements publics, ces derniers peuvent faire que certaines activités économiques sont abandonnées (car devenues trop coûteuses). Par exemple, si l'assiette fiscale est de 2000Mds€, instaurer une taxe à un taux de 50% ne permettra généralement pas de collecter 1000Mds€ dès lors que l'assiette est élastique (sensible) au prix. En effet, si l'assiette se réduit de 1% suite à l'instauration de la taxe, 50% seront prélevés sur une assiette de 1980Mds€. Ainsi, 990Mds€ de fonds publics seront collectés, et non pas 1000Mds€. Après l'instauration de la taxe, 990Mds€ sont disponibles pour le secteur privé et 990Mds€ sont disponibles pour le secteur public, mais 20Mds€ manquent par rapport à la situation initiale sans taxe dans laquelle la richesse était de 2000Mds€. Les 20Mds€ manquant correspondent à la CET. La charge excédentaire moyenne vaut $20/990 \simeq 0,02$ et le coût d'opportunité moyen des fonds publics vaut environ 1,02. Ainsi, lorsque l'on prend en compte les distorsions induites par la fiscalité en place, 1€ de fonds publics collecté coûte en moyenne 1,02€ à la collectivité.

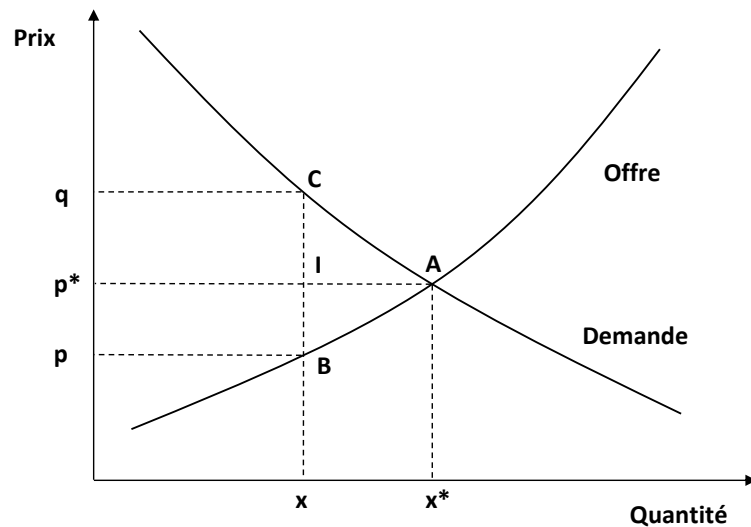
2.1 Le triangle de Harberger

Le triangle de Harberger est illustré sur la figure 2.1. On considère le marché concurrentiel d'un bien de consommation,² avec un consommateur représentatif et un producteur représentatif. Ainsi, les considérations éthiques ou de justice sociale sont écartées. L'analyse se situe dans un cadre d'équilibre partiel et ignore l'impact des effets de substitution et de revenu affectant les autres marchés. Implicitement, tous les autres biens sont agrégés en un bien composite numéraire dont le prix est normalisé à l'unité. La

2. La même analyse pourrait être menée avec un facteur de production comme le travail.

courbe d'offre est croissante tandis que la courbe de demande est décroissante avec le prix du bien. Elles sont représentées sur la figure 2.1. L'équilibre du marché est atteint lorsque l'offre est égale à la demande, au point **A**. En l'absence de taxe, le prix et la quantité d'équilibre sont notés p^* et x^* .

FIGURE 2.1 – Le triangle d'HARBERGER



Supposons maintenant que l'Etat instaure une taxe t par unité de bien consommée. La taxe crée un écart entre le prix p perçu par les producteurs et le prix q payé par les consommateurs, avec $p < p^* < q$ et $t = q - p > 0$. La nouvelle quantité d'équilibre x est plus faible : $x < x^*$. Un certain nombre de consommateurs et de producteurs ont quitté le marché. Le bien est devenu trop cher pour certains consommateurs et pas assez cher pour certains producteurs. Ainsi, tous les acteurs du marché sont perdants. La perte de surplus marshallien des consommateurs est mesurée par l'aire p^*ACq , tandis que la perte de profit des producteurs est mesurée par l'aire p^*ABp .³ En sommant ces deux pertes on obtient la variation du surplus collectif :

$$VS = \{p\mathbf{BAC}q\} \quad (2.3)$$

Le montant des recettes fiscales est donné par le produit de la taxe et de la quantité échangée en présence de la taxe :

$$R = \{p\mathbf{BC}q\} \quad (2.4)$$

3. Comme la courbe d'offre correspond au coût marginal de production, l'aire se situant sous cette courbe donne le coût total de production.

La différence entre la perte totale de bien-être collectif et le montant des recettes fiscales donne la CET :

$$CET = VS - R = \{\mathbf{ABC}\} \quad (2.5)$$

Graphiquement, la CET correspond ainsi à l'aire d'un triangle, d'où le nom de triangle de Harberger.

Par ailleurs, le triangle de Harberger permet d'identifier les déterminants de l'incidence fiscale, c'est-à-dire de la répartition de la CET entre les agents. Peu importe qui paie concrètement l'impôt, ce qui importe est qui en subit le coût ? La réponse est assez intuitive. La CET est principalement supportée par les agents ayant l'offre ou la demande la moins élastique au prix. On peut l'observer graphiquement. Si la demande est parfaitement inélastique au prix, la courbe de demande est une droite verticale, et les consommateurs supportent l'intégralité du fardeau fiscal. De même si l'offre est parfaitement élastique, la courbe d'offre est une droite horizontale, et ce sont encore une fois les consommateurs qui supportent l'intégralité du fardeau fiscal.

En résumé, plus les agents peuvent échapper à l'impôt, c'est-à-dire plus les activités taxées sont élastiques, plus la CET est forte. Parmi l'ensemble des contribuables, ceux qui peuvent le moins échapper à l'impôt sont ceux qui supportent la plus grande part de la CET. Par exemple, si l'offre est parfaitement élastique (la courbe d'offre est une droite horizontale et le profit est toujours nul), alors ce sont les consommateurs qui supportent l'intégralité du fardeau fiscal.

2.2 Les différentes mesures possibles de la charge excédentaire totale

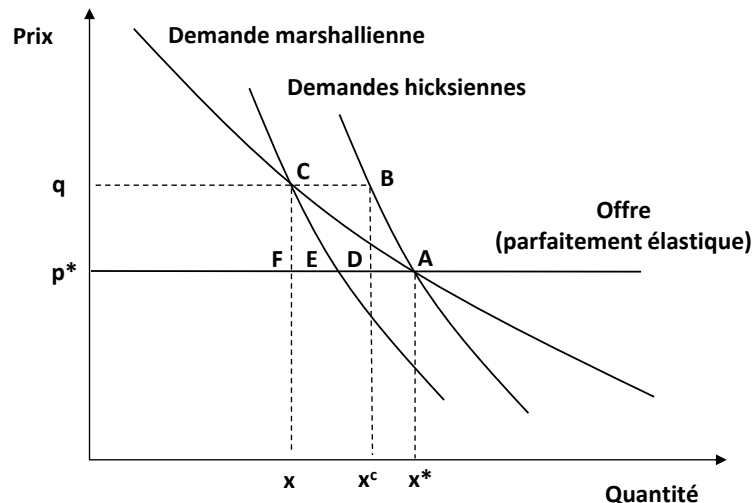
Le cadre d'analyse dans lequel nous venons de présenter la mesure de la CET masque de nombreuses complexités que nous tenterons d'aborder progressivement. Soulignons d'abord qu'il existe de nombreuses mesures alternatives de la CET dans la littérature économique. Auerbach et Rosen (1980) recensaient jusqu'à sept mesures différentes de la CET. Ces mesures diffèrent essentiellement selon la manière dont la perte de bien-être collectif est évaluée (ou convertie) en termes monétaires, mais également selon la manière dont les recettes fiscales sont calculées.

Par exemple, Diamond et McFadden (1974) soustraient le montant compensé des recettes fiscales, calculé sur la base des fonctions de demande hicksiennes, de la somme des variations compensatrices de revenu des agents, tandis que Mohring (1971) soustrait le montant réel des recettes fiscales, calculé sur la base des fonctions de demande

marshalliennes, de la somme des variations équivalentes de revenu des agents. Ainsi, il existe un certain degré d'arbitraire dans toute mesure et estimation de la CET. A partir des mêmes données empiriques, on pourrait obtenir des estimations assez différentes de la CET selon la mesure retenue, sans qu'aucune n'apparaisse clairement supérieure aux autres.

Trois mesures alternatives de la CET sont illustrées sur la figure 2.2. On envisage à nouveau l'instauration d'une taxe sur le marché concurrentiel d'un bien en équilibre partiel (on ignore donc les effets d'équilibre général affectant les autres marchés). Pour simplifier, on suppose également que l'offre des producteurs est parfaitement élastique au prix.⁴ Ainsi, les consommateurs subissent l'intégralité du fardeau fiscal. Comme sur la figure 2.1, en l'absence de taxe, l'équilibre du marché se situe au point **A**, et le prix et la quantité d'équilibre sont p^* et x^* . L'instauration d'une taxe t par unité de bien consommée conduit au nouvel équilibre du marché au point **C**. Le prix taxe comprise est $q = p^* + t$, et la quantité est x . On a représenté la courbe de demande marshallienne (passant par les points **A** et **C**) – donnant l'évolution de la quantité demandée en fonction du prix pour un niveau de revenu des consommateurs fixé – ainsi que deux courbes de demande hicksiennes (l'une passant par les points **A** et **B**, l'autre par les points **C** et **E**) – donnant l'évolution de la quantité demandée en fonction du prix pour un niveau de bien-être ou d'utilité des consommateurs fixé.

FIGURE 2.2 – Trois mesures alternatives de la charge excédentaire totale



4. Formellement, cela revient à supposer que la technologie de production est à rendements d'échelle constants. Dans ce cas, le profit des producteurs est nul quelle que soit la quantité produite.

2.2.1 Quelques éléments de microéconomie

Demande marshallienne et demande hicksienne

Lorsque l'on se déplace le long de la courbe de demande marshallienne, le revenu du consommateur est constant tandis que son niveau d'utilité varie. D'une manière générale, la demande marshallienne s'écrit

$$\mathbf{x}(\mathbf{p}, I) \quad (2.6)$$

où \mathbf{p} est le vecteur des prix des biens présents dans l'économie et I est le revenu du consommateur. On obtient la demande marshallienne en maximisant l'utilité du consommateur $u(\mathbf{x})$ sous contrainte budgétaire $I = \mathbf{p} \cdot \mathbf{x}$, où \mathbf{x} est le vecteur des consommations des biens. Dans le contexte de la figure 2.2, on a : $x^* = x(p^*, I)$ et $x = x(q, I)$.

Lorsque l'on se déplace le long d'une courbe de demande hicksienne, l'utilité du consommateur est constante, tandis que son revenu varie. D'une manière générale, la demande hicksienne ou compensée s'écrit

$$\mathbf{x}^c(\mathbf{p}, \bar{u}) \quad (2.7)$$

où \bar{u} est le niveau d'utilité du consommateur. On obtient la demande hicksienne en minimisant la dépense du consommateur $\mathbf{p} \cdot \mathbf{x}$ sous contrainte d'un niveau d'utilité à atteindre \bar{u} . Dans le contexte de la figure 2.2, on a : $x^* = x^c(p^*, u^*)$, $x^c = x^c(q, u^*)$ et $x = x^c(q, u)$, où u^* représente le niveau d'utilité initial sans taxe et u le niveau d'utilité final avec taxe.

Lorsque le prix d'un bien varie, on calcule l'évolution de la demande hicksienne en supposant implicitement que le consommateur reçoit une compensation, sous la forme d'un transfert forfaitaire, lui permettant de maintenir son niveau d'utilité constant. C'est pour cette raison que la demande hicksienne est aussi qualifiée de demande compensée, tandis que la demande marshallienne est qualifiée de demande ordinaire ou non-compensée. Suite à l'instauration d'une taxe, la variation de la demande hicksienne ne mesure que l'effet de substitution tandis que la variation de la demande marshallienne mesure à la fois l'effet de substitution et l'effet de revenu.⁵

5. Par construction, la courbe de demande hicksienne d'un bien est toujours strictement décroissante par rapport au prix de ce bien. L'effet de substitution conduit donc toujours à une baisse de la demande. De plus, les courbes de demande hicksiennes sont plus pentues que la courbe de demande marshallienne tant que le bien est normal, c'est-à-dire tant que la demande marshallienne du bien est croissante avec le revenu, ce qui est le cas de la plupart des biens de consommation et du (temps de) loisir.

Fonction d'utilité indirecte et fonction de dépense

La fonction d'utilité indirecte $v(\mathbf{p}, I)$ donne le niveau d'utilité maximal que le consommateur peut atteindre en fonction des prix \mathbf{p} et de son revenu I . On l'obtient en injectant la demande marshallienne dans la fonction d'utilité (directe) :

$$v(\mathbf{p}, I) = u(\mathbf{x}(\mathbf{p}, I)) \quad (2.8)$$

Dans le contexte de la figure 2.2, le niveau d'utilité initial sans taxe est $v(p^*, I) = u^*$, tandis que le niveau d'utilité final avec taxe est $v(q, I) = u$.

La fonction de dépense $e(\mathbf{p}, \bar{u})$ donne le niveau minimum de dépense que le consommateur doit engager pour atteindre un certain niveau d'utilité \bar{u} lorsque les prix sont \mathbf{p} . On l'obtient en injectant la demande hicksienne dans la dépense du consommateur :

$$e(\mathbf{p}, \bar{u}) = \mathbf{p} \cdot \mathbf{x}^c(\mathbf{p}, \bar{u}) \quad (2.9)$$

Dans le contexte de la figure 2.2, comme le revenu est constant : $e(p^*, u^*) = e(q, u) = I$.

2.2.2 La charge excédentaire totale basée sur la variation équivalente

Mohring (1971) définit la CET comme la différence entre la variation équivalente de revenu associée à l'instauration de la taxe et le montant réel des recettes fiscales. La variation équivalente de revenu est le montant maximum que le consommateur serait prêt à payer pour annuler la mise en place de la taxe. Elle donne donc une évaluation monétaire de la perte d'utilité induite par l'instauration de la taxe.

Dans le contexte de la figure 2.2, la variation équivalente de revenu entre la situation sans taxe et la situation avec taxe est implicitement définie par l'égalité suivante :

$$v(p^*, I - VE) = u \quad (2.10)$$

où $u = v(q, I)$ est le niveau d'utilité final avec taxe et $q = p^* + t$ est le prix TTC. En utilisant les identités reliant la fonction d'utilité indirecte et la fonction de dépense, on obtient une mesure explicite de la variation équivalente :

$$VE = e(p^*, u^*) - e(p^*, u) \quad (2.11)$$

En utilisant le lemme de Shepard, il vient :

$$VE = \int_{p^*}^q x^c(p,u) dp \quad (2.12)$$

Sur la figure 2.2, la variation équivalente de revenu est mesurée par l'aire se situant à gauche de la demande hicksienne passant par les points **C** et **E** correspondant au niveau d'utilité final avec taxe u , entre le prix hors taxe p^* et le prix taxe comprise q :

$$VE = \{p^* \mathbf{E} \mathbf{C} q\} \quad (2.13)$$

Le montant réel des recettes fiscales est calculé en considérant la quantité observée en présence de la taxe au point **C** :

$$R = \{p^* \mathbf{F} \mathbf{C} q\} \quad (2.14)$$

La mesure de la CET proposée par Mohring (1971) est donc :

$$CET = VE - R = \{\mathbf{C} \mathbf{E} \mathbf{F}\} \quad (2.15)$$

2.2.3 La charge excédentaire totale basée sur la variation compensatrice

Diamond & McFadden (1974) définissent la CET comme la différence entre la variation compensatrice de revenu associée à l'instauration de la taxe et le montant compensé des recettes fiscales. La variation compensatrice de revenu associée à l'instauration de la taxe est le montant minimum que le consommateur devrait recevoir, après la mise en place de la taxe, pour retrouver son niveau d'utilité initial (avant l'instauration de la taxe). Comme la variation équivalente de revenu, la variation compensatrice de revenu constitue une évaluation monétaire de la perte d'utilité induite par l'instauration de la taxe. En outre, les variations équivalente et compensatrice de revenu prennent toujours le même signe (l'opposé de celui de la variation d'utilité). Ce qui différencie ces deux mesures est la situation dans laquelle la variation d'utilité est convertie en termes monétaires.

Dans le contexte de la figure 2.2, la variation compensatrice de revenu entre la situation sans taxe et la situation avec taxe est implicitement définie par l'égalité suivante :

$$u^* = v(q, I + VC) \quad (2.16)$$

où $u^* = v(p^*, I)$ est le niveau d'utilité initial sans taxe et $q = p^* + t$ est le prix TTC.

Comme précédemment, on obtient une mesure explicite de la variation compensatrice de revenu :

$$VC = e(q, u^*) - e(q, u) \quad (2.17)$$

En utilisant le lemme de Shepard, il vient :

$$VC = \int_{p^*}^q x^c(p, u^*) dp \quad (2.18)$$

Sur la figure 2.2, la variation compensatrice de revenu est mesurée par l'aire se situant à gauche de la demande hicksienne passant par les points **A** et **B** (correspondant au niveau d'utilité initial sans taxe u^*) entre le prix hors taxe p^* et le prix taxe comprise q :

$$VC = \{p^* \mathbf{AB}q\} \quad (2.19)$$

Le montant compensé des recettes fiscales est calculé en considérant la quantité compensée (hypothétique) x^c au point **B** :

$$R^c = \{p^* \mathbf{DB}q\} \quad (2.20)$$

La mesure de la *CET* proposée par Diamond & McFadden (1974) est donc :

$$CET = VC - R^c = \{\mathbf{ABD}\} \quad (2.21)$$

2.2.4 La charge excédentaire totale basée sur le surplus marshallien

Comme sur la figure 2.1, on peut aussi définir la *CET* comme la différence entre la variation du surplus marshallien et le montant réel des recettes fiscales. La variation du surplus marshallien est calculée par :

$$VS = \int_{p^*}^q x(p, I) dp \quad (2.22)$$

Elle est donc mesurée par l'aire se situant à gauche de la demande marshallienne entre le prix hors taxe p^* et le prix taxe comprise q :

$$VS = \{p^* \mathbf{AC}q\} \quad (2.23)$$

En soustrayant le montant réel des recettes fiscales R , on retrouve le triangle de Harberger identifié plus haut :

$$CET = VS - R = \{\mathbf{ACF}\} \quad (2.24)$$

2.2.5 Comparaison des différentes mesures de la charge excédentaire totale

En pratique, et notamment dans l'analyse coûts-bénéfices des projets d'investissement publics, le surplus marshallien est la mesure monétaire du bien-être la plus populaire. Cependant, de nombreux travaux ont montré la supériorité des mesures hicksiennes (variations équivalente et compensatrice de revenu) sur le surplus marshallien.⁶ La CET, basée sur la variation du surplus marshallien, pose problème pour au moins trois raisons. Premièrement, dès lors que l'on considère l'introduction de plusieurs taxes affectant le prix de plusieurs biens, l'ordre dans lequel les variations de prix sont considérées peut avoir un impact sensible sur la mesure de la variation du surplus marshallien.⁷ Deuxièmement, l'interprétation de la valeur du surplus marshallien n'est pas tout à fait claire dans le sens où, contrairement aux variations équivalente et compensatrice de revenu, elle n'est pas la réponse à une question précise. Troisièmement, la CET basée sur la variation du surplus marshallien peut-être nulle (lorsque la demande marshallienne est totalement inélastique) alors que la taxe engendre tout de même des distorsions.⁸ Enfin, soulignons que ce n'est que lorsque les effets de revenu sont ignorés (dans le cas d'une fonction d'utilité quasi-linéaire) que la variation du surplus marshallien fournit une mesure monétaire exacte de la variation de bien-être et coïncide avec les variations équivalente et compensatrice de revenu.

Restent les deux premières mesures de la CET basées sur les variations équivalente et compensatrice de revenu développées respectivement par Mohring (1971) et Diamond & McFadden (1974). Depuis les travaux de Kay (1980) et Pazner & Sadka (1980), un consensus s'est établi en faveur de la mesure de Mohring (1971). Ces auteurs démontrent en effet que la CET basée sur la variation équivalente de revenu et le montant réel des recettes fiscales est supérieure à toute autre, dans le sens où la minimisation de la CET ainsi définie conduit à la maximisation du bien-être collectif. De plus, comme le soulignent Triest (1990) et Mayshar (1990), il est préférable de disposer d'une formule de

6. Pour une synthèse de la littérature sur les mesures empiriques du bien-être voir Slesnick (1998).

7. Le surplus marshallien souffre du problème dit de *path dependence*.

8. Précisément, dans le cas d'une demande parfaitement inélastique au prix, la taxe engendre un effet de substitution qui est parfaitement compensé par l'effet de revenu. Dans ce cas, le bien doit être un bien inférieur, c'est-à-dire un bien dont la demande diminue avec le revenu.

la CET basée sur le montant réel des recettes fiscales, puisqu'il est en principe directement observable, contrairement au montant compensé des recettes fiscales calculé sur la base des fonctions hicksiennes (qui restent hypothétiques et ne sont pas directement observables).

Finalement, soulignons une propriété importante de la mesure de Mohring (1971). Dès lors que la CET est définie comme la différence entre la variation équivalente de revenu et le montant réel des recettes fiscales, calculer la CET revient à comparer l'impact de la fiscalité en place à celui d'une fiscalité hypothétique qui serait intégralement forfaitaire. En effet, lorsque la fiscalité est intégralement forfaitaire, le montant du prélèvement effectué sur chaque agent est égal à sa variation équivalente de revenu, et la CET est nulle.⁹ Ainsi, le calcul de la CET consiste à comparer l'impact de la fiscalité en place à celui d'une fiscalité hypothétique qui serait intégralement forfaitaire et générerait le même montant de recettes fiscales. Dans le calcul de la CET, une fiscalité hypothétique intégralement forfaitaire joue donc implicitement le rôle de norme. Ainsi, dans le cas d'une taxe à la consommation comme la TVA, la CET ne dépend que de l'élasticité prix de la demande hicksienne des biens taxés et ne reflète que l'impact des effets de substitution.

Pour illustrer ce dernier point, on peut approximer la CET de Mohring (1971) en calculant l'aire du triangle **CEF**. Si la demande hicksienne est peu courbée, l'aire du triangle rectiligne **CEF** donne une bonne approximation de la CET (dont la valeur exacte correspond à l'aire du triangle curviligne **CEF**). Comme chacun sait, l'aire d'un triangle est égale au demi-produit de sa hauteur et de sa base, soit ici :

$$CET \approx \frac{1}{2} [x^c(p^*, u) - x^c(q, u)] t \quad (2.25)$$

Lorsque la taxe est petite ($t \rightarrow 0$), on a :

$$CET \approx -\frac{1}{2} \frac{\partial x^c(q, u)}{\partial p} t^2 \quad (2.26)$$

Ainsi, la charge excédentaire moyenne peut être approximée par la formule suivante :

$$\frac{CET}{R} \approx -\tau \frac{1}{2} \epsilon^c > 0 \quad (2.27)$$

où $\epsilon^c = \frac{\partial x^c(q, u)}{\partial p} \frac{p}{x}$ est l'élasticité prix de la demande hicksienne (évaluée au point **C**)

9. La variation équivalente de revenu donne la réponse à la question suivante : quel est le montant maximal que l'agent serait prêt à payer pour annuler la mise en place du prélèvement forfaitaire ? La réponse est le montant de ce prélèvement forfaitaire compte tenu du fait que les prix relatifs ne sont pas affectés.

et $\tau = t/q$ est la part de la taxe dans le prix TTC. Cette simple relation est déjà instructive. On constate que la charge excédentaire moyenne est d'autant plus forte que le taux de taxe est fort et que l'élasticité prix compensée de la demande est forte (en valeur absolue). De plus, comme l'élasticité prix de la demande hicksienne est nécessairement strictement négative, la CET est nécessairement positive, même si la demande marshallienne est totalement inélastique.

2.3 Intérêts et limites du concept de charge excédentaire totale pour la politique publique

L'intérêt essentiel du calcul de la CET réside dans le fait qu'elle autorise la comparaison de différents systèmes fiscaux permettant de collecter le même montant de fonds publics (le plus efficace des systèmes étant celui qui génère la CET la plus faible). Concrètement, si l'on connaît la CET associée à différents systèmes fiscaux alternatifs, conçus de telle sorte qu'ils génèrent les mêmes recettes fiscales, il est possible d'établir un classement de ces systèmes selon leur impact sur le bien-être collectif. On pourrait alors substituer à la fiscalité en place un système d'imposition alternatif dont on saurait qu'il générerait les mêmes recettes fiscales mais une CET plus faible, attestant de sa plus grande efficacité. Cependant, les décideurs publics ne peuvent pas brutalement tirer un trait sur la fiscalité en place au profit d'une fiscalité totalement nouvelle. De fait, ce type de réforme fiscale semble relativement irréalisable en pratique.

“We shall deal with our economic system as it is and as it may be modified, not as it might be if we had a clean sheet of paper to write upon; and step by step we shall make it what it should be...”

Woodrow Wilson, 1913, first inaugural, *letter to citizens*.

Comme l'illustre cette citation du vingt-huitième président des États-Unis, les changements ne peuvent se faire que progressivement dans le temps et à partir de l'existant, c'est-à-dire à la marge. En pratique, les décideurs publics en charge de la politique fiscale se posent surtout le problème de savoir comment réformer la fiscalité en place dans le but d'accroître le montant des fonds publics collectés tout en minimisant les distorsions économiques induites ou, parallèlement, comment réduire les distorsions économiques sans nécessairement modifier le montant des fonds publics collectés. Néanmoins, la connaissance de la CET ne permet pas d'éclairer ces problématiques concrètes.

En effet, imaginons que l'on parvienne à une estimation de la CET associée à la fiscalité française, et que l'on en déduise que le coût d'opportunité moyen des fonds publics se situe aux alentours de 1,02. On saurait alors que 1€ de fonds publics coûte, en moyenne, 1,02€ à la collectivité. Mais quel serait l'intérêt d'une telle conclusion ? Comment réformer la fiscalité en place de manière à réduire ce coût ? Pour répondre à cette dernière question, le calcul du CMFP associé à chaque source de financement est absolument nécessaire alors que, a contrario, la connaissance du coût moyen des fonds publics, défini comme étant égal à un plus la charge excédentaire moyenne, n'est d'aucune utilité.

Par ailleurs, on peut penser qu'une estimation du coût d'opportunité moyen des fonds publics reste utile dans l'analyse coûts-bénéfices des projets d'investissement publics, mais il n'en est rien. Le coût d'opportunité moyen des fonds publics n'est à mettre en relation qu'avec le bénéfice moyen de l'ensemble des dépenses publiques financées par l'impôt. Le coût d'opportunité moyen des fonds publics pourrait donc uniquement être employé dans une analyse coûts-bénéfices globale de la politique publique. Mais ce n'est pas le propos de l'analyse coût-bénéfices des projets d'investissement publics.

“Clearly, neither the total welfare cost nor the average welfare cost of the tax is really relevant in evaluating expenditure programs ; instead it is the marginal welfare cost that is critical.”

Edgard Browning, 1976, The marginal cost of public funds, *Journal of Political Economy*.

Cette citation d'Edgard Browning est une illustration du fait que la littérature reconnaît clairement que le coût d'opportunité moyen des fonds publics ne constitue pas le coût pertinent dans l'analyse coûts-bénéfices des projets d'investissement publics. C'est bien le coût marginal, c'est-à-dire le CMFP, qui est le coût pertinent à prendre en considération.¹⁰

10. A notre connaissance, Browning (1976) est le premier économiste à avoir employé la dénomination de “*marginal cost of public funds*”. Depuis, l'abréviation MCF est devenue standard dans la littérature économique anglophone.

Chapitre 3

Le coût d'opportunité marginal des fonds publics

3.1 Relations entre les concepts de charge excédentaire marginale et de coût d'opportunité marginal des fonds publics

3.1.1 La charge excédentaire marginale

Dans la littérature économique, Edgard Browning est l'un des premiers à avoir estimé la charge excédentaire marginale (CEM). En effet, Browning (1976) reprend la méthode du triangle de Harberger et établit une formule analytique de la CEM associée à une hausse de l'impôt sur le revenu aux Etats-Unis. Il définit la CEM comme le rapport entre la variation de la CET, notée ΔCET , et la variation du montant des recettes fiscales, notée ΔR . Ainsi, la CEM représente la variation de la CET par euro de fonds publics supplémentaire collecté :

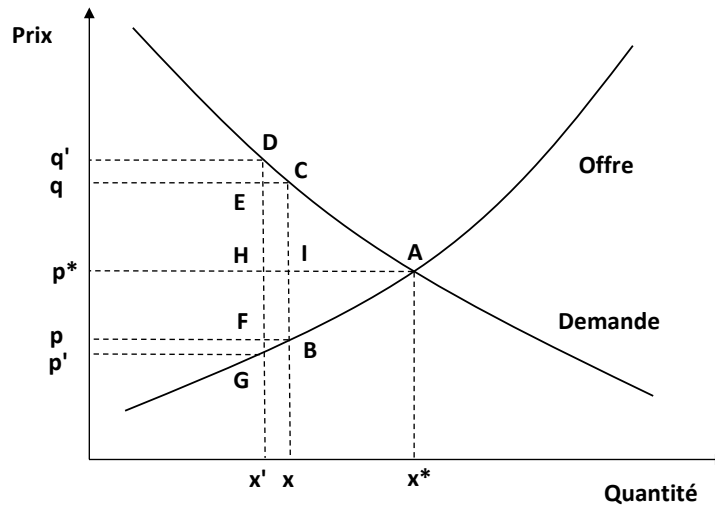
$$CEM = \frac{\Delta CET}{\Delta R} \quad (3.1)$$

Le numérateur de la CEM calcule la différence entre la CET associée à la fiscalité en place et la CET associée à la fiscalité réformée. Il s'agit donc de comparer la CET avant et après une réforme fiscale. Ainsi, comme la CET dépend uniquement des effets de substitution (et pas des effets de revenu), c'est également le cas de sa variation ΔCET . En conséquence, la CEM dépend principalement des effets de substitution. Dans le cas d'une hausse de la taxe sur un bien de consommation étudiée plus haut, la valeur de la CEM dépend principalement de l'élasticité prix de la demande hicksienne ou

compensée du bien. De plus, la CEM est nulle si et seulement si la réforme consiste en un prélèvement forfaitaire marginal qui n'engendre aucun effet de substitution. Dans ce cas la CET reste constante et $\Delta CET = 0$, impliquant que la CEM est nulle.

Le calcul de la CEM est illustré à partir de la figure 3.1. Comme sur la figure 2.1, on considère le marché concurrentiel d'un bien de consommation, avec des consommateurs et des producteurs identiques et l'approche reste en équilibre partiel.

FIGURE 3.1 – Charge excédentaire marginale et coût marginal des fonds publics



Suite à l'instauration de la taxe t , la perte totale de bien-être collectif VS est mesurée par l'aire $p\mathbf{BAC}q$ et le montant des recettes fiscales R est mesuré par l'aire $p\mathbf{BC}q$. Ainsi, on retrouve le triangle de Harberger :

$$CET = VS - R = \{\mathbf{ABC}\} \tag{3.2}$$

Supposons alors que l'Etat décide d'une réforme fiscale se traduisant par une légère hausse $\Delta t > 0$ du taux de taxe t . Après la réforme fiscale, le prix à la consommation est q' tandis que le prix à la production est p' , avec $q' - p' = t + \Delta t$. La nouvelle quantité d'équilibre est $x' = x + \Delta x$, où Δx est la variation de la quantité échangée suite à la réforme fiscale.

Lorsque l'on compare la situation initiale sans taxe à la situation finale après la réforme fiscale, la perte de surplus marshallien des consommateurs est mesurée par l'aire $p^*\mathbf{AD}q'$, tandis que la perte de profit des producteurs est mesurée par l'aire

$p^* \mathbf{AG} p'$. Suite à l'instauration et à la réforme de la taxe t , la perte totale de bien-être collectif VS' est mesurée par l'aire $p' \mathbf{GAD} q'$ et le montant des recettes fiscales R' est mesuré par l'aire $p' \mathbf{GD} q'$. Finalement, après la réforme fiscale, le triangle de Harberger devient :

$$CET' = VS' - R' = \{\mathbf{AGD}\} \quad (3.3)$$

La variation des recettes fiscales ΔR conséquente à la réforme est calculée en comparant le montant des recettes fiscales avant et après la réforme :

$$\Delta R = R' - R = \{p' \mathbf{GD} q'\} - \{p \mathbf{BC} q\} \quad (3.4)$$

De même, la variation de la perte totale de bien-être ΔVS est

$$\Delta VS = VS' - VS = \{p' \mathbf{GAD} q'\} - \{p \mathbf{BAC} q\} \quad (3.5)$$

Finalement, la variation de la CET est donnée par :

$$\Delta CET = CET' - CET = \Delta VS - \Delta R = \{\mathbf{GBCD}\} \quad (3.6)$$

Graphiquement, la variation de la CET correspond à l'aire d'un trapèze. Enfin, en rapportant la variation de la CET à la variation des recettes fiscales, on obtient la CEM :

$$CEM = \frac{\Delta VS - \Delta R}{\Delta R} = \frac{\{\mathbf{GBCD}\}}{\{p' \mathbf{GD} q'\} - \{p \mathbf{BC} q\}} \quad (3.7)$$

soit

$$1 + CEM = \frac{\Delta VS}{\Delta R} = \frac{\{q \mathbf{CD} q'\} + \{p' \mathbf{GB} p\}}{\{p' \mathbf{GD} q'\} - \{p \mathbf{BC} q\}} \quad (3.8)$$

Ainsi, Browning (1976) définit assez naturellement le CMFP comme étant égal à $1 + CEM$:

“The marginal cost of public funds is the direct tax burden plus the marginal welfare cost produced in acquiring the tax revenue.”

Edgard Browning, 1976, The marginal cost of public funds, *Journal of Political Economy*.

Remarquons cependant qu'il est possible de calculer directement le CMFP sans passer par la CET. Il s'agit de comparer directement la situation avant et après la réforme de la taxe. La perte de surplus marshallien des consommateurs est mesurée par l'aire $q \mathbf{CD} q'$, tandis que la perte de profit des producteurs est mesurée par l'aire $p' \mathbf{GB} p$. Ainsi, la perte de bien-être collectif conséquente à la réforme fiscale ΔVS est

donnée par :

$$\Delta VS = \{q\mathbf{CD}q'\} + \{p'\mathbf{GB}p\} \quad (3.9)$$

En rapportant cette variation au montant des fonds publics supplémentaires collectés par la réforme ΔR , on obtient le CMFP :

$$CMFP = \frac{\Delta VS}{\Delta R} = \frac{\{q\mathbf{CD}q'\} + \{p'\mathbf{GB}p\}}{\{p'\mathbf{GD}q'\} - \{p\mathbf{BC}q\}} \quad (3.10)$$

soit

$$CMFP = 1 + CEM \quad (3.11)$$

3.1.2 Charge excédentaire marginale vs coût d'opportunité marginal des fonds publics

Nous venons de voir que, sous certaines hypothèses,¹ le CMFP est égal à la CEM. Or le calcul du CMFP est beaucoup plus direct que celui de la CEM. On peut alors se demander pourquoi passer par la CET pour calculer le CMFP ? Pourquoi calculer la CET, puis la CEM, plutôt que de calculer directement le CMFP ? Nous partageons ici totalement l'opinion de Don Fullerton :

“My own view is that no measure of marginal excess burden is necessary. Instead, the marginal cost of funds is enough information. It can be used to compare one tax to another, like Browning's measure, and it can be used to evaluate the public project... Why define MEB as MCF-1 ? The marginal cost of funds is the relevant concept in any case, so the cost-benefit analyst must simply add back the 1 subtracted.”

Don Fullerton, 1991, Reconciling recent estimates of the marginal welfare cost of taxation, *American Economic Review*.

De plus, comme la CEM est calculée à partir de la CET, il existe autant de mesures possibles de la CEM qu'il existe de mesures possibles de la CET. De ce fait, on trouve de nombreuses définitions alternatives de la CEM dans la littérature, ce qui conduit à obscurcir le concept. Par ailleurs, dès lors que l'on abandonne la variation du surplus marshallien au profit de la variation équivalente de revenu pour évaluer la variation du bien-être collectif en termes monétaires, passer par la CET peut s'avérer problématique. La raison est que l'on obtient une mesure basée sur un vecteur des prix hypothétique

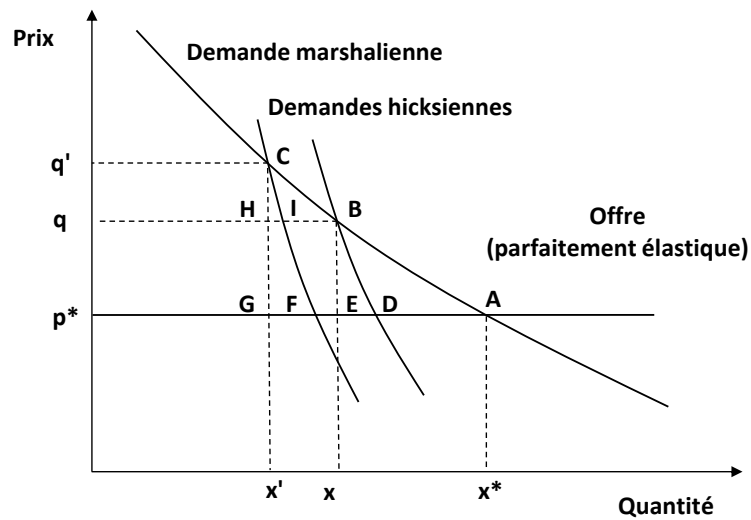
1. Lorsque le bien-être collectif est mesuré par le surplus marshallien, $CMFP=1+CEM$. Or on sait que le surplus marshallien n'est une mesure exacte du bien-être collectif qu'en l'absence d'effets revenu (lorsque les demandes hicksiennes et marshalliennes se confondent).

et inobservable rendant toute estimation de la CEM incompatible avec l'analyse coûts-bénéfices des projets publics.

Le coût d'opportunité marginal des fonds publics n'est généralement pas égal à un plus la charge excédentaire marginale

On reprend le contexte de la figure 2.2 en supposant que l'offre est parfaitement élastique. De plus, comme sur la figure 3.1, on considère une réforme fiscale se traduisant par une hausse du taux de taxe sur le bien. On obtient ainsi la figure 3.2.

FIGURE 3.2 – Charge excédentaire marginale et coût marginal des fonds publics



Sur la figure 3.2, la variation équivalente de revenu VE consécutive à l'instauration de la taxe est mesurée par l'aire p^*DBq et le montant réel des recettes fiscales R est mesuré par l'aire p^*EBq . Si l'on retient la définition de Mohring (1971), la CET correspond à l'aire d'un triangle :

$$CET = VE - R = \{BDE\} \quad (3.12)$$

Le montant réel des recettes fiscales après réforme R' est mesuré par l'aire p^*GCq' . La variation équivalente associée à l'instauration et à la réforme de la taxe VE' est mesurée par l'aire p^*FCq' . Lorsque l'on compare la situation initiale sans taxe à la situation finale avec taxe et après la réforme fiscale, la CET correspond encore une fois à l'aire d'un triangle :

$$CET' = VE' - R' = \{GFC\} \quad (3.13)$$

La variation de la CET est donc

$$\Delta CET = CET' - CET = \{\mathbf{GFC}\} - \{\mathbf{BDE}\} \quad (3.14)$$

La variation des recettes fiscales est

$$\Delta R = R' - R = \{p^* \mathbf{GC}q'\} - \{p^* \mathbf{EB}q\} \quad (3.15)$$

De même, la variation de la perte de bien-être totale est

$$\Delta VE = VE' - VE = \{p^* \mathbf{FC}q'\} - p^* \mathbf{DB}q \quad (3.16)$$

Finalement, en rapportant la variation de la CET à la variation des recettes fiscales, on obtient la CEM :

$$CEM = \frac{\Delta VE - \Delta R}{\Delta R} = \frac{\{\mathbf{GFC}\} - \{\mathbf{BDE}\}}{\{p^* \mathbf{GC}q'\} - \{p^* \mathbf{EB}q\}} \quad (3.17)$$

soit

$$1 + CEM = \frac{\Delta VE}{\Delta R} = \frac{\{p^* \mathbf{FC}q'\} - p^* \mathbf{DB}q}{\{p^* \mathbf{GC}q'\} - \{p^* \mathbf{EB}q\}} \quad (3.18)$$

Nous allons maintenant observer que, généralement, le CMFP n'est pas nécessairement égal à $1 + CEM$. En effet, si l'on calcule directement la variation équivalente associée à la réforme du taux de taxe, notée $VE_{\Delta t}$, en comparant la situation avant et après la réforme, on a :

$$VE_{\Delta t} = \{q \mathbf{IC}q'\} \quad (3.19)$$

En rapportant cette variation de bien-être à la variation des recettes fiscales, on obtient directement le CMFP :

$$CMFP = \frac{VE_{\Delta t}}{\Delta R} = \frac{\{q \mathbf{IC}q'\}}{\{p^* \mathbf{GC}q'\} - \{p^* \mathbf{EB}q\}} \quad (3.20)$$

avec

$$CMFP \neq 1 + CEM \quad (3.21)$$

La raison de cette dernière différence est que la variation équivalente de revenu n'est pas additive, dans le sens où :²

$$\Delta VE \neq VE_{\Delta t}$$

Ainsi,

$$CMFP = \frac{VE_{\Delta t}}{\Delta R} \neq \frac{\Delta VE}{\Delta R} = 1 + CEM \quad (3.22)$$

2. C'est également le cas de la variation compensatrice de revenu.

En conséquence, le CMFP peut être supérieur à 1 alors que la CEM est nulle. On peut montrer que si le bien taxé est un bien normal (dont la demande augmente avec le revenu), alors le CMFP est supérieur à la CEM. Parallèlement, si le bien taxé est un facteur de production comme le travail, alors CMFP est inférieur à la CEM (voir Triest, 1990).

La charge excédentaire marginale est une mesure particulière du coût d'opportunité marginal des fonds publics

Pour étudier davantage le calcul du CMFP, ainsi que le lien qu'il entretient avec la CEM, généralisons un peu le contexte de la figure 3.2 et considérons un modèle simple d'équilibre général à la Diamond & Mirrlees (1971). On suppose une économie comprenant un ménage représentatif, une entreprise représentative et l'Etat. Il existe B biens dans l'économie. Tous les biens sont produits selon une technologie linéaire. Ainsi les prix à la production des biens $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_B)$ sont constants et le profit de l'entreprise est nul quelles que soient les quantités produites. L'Etat prélève les fonds publics en taxant la consommation des biens uniquement. On note $\mathbf{t} = (t_1, \dots, t_B)$ le vecteur des taux de taxe à la valeur sur la consommation des biens. Le vecteur des prix à la consommation est noté $\mathbf{q} = (q_1, \dots, q_B)$, où $q_b = [1 + t_b] p_b$ est le prix à la consommation du bien b . La fiscalité modélisée s'apparente donc à la TVA. Les préférences du ménage sont représentées par la fonction d'utilité $u(\mathbf{x})$, où $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_B)$ est le vecteur des consommations. Le montant réel des recettes fiscales s'écrit

$$R = \sum_{b=1}^B = R_b = \sum_{b=1}^B t_b \cdot p_b \cdot x_b(\mathbf{q}, I) \quad (3.23)$$

On note $e(\mathbf{p}, \bar{u})$ la fonction de dépense et $v(\mathbf{p}, I)$ la fonction d'utilité indirecte, où I est le revenu du ménage. Comme précédemment, on note $u^* = v(\mathbf{p}, I)$ le niveau d'utilité du ménage en l'absence de toute taxe et $u = v(\mathbf{q}, I)$ le niveau d'utilité courant du ménage lorsque la fiscalité est en place. La variation équivalente de revenu associée à l'instauration des taxes est implicitement définie par

$$v(\mathbf{p}, I - VE) = u \quad (3.24)$$

Ainsi, elle est calculée par

$$VE = e(\mathbf{p}, u^*) - e(\mathbf{p}, u) \quad (3.25)$$

où $e(\mathbf{p}, u^*) = e(\mathbf{q}, u) = I$. Rappelons que comme la fonction de dépense est strictement croissante avec le niveau d'utilité, la variation équivalente de revenu est positive si et seulement si la variation de l'utilité est négative. Si la fiscalité réduit le bien-être

($u < u^*$), alors la variation équivalente de revenu est positive ($VE > 0$). La CET de Mohring (1971) s'écrit

$$CET = e(\mathbf{p}, u^*) - e(\mathbf{p}, u) - \sum_{b=1}^B t_b \cdot p_b \cdot x_b(\mathbf{q}, I) \quad (3.26)$$

Considérons alors l'impact d'une réforme fiscale se traduisant par une hausse $\Delta \mathbf{t}$ des taux de taxe. En rapportant la variation de la CET à la variation des recettes fiscales, on obtient :

$$1 + CEM = - \frac{\partial e(\mathbf{p}, u)}{\partial \bar{u}} \frac{\Delta u}{\Delta R} \quad (3.27)$$

où $\Delta u = u' - u$ est la variation d'utilité induite par la réforme. Le calcul de la CEM est donc basé sur le vecteur des prix \mathbf{p} , soit le vecteur des prix HT. Précisément, la perte de bien-être Δu est convertie en termes monétaires sur la base du vecteur des prix \mathbf{p} qui aurait été observé en l'absence de toute fiscalité. Bien entendu, ce vecteur des prix est inobservable en pratique.

Calculons maintenant le CMFP. Etant donné que le CMFP met en relation deux variations exprimées dans des unités différentes, une variation de bien-être (au numérateur du CMFP) et une variation des recettes fiscales (au dénominateur du CMFP), pour que la mesure soit cohérente, la variation du bien-être doit être convertie en termes monétaires. Dans la littérature sur le CMFP, on utilise une mesure monétaire générale de la variation d'utilité introduite par Deaton (1980) et développée par King (1983) et Varian (1984). Cette mesure est construite à partir de la fonction de dépense en considérant un vecteur des prix de référence \mathbf{r} arbitrairement fixé. Ainsi, on obtient le revenu équivalent $e(\mathbf{r}, \bar{u})$ donnant le niveau de revenu minimum dont le consommateur doit disposer pour obtenir un certain niveau d'utilité \bar{u} lorsque les prix sont \mathbf{r} . Si u et u' représentent respectivement le niveau d'utilité avant et après la mise en oeuvre de la réforme fiscale, avec $u' < u$, la mesure monétaire de la perte d'utilité est ³

$$VE_{\Delta \mathbf{t}} = e(\mathbf{r}, u) - e(\mathbf{r}, u') \quad (3.28)$$

3. La fonction de dépense étant strictement croissante en l'objectif d'utilité, cette mesure reste du signe opposé à celui de la variation de l'utilité. Son signe fournit donc une indication satisfaisante de l'impact qualitatif de la réforme fiscale en nous informant de son impact sur l'utilité. En outre elle généralise les variations équivalente et compensatrice de revenu. Si le vecteur des prix de référence est celui observé avant la réforme, soit ici $\mathbf{r} = \mathbf{q}$, on obtient la variation équivalente de revenu $VE_{\Delta \mathbf{t}}$. D'un autre côté, si le vecteur des prix de référence est celui observé après la réforme, soit ici $\mathbf{r} = \mathbf{q}'$, on obtient la variation compensatrice de revenu $VC_{\Delta \mathbf{t}}$. Pour une réforme fiscale marginale $\Delta \mathbf{t} \rightarrow 0$, Mayshar (1990) montre que $VE_{\Delta \mathbf{t}} = VC_{\Delta \mathbf{t}}$.

Pour une réforme fiscale marginale, le CMFP est calculé comme suit :

$$CMFP = -\frac{\partial e(\mathbf{r}, u)}{\partial \bar{u}} \frac{\Delta u}{\Delta R} \quad (3.29)$$

Il est alors possible d'établir une relation générale entre la CEM et le CMFP :

$$CMFP = \frac{\frac{\partial e(\mathbf{r}, u)}{\partial \bar{u}}}{\frac{\partial e(\mathbf{p}, u)}{\partial \bar{u}}} [1 + CEM] \quad (3.30)$$

Ainsi, lorsque le vecteur des prix de référence est le vecteur des prix en l'absence de toute taxe, soit ici $\mathbf{r} = \mathbf{p}$, le CMFP est égal à $1 + CEM$. Sinon, lorsque $\mathbf{r} \neq \mathbf{p}$, le multiplicateur de correction

$$\frac{\frac{\partial e(\mathbf{r}, u)}{\partial \bar{u}}}{\frac{\partial e(\mathbf{p}, u)}{\partial \bar{u}}} \quad (3.31)$$

permet de relier les deux mesures. En conséquence, le concept de CEM peut-être vu comme un cas particulier du concept de CMFP. Ce résultat a été mis en évidence pour la première fois par Triest (1990).

La charge excédentaire marginale n'est pas adaptée à l'analyse coûts-bénéfices des projets d'investissement publics

Nous venons de voir que le concept de CMFP est plus général que celui de CEM puisqu'il n'impose aucune restriction particulière concernant le choix du vecteur des prix de référence \mathbf{r} employé pour évaluer ou convertir la perte de bien-être des ménages en termes monétaires. Mais quel est le vecteur des prix de référence \mathbf{r} le plus approprié ?

“In performing a benefit-cost analysis of a proposed project, an explicit choice must be made for the reference price vector. In actual benefit-cost studies, net benefits are normally based on the current distorted consumer price vector rather than on the producer price vector. For example, an individual's answer to a question asking how much she would be willing to pay to have a particular project built is given in terms of the prices that the consumer currently faces rather than the prices she would face if all distortions were removed. While any price vector can serve as the reference vector, measures based on current consumer prices have the important advantage of being easily interpretable by both the policy analysts and those affected by the project. If net benefits are measured in terms of current consumer prices, then in order to be consistent the measure of the project's cost should also be in terms of these prices.”

Robert Triest, 1990, The relationship between the marginal cost of public funds and marginal excess burden, *American Economic Review*.

Comme le souligne Triest (1990), dans l'analyse coûts-bénéfices des projets d'investissement publics, il est essentiel que les coûts et les bénéfices soient évalués sur la base du même vecteur des prix de référence. Or les principales méthodes d'évaluation employées en pratique – qu'elles reposent sur un sondage (comme la méthode d'évaluation contingente) ou sur un modèle économétrique (comme la méthode des prix hédonistes ou des coûts de déplacement) – fournissent généralement des évaluations monétaires des coûts et des bénéfices d'un projet basées sur le vecteur des prix courant, c'est-à-dire les prix observés lorsque la fiscalité est en place, soit ici $\mathbf{r} = \mathbf{q}$, et non pas sur le vecteur des prix qui aurait été observé en l'absence de toute taxe, soit ici $\mathbf{r} = \mathbf{p}$. Par exemple, supposons que l'Etat procède à l'analyse coûts-bénéfices d'un projet de construction d'une nouvelle infrastructure routière. Si les usagers potentiels sont sincères, nous pouvons les interroger sur le bénéfice qu'ils retireraient de la mise en oeuvre de ce projet. Ces derniers vont répondre compte tenu de l'environnement économique auquel ils font face lorsque la question leur est posée, c'est à dire l'environnement économique observé lorsque la fiscalité est en place. Il serait en effet absurde de leur demander de répondre en imaginant que toutes les taxes et toutes les dépenses publiques ont disparu. Compte tenu de ces observations, nous retiendrons la définition suivante du CMFP :

$$CMFP = -\frac{\partial e(\mathbf{q}, u)}{\partial \bar{u}} \frac{\Delta u}{\Delta R} \quad (3.32)$$

où la perte de bien-être Δu est évaluée en termes monétaires sur la base du vecteur des prix TTC \mathbf{q} .

La charge excédentaire marginale dépend principalement des effets de substitution

La CEM dépend principalement des effets de substitution tandis que le CMFP dépend à la fois des effets de revenu et des effets de substitution. Ce point a conduit à de nombreuses controverses dans la littérature sur le CMFP et mérite donc d'être traité. Considérons une réforme fiscale se traduisant par une légère hausse $\Delta t_k > 0$ du taux de taxe t_k sur le bien k . En utilisant l'identité de Roy, le CMFP associé à cette réforme est calculé par

$$CMFP = \frac{1}{1 + \sum_{b=1}^B \frac{t_b}{1+t_b} \frac{q_b \cdot x_b}{q_k \cdot x_k} \varepsilon_{bk}} \quad (3.33)$$

où $\varepsilon_{bk} = \frac{q_k}{x_b} \frac{\partial x_b}{\partial q_k}$ est l'élasticité de la demande marshallienne de bien b par rapport au prix du bien k . Pour simplifier, ignorons les effets prix croisés (indépendance ordinaire entre le bien k et les autres biens) : $\varepsilon_{bk} = 0$ si $b \neq k$. Ainsi, la formule analytique du CMFP ci-dessus devient :

$$CMFP = \frac{1}{1 + \frac{t_k}{1+t_k} \varepsilon_{kk}} \quad (3.34)$$

Clairement, le CMFP est égal à 1 si et seulement si l'élasticité prix de la demande marshallienne de bien k est nulle $\varepsilon_{kk} = 0$. Par opposition, nous allons voir que dans ce cas, la CEM est strictement positive. On a montré plus haut que le CMFP et la CEM sont liés selon la relation suivante :

$$1 + CEM = \frac{\frac{\partial e(\mathbf{p}, u)}{\partial \bar{u}}}{\frac{\partial e(\mathbf{q}, u)}{\partial \bar{u}}} CMFP \quad (3.35)$$

On peut alors évaluer le ratio des dérivées partielles de la fonction de dépense en utilisant une approximation de Taylor :

$$\frac{\partial e(\mathbf{p}, u)}{\partial \bar{u}} \approx \frac{\partial e(\mathbf{q}, u)}{\partial \bar{u}} - [q_k - p_k] \frac{\partial}{\partial \bar{u}} \frac{\partial e(\mathbf{q}, u)}{\partial q_k} \quad (3.36)$$

En utilisant le lemme de Shepard, on obtient :⁴

$$\frac{\frac{\partial e(\mathbf{p}, u)}{\partial \bar{u}}}{\frac{\partial e(\mathbf{q}, u)}{\partial \bar{u}}} \approx 1 - \frac{t_k}{1+t_k} \frac{q_k \cdot x_k}{I} \varepsilon_{kI} \quad (3.37)$$

où $\varepsilon_{kI} = \frac{I}{x_k} \frac{\partial x_k}{\partial I}$ est l'élasticité revenu de la demande de bien k . Cette dernière relation montre que si le bien k est un bien normal, avec $\varepsilon_{kI} > 0$, alors $CMFP > 1 + CEM$. Dans ce cas, l'effet de revenu induit par la hausse du taux de taxe a un impact négatif sur la demande et renforce l'effet de substitution. Comme la CEM dépend principalement de l'effet de substitution, on a $CMFP > 1 + CEM$.

Parallèlement, si le bien k est un bien inférieur avec $\varepsilon_{kI} < 0$, alors $CMFP < 1 + CEM$. Dans ce cas, l'effet de revenu induit par la hausse du taux de taxe a un impact positif sur la demande et s'oppose à l'effet de substitution. Comme la CEM dépend principalement de l'effet de substitution, on a $CMFP < 1 + CEM$. On obtient aussi ce résultat lorsque le bien taxé est le travail. En effet, si le (temps de) loisir est un bien normal, la perte de pouvoir d'achat induite par une hausse de l'impôt sur le revenu conduit à une baisse de la demande de loisir et à une hausse de l'offre de travail. Ainsi, l'effet de revenu a

4. D'après le lemme de Shepard : $\frac{\partial e(\mathbf{q}, u)}{\partial q_k} = x_k^c(\mathbf{q}, u)$. De plus, comme $x_k^c(\mathbf{q}, u) = x_k(\mathbf{q}, e(\mathbf{q}, u))$, on a $\frac{\partial x_k^c(\mathbf{q}, u)}{\partial \bar{u}} = \frac{\partial x_k(\mathbf{q}, u)}{\partial I} \frac{\partial e(\mathbf{q}, u)}{\partial \bar{u}}$.

un impact positif sur l'offre de travail et $CMFP < 1 + CEM$.

En utilisant la relation de Slutsky, on peut réécrire le multiplicateur reliant la CEM et le CMFP en faisant apparaître l'élasticité compensée :

$$\frac{\frac{\partial e(\mathbf{p}, v)}{\partial \bar{u}}}{\frac{\partial e(\mathbf{q}, v)}{\partial \bar{u}}} \approx 1 - \frac{t_k}{1 + t_k} [\varepsilon_{kk}^c - \varepsilon_{kk}] \quad (3.38)$$

où $\varepsilon_{kk}^c = \frac{q_k}{x_k} \frac{\partial x_k}{\partial q_k} < 0$ est l'élasticité de la demande hicksienne de bien k par rapport au prix du bien k , soit l'élasticité prix de la demande de bien k . Ainsi, la CEM est calculée par

$$CEM = \frac{-\frac{t_k}{1+t_k} \varepsilon_{kk}^c}{1 + \frac{t_k}{1+t_k} \varepsilon_{kk}} \quad (3.39)$$

Lorsque l'élasticité prix non-compensée de la demande de bien k est nulle ($\varepsilon_{kk} = 0$), le bien k est nécessairement un bien inférieur, et le CMFP est égal à 1, tandis que la CEM est strictement positive. En conséquence, $CMFP < 1 + CEM$.

L'existence de multiples définitions alternatives du CMFP dans la littérature a été la source de nombreuses incompréhensions. Avant la contribution de Triest (1990), beaucoup pensaient que les concepts de CEM et de CMFP étaient des concepts totalement différents, le concept le plus populaire étant celui de CEM basé sur le concept familier de CET mesuré par le triangle de Harberger. Pour illustrer ce fait, Ballard & Fullerton (1992) rapportent les résultats d'un questionnaire (informel) soumis aux participants d'une conférence sur la taxation au National Bureau of Economic Research (NBER) en 1988. Le questionnaire se résume à deux questions :

1. *Consider a single aggregate individual facing a constant gross wage and a flat 50% wage tax, with Cobb-Douglas utility over leisure and a single consumption good, such that the uncompensated labor supply elasticity is zero and the compensated labor supply elasticity is positive. Is this wage tax distortionary? (yes or no).*
2. *In the same model, with the same assumptions, suppose a public project with production costs (Marginal Rate of Transformation between the numeraire and the public project) of \$1, and benefits (Marginal Rate of Substitution between the numeraire and the public project) of slightly more than \$1, could be funded by a 1% increase in the wage tax. Would this be desirable? (yes or no).*

Ballard & Fullerton (1992) rapportent que 82% des participants ont répondu 'yes' à la première question. Il peut paraître surprenant a priori qu'une large majorité des

économistes interrogés considèrent la taxation des revenus comme distordante, alors que l'offre marshallienne de travail est parfaitement inélastique, impliquant que l'offre de travail est insensible au taux de salaire. Cette large majorité en faveur du 'yes' s'explique par le fait qu'une CET positive peut être générée, même lorsque l'offre marshallienne de travail est parfaitement inélastique, étant donné que la CET ne dépend que de l'élasticité prix directe hicksienne de l'offre de travail. Ce point illustre la familiarité du concept de CET.

En fait, si l'offre marshallienne de travail est parfaitement inélastique, cela signifie que les effets de substitution sont complètement compensés ou annulés par les effets de revenu. La taxation des revenus du travail crée des distorsions dans le sens où elle conduit à une baisse de l'offre de travail sous l'influence des effets de substitution (l'élasticité prix directe hicksienne de l'offre de travail est toujours positive). D'un autre côté, la taxation des revenus du travail engendrant une contraction du pouvoir d'achat des ménages, si le loisir est un bien normal, alors l'offre de travail augmente sous l'influence des effets de revenu. Toutefois, dès lors que l'élasticité prix directe marshallienne de l'offre de travail est nulle, les effets de substitution et de revenu se compensent parfaitement et, au final, l'offre de travail n'est pas affectée par la taxation des revenus du travail. La taxation des revenus du travail engendre donc des distorsions (effets de substitution), mais ces distorsions sont parfaitement compensées par les effets de revenu. La réponse appropriée à la première question est effectivement 'yes', si l'on associe le terme '*distortionary*' à la présence d'effets de substitution.

Par ailleurs, 73% des participants ont répondu 'no' à la seconde question. Dans cette question, Ballard & Fullerton (1992) posent le problème de l'analyse coûts-bénéfices d'un projet public financé par une hausse de la taxe sur les revenus du travail. De nouveau, cette large majorité en faveur du 'no' s'explique par le fait que les économistes interrogés ont conscience que la CEM associée à une réforme de la taxation des revenus du travail est strictement positive même si l'élasticité prix non-compensée de l'offre de travail est nulle. Cependant, lorsque l'élasticité prix non-compensée de l'offre de travail est nulle, le CMFP est égal à 1. Alors, la réponse à la seconde question est clairement 'yes', le projet devrait être accepté.

En résumé, 'yes' et 'no' sont deux réponses possibles à la première question, tandis que 'yes' est la seule réponse appropriée à la seconde question.

3.2 Le coût d'opportunité marginal des fonds publics dans l'analyse coûts-bénéfices des projets publics

3.2.1 L'effet de retour potentiel des projets d'investissement publics sur les recettes fiscales

Dès lors que l'on calcule le CMFP, on considère nécessairement la mise en oeuvre d'une réforme de la fiscalité en place. Ainsi, des fonds publics supplémentaires sont collectés. Jusqu'ici nous n'avons pas abordé l'impact de la réallocation de ces fonds publics supplémentaires, c'est-à-dire l'impact de la dépense publique additionnelle. Or, comme les taxes, les projets publics peuvent affecter le comportement des agents économiques et engendrer des distorsions, notamment s'il existe des liens de substituabilité ou de complémentarité entre le projet public et les activités taxées.

On considère le même modèle que précédemment en supposant que les fonds publics financent la production de biens et services publics agrégés en un bien collectif pur z . Dans ce contexte, la dépense publique apparaît comme un argument des fonctions de demande marshalliennes de biens $x_i(\mathbf{q}, z, I)$, de la fonction d'utilité indirecte $v(\mathbf{q}, z, I)$, et de la fonction de dépense. On suppose que l'Etat est astreint à l'équilibre budgétaire :

$$R = CT(z) \quad (3.40)$$

où $CT(z)$ représente le coût total engendré par la production d'une quantité z de biens et services publics.

Supposons alors que l'Etat réforme la fiscalité en place et utilise l'intégralité des fonds supplémentaires pour financer un accroissement de l'offre de biens et services publics (un projet), d'après la contrainte budgétaire de l'Etat, on a

$$\frac{\Delta R}{\Delta z} = CM \quad (3.41)$$

où CM est le coût marginal de production (s'interprétant comme le coût d'un projet). Pour simplifier, supposons que la dépense supplémentaire est financée par un accroissement du taux de taxe sur la consommation d'un des biens, disons le bien k . La variation des recettes fiscales est calculée par

$$\Delta R = \frac{\partial R}{\partial t_k} \Delta t_k + \frac{\partial R}{\partial z} \Delta z \quad (3.42)$$

où $\frac{\partial R}{\partial t_k} \Delta t_k$ et $\frac{\partial R}{\partial z} \Delta z$ représentent respectivement l'impact de la réforme fiscale et de la dépense publique supplémentaire (projet) sur les recettes fiscales. Le respect de la contrainte budgétaire de l'Etat implique donc

$$\frac{\Delta t_k}{\Delta z} = \frac{CM - \frac{\partial R}{\partial z}}{\frac{\partial R}{\partial t_k}} \quad (3.43)$$

La variation équivalente de revenu associée à cette réforme est

$$VE_{\Delta t_k} - BM \cdot \Delta z \quad (3.44)$$

où $BM = \lambda^{-1} \partial v / \partial z$ est le bénéfice monétaire marginal de la dépense publique, s'interprétant comme la disposition à payer pour le projet, et où $VE_{\Delta t_k}$ est la variation équivalente de revenu associée à la hausse du taux de taxe sur le bien k , s'interprétant comme la disposition à payer pour échapper à la réforme fiscale. Un projet est désirable dès lors qu'il permet d'accroître le bien-être collectif, c'est-à-dire si et seulement si

$$BM \geq \frac{VE_{\Delta t_k}}{\Delta z} \quad (3.45)$$

En utilisant la contrainte budgétaire de l'Etat, la règle de décision entre acceptation et refus du projet public s'écrit :

$$BM \geq \left[CM - \frac{\partial R}{\partial z} \right] \times CMFP \quad (3.46)$$

où le CMFP est calculé indépendamment de l'impact du projet sur les recettes fiscales. De manière alternative, il serait possible d'intégrer l'impact du projet sur les recettes fiscales dans le calcul du CMFP. Dans ce cas, la règle de décision entre acceptation et refus du projet s'écrirait

$$BM \geq CM \times \overleftarrow{CMFP} \quad (3.47)$$

où le \overleftarrow{CMFP} intègre l'impact du projet sur les recettes fiscales :

$$\overleftarrow{CMFP} = \left[1 - \frac{1}{CM} \frac{\partial R}{\partial z} \right] \times CMFP \quad (3.48)$$

Bien entendu, les deux règles de décision (3.46) et (3.47) sont parfaitement équivalentes dans le sens où un projet sera accepté si et seulement si chacune des deux règles de décision sont vérifiées. Toutefois, la seconde règle de décision pose problème car elle implique une mesure du CMFP qui reste spécifique au projet considéré. En effet, à chaque projet particulier correspond une valeur particulière du CMFP, ce qui condamne toute

estimation du CMFP hors du cadre de l'analyse coûts-bénéfices d'un projet public particulier. De notre point de vue, cette approche n'est pas satisfaisante et il nous semble préférable de mesurer le CMFP indépendamment de tout projet public. Cette opinion est largement partagée dans la littérature, comme les citations suivantes l'illustrent :

“As argued here, there exists an inevitable degree of arbitrariness in how to account for the feedback to tax revenue created by marginal transfer spending...Given, however, that the critical feedback is not a result of the change in tax policy, expedience suggests that it makes sense not to attribute it to the cost of raising a marginal dollar of tax revenue.”

Joram Mayshar, 1991, On measuring the marginal cost of funds analytically, *American Economic Review*.

“...the impact on revenues from the change in the supply of public services or transfers should be included in the benefits from the project since these effects will vary from project to project.”

Bev Dahlby, 1998, Progressive taxation and the social marginal cost of public funds, *Journal of Public Economics*.

“Spending on health and education is presumably quite different, both with regard to distributional characteristics and revenue effects, from the use of resources on national defense or communications infrastructure. If these elements were to be incorporated into the MCF, individual agencies doing cost-benefit analyses of their projects would therefore have to be assigned different values for the MCF depending on how completion of their projects would affect the distribution of welfare and tax revenue. This goes against the basic idea of the MCF as a relatively simple measure of the welfare costs of distortionary taxation...”

Agnar Sandmo, 1998, Redistribution and the marginal cost of public funds, *Journal of Public Economics*.

En accord avec la littérature, nous recommandons donc de calculer le CMFP indépendamment de l'impact de toute dépense publique supplémentaire. Cependant, l'effet de retour des projets publics sur les recettes fiscales ne doit pas nécessairement être ignoré. Les projets de grande envergure ayant un impact positif sur les recettes fiscales (en contribuant à la croissance notamment) devraient passer plus facilement le test de l'analyse coûts-bénéfices. Cependant, estimer l'impact d'un projet sur l'assiette de la

fiscalité en place reste une tâche empirique délicate. De plus, en pratique, beaucoup des projets soumis au test de l'analyse coûts-bénéfices sont des projets locaux (dans le sens où ils n'affectent pas tous les contribuables). Ainsi, ignorer l'impact sur les recettes de la fiscalité en place peut être une approximation acceptable.

Enfin, on peut aussi considérer que le projet public est un substitut parfait du revenu. Sous cette hypothèse, le pouvoir d'achat des ménages augmente suite à la mise en oeuvre du projet. Si les biens de consommation taxés sont normaux, le projet aura un impact positif sur la demande et donc sur les recettes de la fiscalité indirecte. D'un autre côté, si le loisir est un bien normal, le projet aura un impact négatif sur l'offre de travail et donc sur les recettes de la fiscalité directe.

3.2.2 Coût d'opportunité marginal des fonds publics ou coûts d'opportunité marginaux des fonds publics

Dans les discussions courantes, décideurs publics et économistes parlent de “la valeur du CMFP”. Or comme nous l'avons rappelé à plusieurs reprises, hors du cadre de la taxation optimale, il n'existe pas de valeur singulière du CMFP reflétant l'inefficacité globale du système d'imposition. A chaque réforme fiscale envisageable correspond une valeur particulière du CMFP. Ainsi on calcule généralement le CMFP spécifique à chaque source de prélèvement. Par exemple, le CMFP associé à une réforme du barème de l'IR sera différent du CMFP associé à une réforme de la TVA.

Mais, en pratique, dans l'analyse coûts-bénéfices des projets publics, il est nécessaire de disposer d'une valeur singulière du CMFP. Nous allons montrer ici comment une mesure du CMFP global peut-être établie à partir du CMFP spécifique à chaque instrument de prélèvement. Reprenons le modèle développé ci-dessus et supposons que le projet public est financé par une réforme générale de plusieurs taux de taxe $\Delta \mathbf{t} = (\Delta t_1, \dots, \Delta t_B)$. Supposons également que le projet public n'a aucun impact sur les recettes fiscales (on ignore l'effet de retour potentiel du projet discuté plus haut). La variation des recettes fiscales est calculée par :

$$\Delta R = \sum_{b=1}^B \frac{\partial R}{\partial t_b} \Delta t_b \quad (3.49)$$

Le bénéfice marginal net de cette réforme est donné par la variation équivalente de revenu :

$$VE_{\Delta \mathbf{t}} - BM \cdot \Delta z \quad (3.50)$$

où $VE_{\Delta \mathbf{t}} = \sum_{b=1}^B VE_{\Delta t_b}$ est la somme des variations équivalentes de revenu associées

à la hausse des différents taux de taxe. En différenciant la contrainte budgétaire de l'Etat, il vient :

$$\frac{\Delta R}{\Delta z} = CM \quad (3.51)$$

Ainsi, la règle de décision entre acceptation et refus du projet public s'écrit :

$$BM \geq CM \times CMFP_{\Delta t} \quad (3.52)$$

où $CMFP_{\Delta t}$ représente le CMFP global pour l'ensemble des sources de financement du projet. Ce CMFP global peut être décomposé en faisant apparaître le CMFP spécifique à chaque source de financement :

$$CMFP_{\Delta t} = \sum_{b=1}^B \frac{\partial R}{\partial t_b} \frac{\Delta t_b}{\Delta R} CMFP_{\Delta t_b} \quad (3.53)$$

où $CMFP_{\Delta t_b}$ représente le CMFP associé à une hausse du taux de taxe sur le bien b . Ainsi, le CMFP global est calculé par la moyenne pondérée des CMFP spécifiques aux différentes sources de financement. Le poids

$$\frac{\partial R}{\partial t_b} \frac{\Delta t_b}{\Delta R} = \frac{\frac{\partial R}{\partial t_b} \Delta t_b}{\sum_{k=1}^B \frac{\partial R}{\partial t_k} \Delta t_k} \quad (3.54)$$

que reçoit le CMFP spécifique à la source b est égal à la part des recettes supplémentaires provenant de la source b dans les recettes supplémentaires totales. Ainsi, plus une taxe représente une source importante de financement, plus la valeur du CMFP spécifique à cette taxe a un poids important dans le calcul du CMFP global.

3.3 L'incorporation des considérations éthiques et l'identification de réformes fiscales justes et efficaces

“The observation that many discussions of the marginal cost of public funds are based on theoretical models where distributional issues have been assumed away is somewhat paradoxical, since the distortionary effects of taxation, on which thinking around the marginal cost of public funds is based, can only be justified from a welfare economics point of view by their positive effects on the distribution of income.”

Agnar Sandmo, 1998, Redistribution and the marginal cost of public

3.3.1 Principes éthiques et fonction de bien-être social

Dans la littérature, le CMFP est principalement vu comme un indicateur d'efficacité économique. Ainsi, le cadre théorique retenu pour estimer le CMFP est généralement celui d'un modèle microéconomique à agent représentatif dans lequel il existe un unique ménage ou, de manière équivalente, un nombre quelconque de ménages identiques. L'incorporation des considérations éthiques nécessite de relâcher l'hypothèse d'un ménage représentatif. Reprenons alors le même modèle que précédemment, mais supposons une population hétérogène composée de N ménages représentatifs. Chaque ménage $i = 1, \dots, N$ est supposé représenter un nombre n^i de ménages identiques dans la population réelle (qui est de taille $n = \sum_{i=1}^N n^i$). On suppose l'existence d'une fonction de bien-être social de type Bergson-Samuelson définie sur les niveaux d'utilité individuels :

$$W(u^1, \dots, u^N) \quad (3.55)$$

Cette fonction donne le niveau du bien-être collectif compte tenu du niveau de bien-être de chaque ménage. Elle représente les préférences du décideur public ou, plus généralement, les préférences de la société. Suite à une réforme fiscale se traduisant par une légère variation des taux d'imposition, la variation du bien-être collectif est

$$\Delta W = - \sum_{i=1}^N \alpha^i \cdot n^i \cdot VE^i \quad (3.56)$$

où

$$\alpha^i = \frac{\partial W}{\partial u^i} \lambda^i \quad (3.57)$$

et

$$VE^i = \frac{\Delta u^i}{\lambda^i} \quad (3.58)$$

représentent, respectivement, l'utilité sociale marginale du revenu et la variation équivalente de revenu d'un ménage i . Ainsi, la variation du bien-être collectif est une somme pondérée des variations équivalentes de revenu individuelles. La variation équivalente VE^i de chaque ménage i est pondérée par l'utilité sociale marginale du revenu α^i de ce ménage. Les variations équivalentes de revenu des ménages sont en principe directement observables. Cependant, la variation du bien-être social ne l'est pas car les poids sociaux α^i ne le sont pas.

L'hypothèse de base est que la fonction de bien-être social est croissante en chacun

de ses arguments. Ainsi, elle respecte le *principe de Pareto*. Si l'utilité sociale marginale du revenu de chaque ménage est positive, on a :

$$\alpha^i > 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.59)$$

Alors, une condition suffisante pour un accroissement du bien-être social est :

$$-n^i \cdot VE^i \geq 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.60)$$

Cette condition est très restrictive dans la mesure où elle implique que la réforme soit Pareto-améliorante, c'est-à-dire qu'elle ne face aucun perdant, ce qui n'est généralement pas le cas en pratique. Pour dépasser ce problème, Ahmad & Stern (1984) postulent une forme fonctionnelle du bien-être social générant différentes valeurs des poids sociaux α^i des ménages pour différentes valeurs du paramètre d'aversion aux inégalités de la forme fonctionnelle employée, typiquement une fonction puissance. Mais cette approche reste très restrictive car de nombreuses hypothèses implicites sur la structure des préférences sociales sont introduites de manière opaque à travers le choix d'une forme fonctionnelle particulière par le modélisateur. De plus, la valeur du paramètre d'aversion aux inégalités reste difficilement interprétable pour les décideurs publics. Enfin, si l'on souhaite utiliser des estimations du CMFP basées sur une forme fonctionnelle du bien-être social et une valeur particulière du paramètre d'aversion aux inégalités dans l'analyse coûts-bénéfices des projets publics, les bénéfices et les coûts des projets devraient également être évalués à partir de la même forme fonctionnelle du bien-être social et d'une même valeur du paramètre d'aversion aux inégalités

Une approche moins restrictive consiste à ne spécifier que le signe des dérivées successives de la fonction de bien-être social. On peut alors supposer que l'utilité sociale marginale du revenu est décroissante avec le revenu (la fonction de bien-être social est concave) :

$$\frac{\partial \alpha^i}{\partial I^i} < 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.61)$$

Sous cette hypothèse, le décideur public respecte le *principe de transfert*. Ce principe, proposé initialement par Pigou (1912) et Dalton (1920), implique que tout transfert redistributif (d'un ménage vers un ménage plus pauvre) devrait augmenter le bien-être social dès lors que l'ordre des revenus entre ces ménages est inchangé. Autrement dit, un euro à un ménage vaut moins qu'un euro à un autre ménage plus pauvre. Afin d'exploiter ce principe éthique, on suppose que les ménages sont ordonnés selon leur niveau de richesse, des plus pauvres aux plus riches. Ainsi, le niveau de richesse d'un ménage détermine son rang dans la distribution de la richesse au sein de la population

totale. Si la fonction de bien-être social respecte le principe de Pigou-Dalton, une condition suffisante pour un accroissement du bien-être social est :

$$-\sum_{\ell=1}^i n^{\ell}.VE^{\ell} \geq 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.62)$$

Cette condition est déjà moins restrictive que la précédente. En outre, elle autorise que certains ménages puissent perdre, sauf les plus pauvres. En effet, si les ménages les plus pauvres gagnent, tandis que tous les autres ménages perdent, le bien-être social peut augmenter dès lors que le gain des uns compense la perte des autres. Soulignons toutefois que si la condition (3.62) est vérifiée, alors les ménages les plus pauvres doivent être gagnants et la somme des variations équivalentes de revenu des ménages doit être négative (conditions nécessaires). En effet, lorsque $i = 1$, la condition implique

$$-n^1.VE^1 \geq 0 \quad (3.63)$$

et lorsque $i = N$, la condition implique

$$-VE = -\sum_{i=1}^N n^i.VE^i \geq 0 \quad (3.64)$$

Ces deux conditions sont donc nécessaires pour qu'une réforme améliorant le bien-être social puisse être identifiée.

Lorsque l'utilité sociale marginale du revenu est également convexe, le décideur public est prudent et respecte le *principe de transfert diminuant* de Kolm (1976). Ainsi, il préfère qu'un transfert redistributif à la Pigou-dalton, c'est-à-dire un transfert d'un ménage vers un autre ménage plus pauvre, se déroule dans le bas de la distribution des revenus plutôt que dans le haut de la distribution des revenus. Parallèlement, le décideur public préfère qu'un transfert défavorable, c'est-à-dire un transfert d'un ménage vers un autre ménage plus riche, se déroule dans le haut de la distribution des revenus plutôt que dans le bas de la distribution des revenus.⁵ On peut alors généraliser cette approche en supposant que les dérivées de la fonction de bien-être alternent en signe jusqu'à un certain ordre $s = 1, 2, 3, \dots$ signifiant que le décideur public respecte tous les principes éthiques de transfert jusqu'à l'ordre s .

5. Comme pour le principe de Pigou-Dalton, les transferts sont supposés ne pas modifier l'ordre des revenus entre ces ménages.

3.3.2 Courbes de concentration

Les deux conditions suffisantes (3.60) et (3.62) pour un accroissement du bien-être social peuvent être exprimées graphiquement en comparant des courbes de concentration. En effet, si la fonction de bien-être social respecte le principe de Pareto, le bien-être social augmente si la courbe de concentration d'ordre 1 reste positive :

$$C^1(i) = \frac{n^i \cdot VE^i}{VE} \geq 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.65)$$

avec $\sum_{i=1}^N C^1(i) = 1$ et $VE < 0$. De même, si la fonction de bien-être social respecte le principe de Pigou-Dalton, le bien-être social augmente si la courbe de concentration d'ordre 2 reste positive :

$$C^2(i) = \sum_{\ell=1}^i C^1(\ell) = \sum_{\ell=1}^i \frac{n^\ell \cdot VE^\ell}{VE} \geq 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.66)$$

avec $C^2(N) = 1$ et $VE < 0$. La courbe de concentration d'ordre 2 mesure donc la part des variations équivalentes de revenu des ménages ayant une richesse inférieure à celle du ménage i , dans la somme des variations équivalentes de revenu. Cette courbe capture donc l'impact redistributif de la réforme. D'une manière générale, si le décideur public respecte tous les principes éthiques jusqu'à l'ordre s , le bien-être social augmente si la courbe de concentration d'ordre s reste positive :

$$C^s(i) = \sum_{\ell=1}^i C^{s-1}(\ell) \geq 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.67)$$

3.3.3 Réformes fiscales pures et accroissement du bien-être social

Reprenons le modèle développé ci-dessus et supposons une réforme fiscale pure, c'est-à-dire n'affectant pas le montant des recettes fiscales, se limitant à une paire de taux d'imposition. On suppose que le taux de taxe t_j sur le bien j augmente de $\Delta t_j > 0$ tandis que le taux de taxe t_k sur le bien k diminue de $\Delta t_k < 0$.

D'après la contrainte budgétaire de l'Etat, la réforme fiscale est pure si et seulement si

$$\Delta R = \frac{\partial R}{\partial t_j} \Delta t_j + \frac{\partial R}{\partial t_k} \Delta t_k = 0 \quad (3.68)$$

ou, de manière équivalente, si et seulement si

$$\frac{\Delta t_j}{\Delta t_k} = -\frac{\frac{\partial R}{\partial t_k}}{\frac{\partial R}{\partial t_j}} > 0 \quad (3.69)$$

On suppose implicitement que l'on se situe dans la partie croissante de la courbe de Laffer ($\frac{\partial R}{\partial t_j} > 0$ et $\frac{\partial R}{\partial t_k} < 0$).

La variation équivalente de revenu des ménages consécutive à la réforme fiscale pure peut être décomposée en deux variations équivalentes :

$$VE^i = VE_{\Delta t_j}^i + VE_{\Delta t_k}^i \quad (3.70)$$

où

$$VE_{\Delta t_j}^i = -\frac{1}{\lambda^i} \frac{\partial v^i}{\partial t_j} \Delta t_j > 0 \quad (3.71)$$

est la variation équivalente de revenu associée à la hausse $\Delta t_j > 0$ du taux de taxe t_j sur le bien j , tandis que

$$VE_{\Delta t_k}^i = -\frac{1}{\lambda^i} \frac{\partial v^i}{\partial t_k} \Delta t_k < 0 \quad (3.72)$$

est la variation équivalente de revenu associée à la baisse $\Delta t_k < 0$ du taux de taxe t_k sur le bien k . Au niveau agrégé, on note $VE_{\Delta t_j} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot VE_{\Delta t_j}^i > 0$ et $VE_{\Delta t_k} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot VE_{\Delta t_k}^i < 0$ avec $VE = VE_{\Delta t_j} + VE_{\Delta t_k} < 0$.

En supposant que la fonction de bien-être social respecte le principe de Pareto et le principe de Pigou-Dalton, la réforme fiscale augmente le bien-être social si

$$-\sum_{\ell=1}^i n^\ell \cdot VE^\ell \geq 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.73)$$

ou, de manière équivalente, si

$$-VE_{\Delta t_k} \cdot C_{\Delta t_k}^2(i) \geq VE_{\Delta t_j} \cdot C_{\Delta t_j}^2(i) \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.74)$$

où

$$C_{\Delta t_j}^2(i) = \sum_{\ell=1}^i C_{\Delta t_j}^1(\ell) = \sum_{\ell=1}^i \frac{n^\ell \cdot VE_{\Delta t_j}^\ell}{VE_{\Delta t_j}} \quad (3.75)$$

est la courbe de concentration (d'ordre 2) des variations équivalentes de revenu associées

à la hausse du taux de taxe sur le bien j et où

$$C_{\Delta t_k}^2(i) = \sum_{\ell=1}^i C_{\Delta t_k}^1(\ell) = \sum_{\ell=1}^i \frac{n^\ell \cdot VE_{\Delta t_k}^\ell}{VE_{\Delta t_k}} \quad (3.76)$$

est la courbe de concentration (d'ordre 2) des variations équivalentes de revenu associées à la baisse du taux de taxe sur le bien k .

Le CMFP est implicitement présent dans cette dernière condition. On peut calculer le CMFP associé aux taxes j et k indépendamment des considérations éthiques :

$$CMFP_{\Delta t_j} = \frac{VE_{\Delta t_j}}{\frac{\partial R}{\partial t_j} \Delta t_j} > 0 \quad (3.77)$$

et

$$CMFP_{\Delta t_k} = \frac{VE_{\Delta t_k}}{\frac{\partial R}{\partial t_k} \Delta t_k} > 0 \quad (3.78)$$

En substituant ces expressions dans la condition précédente, on obtient que la réforme fiscale augmente le bien-être social si :

$$C_{\Delta t_k}^2(i) \geq \gamma_{jk} \cdot C_{\Delta t_j}^2(i) \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.79)$$

où

$$\gamma_{jk} = \frac{CMFP_{\Delta t_j}}{CMFP_{\Delta t_k}} > 0 \quad (3.80)$$

est le ratio des CMFP s'interprétant comme un indicateur d'efficacité de la réforme. La réforme est dite efficace si et seulement si $\gamma \leq 1$, et plus γ est faible, plus la réforme est efficace.⁶ Dans ce cas, la réforme contribue à réduire le CMFP global en réduisant les recettes d'une taxe coûteuse et en augmentant les recettes d'une autre taxe moins coûteuse. Il est essentiel de noter que seules les réformes efficaces sont en mesure de satisfaire la condition (3.79).⁷ La valeur du CMFP associé à chaque instrument est donc essentielle dans cette approche. Lorsque $\gamma = 1$, la réforme est neutre en terme d'efficacité et son impact est purement redistributif. Dans ce cas, la réforme est équivalente à une réforme redistributive par transferts forfaitaires.

Formellement, la condition (3.79) revient à considérer que la distribution des va-

6. Précisément, lorsque $\gamma \leq 1$, la somme des variations équivalentes de revenu est négative. Cela implique que la somme des variations équivalentes de revenu des gagnants est supérieure à la somme des variations équivalentes de revenu des perdants. Ainsi, les gagnants sont en mesure de compenser les perdants de telle sorte qu'une réforme Pareto-améliorante est possible.

7. En effet, comme la condition (3.79) doit être vérifiée pour $i = N$ et que par définition $C_{\Delta t_k}^2(N) = C_{\Delta t_j}^2(N) = 1$, la condition (3.79) implique $\gamma \leq 1$.

riations équivalentes de revenu associées à la baisse du taux de taxe k (gains), domine stochastiquement au 2-ième ordre la distribution des variations équivalentes de revenu associées à la hausse du taux de taxe j (pertes) pondérée par le ratio γ des CMFP. Si la réforme est telle que la hausse du taux de taxe sur le bien j frappe plutôt les hauts revenus tandis que la baisse du taux de taxe sur le bien k profite plutôt aux pauvres alors, si le décideur public respecte le principe de Pigou-Dalton, la réforme peut augmenter le bien-être social.

Duclos, Makdissi & Wodon (2008) et Makdissi & Mussard (2008) ont montré qu'il est possible de généraliser cette approche par dominance en supposant que le décideur public respecte tous les principes éthiques jusqu'à un certain ordre s . Sous cette hypothèse, une condition suffisante pour que la réforme augmente le bien-être social est :

$$C_{\Delta t_k}^s(i) \geq \gamma_{jk} \cdot C_{\Delta t_j}^s(i) \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.81)$$

où

$$C_{\Delta t_j}^s(i) = \sum_{\ell=1}^i C_{\Delta t_j}^{s-1}(\ell) \quad (3.82)$$

est la courbe de concentration (d'ordre s) des variations équivalentes de revenu associées à la hausse du taux de taxe sur le bien j et où

$$C_{\Delta t_k}^s(i) = \sum_{\ell=1}^i C_{\Delta t_k}^{s-1}(\ell) \quad (3.83)$$

est la courbe de concentration (d'ordre s) des variations équivalentes de revenu associées à la baisse du taux de taxe sur le bien k .

Ainsi, il est possible d'utiliser le CMFP pour déterminer si une réforme fiscale pure est à la fois efficace et juste sans intégrer aucun élément normatif dans le CMFP. Cette approche a été initiée par Mayshar & Yitzhaki (1995) et développée par Duclos, Makdissi & Wodon (2008) et Makdissi & Mussard (2008). Son principal intérêt est que la forme de la fonction de bien-être social n'a pas besoin d'être spécifiée. Les courbes de concentration ne doivent pas nécessairement être estimées par un modèle économétrique, mais simplement déduites des consommations observées (demandes marshalliennes) à partir d'une enquête sur les revenus et les dépenses des ménages. Ainsi, les hypothèses sont beaucoup moins restrictives que dans le cas d'une forme fonctionnelle de la fonction de bien-être social. Cependant il reste essentiel de disposer d'estimations du CMFP pour chaque instrument de prélèvement. Mais dès lors que ces estimations sont disponibles, l'identification de réformes justes et efficaces peut se

résumer à la comparaison de paires de courbes de concentration sur un graphique.

3.4 Les estimations empiriques du coût d'opportunité marginal des fonds publics disponibles dans la littérature économique

Toute estimation du CMFP est nécessairement fondée sur un modèle économique. Ainsi, le choix du modèle économique sous-jacent détermine en partie les estimations du CMFP obtenues. Dans la littérature, certains auteurs modélisent uniquement la fiscalité des biens ou uniquement la fiscalité des revenus du travail, tandis que d'autres modélisent simultanément ces deux types d'impôt.

On recense plus d'une vingtaine d'articles fournissant des estimations du CMFP dans différents pays. D'une manière générale, le CMFP a principalement été estimé pour les impôts frappant les biens (comme la TVA et les accises) et pour les impôts frappant les revenus du travail (comme l'IR). Les premiers travaux empiriques ont été menés par Ahmad & Stern (1984) pour l'économie Indienne en 1979-1980 et Ballard, Shoven & Whalley (1985) pour l'économie américaine en 1973.

Ahmad & Stern (1984) considèrent un modèle de taxation des biens et établissent une formule analytique du CMFP similaire à celles développées par Usher (1984) et Wildasin (1984). Le CMFP est calculé pour neuf groupes de biens différents (céréales ; lait et produits du lait ; huiles alimentaires ; viande, poisson et oeufs ; sucre ; autres biens alimentaires ; habillement ; essence et électricité ; autres biens non alimentaires). Pour chaque groupe de biens, le taux de taxe effectif est calculé en combinant les différentes taxes frappant les différents biens agrégés et les élasticités prix des biens sont estimées à partir d'un modèle économétrique de la demande. Par ailleurs, Ahmad & Stern (1984) considèrent une forme fonctionnelle réduite du bien-être collectif incluant un paramètre d'aversion aux inégalités. Plus ce paramètre est élevé, plus les estimations du CMFP obtenues sont faibles. Lorsque le paramètre d'aversion aux inégalités est fixé à zéro (1€ reçu par un pauvre vaut 1€ reçu par un riche), le CMFP se situe entre 1,00 pour une hausse du taux d'imposition sur le lait et les produits du lait et 1,24 pour une hausse du taux d'imposition sur l'habillement. Lorsque le paramètre d'aversion aux inégalités est fixé à l'unité (1€ reçu par un ménage vaut deux fois plus que 1€ reçu par un autre ménage dès lors que le premier dispose d'un revenu deux fois plus faible que le second), le CMFP se situe entre 0,17 pour une hausse du taux d'imposition sur le lait et les produits du lait et 0,26 pour une hausse du taux d'imposition sur l'essence

et l'électricité. Le classement des CMFP est donc affecté par la valeur du paramètre d'aversion aux inégalités.

Ballard, Shoven & Whalley (1985) utilisent un modèle d'équilibre général calculable assez large incluant dix-neuf secteurs de production des biens (chacun produisant à partir du capital, du travail et des biens produits dans les autres secteurs) générant quinze biens de consommation. Les principales taxes existant aux Etats-Unis sont incorporées au modèle. Ainsi, Ballard, Shoven & Whalley (1985) considèrent non seulement les taxes frappant les biens de consommation, mais également les taxes sur les revenus du capital, de l'épargne et du travail. La méthode employée est celle de l'équilibre général calculable. Ainsi, les fonctions d'utilité des ménages ainsi que les fonctions de production des différents secteurs sont explicitement spécifiées. Par exemple, les fonctions d'utilité des ménages sont de type Cobb-Douglas tandis que la fonction de production est de type CES (à élasticité de substitution constante). La résolution du modèle conduit alors à des fonctions de demande et d'offre explicites qui dépendent des paramètres des fonctions d'utilité et de production. La méthode de l'équilibre général calculable consiste alors à calibrer le modèle sur les données empiriques effectivement observées au cours d'une année. Précisément, il s'agit de déterminer les valeurs des paramètres des fonctions d'utilité et de production de telle sorte que les prédictions du modèle correspondent exactement aux données observées. Ainsi, on obtient un modèle calibré sur l'économie réelle du pays. De là, on peut réformer la fiscalité en place, calculer le nouvel équilibre, comparer les deux situations (avant et après réforme), en déduire la variation du bien-être collectif et des recettes fiscales, et finalement calculer le CMFP. Pour différentes combinaisons plausibles des valeurs des élasticités, Ballard, Shoven & Whalley (1985) situent le CMFP entre 1,17 et 1,56, lorsque la réforme fiscale envisagée consiste en une hausse simultanée de 1% de tous les taux marginaux d'imposition. Pour une hausse du taux de taxe à la consommation des biens le CMFP se situe entre 1,25 et 1,39 selon les valeurs des élasticités. Lorsque les taxes frappant le tabac, l'alcool et l'essence sont exclues, le CMFP associé à la taxation des biens diminue sensiblement et se situe entre 1,03 et 1,12 selon les valeurs des élasticités. En ce qui concerne la taxation du rendement du capital, plus précisément investi dans le secteur industriel, les auteurs suggèrent un CMFP entre 1,18 et 1,46.

Depuis ces travaux précurseurs, de nombreuses estimations du CMFP ont été proposées dans la littérature, soit sur la base d'une formule analytique, comme Ahmad & Stern (1984), soit sur la base d'un modèle d'équilibre général calculable, comme Ballard, Shoven & Whalley (1985). Les méthodes et les résultats des principaux travaux empiriques visant à estimer le CMFP sont résumés dans les tableaux 1 et 2 tirés

de Dahlby (1998). Le tableau 1 recense les estimations du CMFP obtenues pour une réforme des taxes indirectes (TVA et accises). Le tableau 2 recense les estimations du CMFP obtenues pour une réforme des taxes directes (IR). Le tableau 3 recense les estimations du CMFP obtenues pour une réforme des taxes sur le rendement du capital (IS, patrimoine).

Il existe peu d'estimations du CMFP pour l'économie française. A notre connaissance, Bernard & Vielle (2003) ont été les premiers à proposer une estimation du CMFP pour l'économie française. Sur la base d'un modèle d'équilibre général calculable, ils obtiennent une estimation du CMFP égale à 1,12, se situant dans la moyenne des pays européens.⁸ Par ailleurs, Kleven & Kreiner (2006) obtiennent une estimation particulièrement forte du CMFP égal à 1,72 pour la fiscalité directe française, mais restant dans la moyenne des autres pays Européens (voir tableau 2). Enfin, Beaud (2008) obtient des valeurs du CMFP comprises entre 0,95 et 2,16 selon la réforme fiscale envisagée, et situe le CMFP global aux alentours de 1.2 en France, soit la valeur retenue par le Commissariat Général du Plan en 1975 (sixième Plan).

8. Toutefois, cette estimation reste le sous-produit d'un modèle de détermination des politiques environnementales optimales. Remarquons que pour les Etats-Unis, ils obtiennent un CMFP égal à 1,02, sensiblement plus faible que celui proposé par les études américaines apparaissant dans les tableaux 1 et 2. Cette remarque permet d'imaginer que leur modèle conduit à des estimations particulièrement faibles du CMFP.

Tableau 1 – Coûts d’opportunité marginaux des fonds publics associés aux taxes indirectes ⁹

Auteurs et données	Résultats	Commentaires
1) Biens spécifiques et droits d’accises		
Ahmad et Stern (1984) - Inde 1979-1980	CMFP pour 9 groupes de biens allant de 1,0037 pour le lait et produits laitiers à 1,245 pour les vêtements.	Lorsque le paramètre d’aversion à l’inégalité est fixé à 1, le carburant et l’éclairage ont les CMFP les plus élevés, alors que les produits laitiers ont les CMFP les plus bas.
Ahmad et Stern (1990) - Pakistan 1975-1976	Les CMFP varient entre 0,999 pour la viande et les oeufs et 1,122 pour les huiles comestibles.	Les augmentations de taxes sur biens spécifiques concernent 13 groupes de biens. Lorsque le paramètre d’aversion à l’inégalité est fixé à 1, le blé a le CMFP le plus élevé, alors que la viande et les oeufs ont les CMFP les plus bas.
Cragg (1991) - Canada 1978	Les CMFP varient entre 0,769 pour les divertissements à 1,429 pour l’alimentaire.	Les augmentations de taxes sur biens spécifiques concernent 10 groupes de biens. Lorsque le paramètre d’aversion à l’inégalité est fixé à 1, le tabac a le CMFP le plus faible, alors que les boissons ont les plus importants, suivies de l’alimentaire.
Decoster et Schokkaert (1990)- Belgique 1978-1979	Avec 12 groupes de biens, les CMFP varient entre 0,8096 pour les services et 2,7963 pour le tabac avec le modèle de Rotterdam et entre 0,9438 pour les boissons à 1,3677 pour les transports avec le modèle AIDS. Le coefficient de corrélation entre les deux ensembles de CMFP est de 0,16.	Les auteurs (p. 295) concluent que le classement des coûts marginaux de bien-être sont affectés si la symétrie de la matrice de Slutsky est imposée. Cependant, les différences entre les CMFP sont réduits à mesure que le coefficient d’aversion à l’inégalité augmente.
Diewert et Lawrence (1996) - Nouvelle Zélande 1971-1991	Les CMFP pour une taxe sur les moteurs de voiture vont de 0,944 en 1986 à 1,0071 en 1975, avec une valeur moyenne de 0,9754.	L’estimation économétrique a été réalisée avec des élasticités d’offre et de demande concernant 7 biens, incluant demande et offre de travail.
Madden (1995) - Irlande	Les CMFP sont issus de 10 groupes de biens allant de 1,079 pour les vêtements et chaussures à 1,664 pour l’alcool.	Le modèle est basé sur un système de demandes avec réponses d’offre de travail aux augmentations de taxes. Avec un paramètre d’aversion à l’inégalité fixé à 2, les services ont le CMFP le plus bas et l’alcool le plus élevé.
Parry (2003) - UK 1999	Le CMFP des droits d’accises donnent : 1,11 pour les cigarettes; 1,24 pour l’alcool; et 2 pour l’essence.	Les calculs comprennent les distorsions induites par les externalités.
West et Williams (2007) - USA 1997	Le CMFP lié à la taxe sur l’essence varie entre 1,01 et 1,03.	Le calcul du CMFP n’inclut pas les dommages marginaux environnementaux dus à l’utilisation de l’essence. Ils utilisent un coût de 77\$ par litre afin d’obtenir un taux de taxe optimal sur l’essence.

9. Source : Dahlby (2008, p. 80).

Tableau 1 (*suite*)

Auteurs et données	Résultats	Commentaires
2) Biens de consommation courante et taxes sur les ventes		
Ballard, Shoven et Whalley (1985) - USA 1973	Les CMFP varient entre 1,251 et 1,388 en fonction de l'élasticité de l'offre de travail et de celle de l'épargne. Les CMFP concernant la taxe sur la production sont compris entre 1,147 et 1,279.	Les CMFP sont calculés en utilisant un modèle CGE pour l'économie des USA. Les CMFP liés aux biens autres que alcool, tabac et essence, sont les plus bas (1,026 à 1,119) pour toutes les taxes envisagées.
Baylor et Beausejour (2004) - Canada 1996-1998	Les gains de bien-être par dollar de réduction de revenu levé grâce à la taxe sur les ventes sont de 1,13.	Les taxes sur les ventes sont calculées à partir d'un modèle CGE dynamique. Les taxes sur les ventes sont les moins distortionnaires parmi toutes celles étudiées.
Campbell (1975) - Canada 1961	Le CMFP est de 1,25 pour une augmentation générale des taxes sur les biens de consommation courante.	Il s'agit de l'une des études pionnières en matière de distorsions marginales induites par des augmentations de taxe.
Diewert et Lawrence (1996) - Nouvelle Zélande 1971-1991	Les CMFP pour une taxe générale sur les biens de consommation courante vont de 1,049 en 1972 à 1,137 en 1991, avec une valeur moyenne de 1,083. Les CMFP pour une taxe générale sur la production vont de 1,037 en 1972 à 1,147 en 1990, avec une valeur moyenne de 1,07.	L'estimation économétrique a été réalisée avec des élasticités d'offre et de demande concernant 7 biens, incluant demande et offre de travail.

Tableau 1 (*suite*)

Auteurs et données	Résultats	Commentaires
Erbil (2004) - 31 pays, 1995 et 1997	Les CMFP pour les taxes concernant la production domestique vont de 1 pour l'Ouganda à 1,442 pour le Japon.	Les estimations sont issues de modèles CGE (voir aussi les résultats sur les droits de douane).
Jorgenson et Yun (1991) - USA 1986	Le CMFP concernant les taxes sur les biens de consommation et d'investissement sont de 1,262.	Les calculs sont issus de modèles CGE dynamiques. Les CMFP issus des taxes sur la propriété sont de 1,176 en 1986 et de 1,139 en en 1996. Les taxes sur les ventes produisent ensuite les CMFP les plus bas pour chaque année.
Jorgenson et Yun (2001) - USA 1996	Les CMFP concernant les taxes sur les biens de consommation et d'investissement sont de 1,175.	Idem.
Wartlers et Auriol (2005) - 38 pays africains 1998-2002	Les CMFP pour les taxes sur les biens de consommation domestiques vont de 0,97 pour la Namibie à 1,27 pour Sao Tomé. La moyenne étant de 1,09.	Les calculs sont issus de modèles CGE. Les auteurs concluent que les CMFP d'une économie augmentent substantiellement avec la taille du secteur informel.

Tableau 2 – Coûts d’opportunité marginaux des fonds publics associés aux taxes directes ¹⁰

Auteurs et données	Résultats	Commentaires
Ahmed et Croushore (1994) - USA 1976	Les CMFP vont de 1,121 à 1,167.	Leur mesure intègre l’impact des biens publics non séparables dans le CMFP.
Ballard, Shoven et Whalley (1985) - USA 1973	Les CMFP pour les taxes dans l’industrie varient entre 1,112 à 1,234 en fonction de l’élasticité de l’offre de travail et celle de l’épargne. Les CMFP concernant la taxe sur les revenus sont compris entre 1,163 et 1,314.	Les CMFP sont calculés en utilisant un modèle CGE pour l’économie des USA.
Baylor et Beausejour (2004) - Canada 1996-1998	Le CMFP associé à la taxation des revenus du travail est de 1,15.	Les taxes sur les ventes sont les moins distortionnaires parmi toutes celles étudiées.
Browning (1987) - USA 1984	Les CMFP varient entre 1,318 et 1,469.	Les calculs sont basés sur un rapport $dm/dt = 1,39$; ou dm est la variation du taux marginal d’impôt sur le revenu et dt est la variation du taux moyen.
Campbell et Bond (1997) - Australie 1988-1989	Les CMFP varient entre 1,19 et 1,24.	Les calculs sont basés sur une simulation des réponses d’offre de travail dans 10 déciles.
Diewert et Lawrence (1996) - Nouvelle Zélande 1971-1991	Les CMFP varient entre 1,053 en 1972 et 1,183 en 1991, avec une valeur moyenne de 1,095.	Les calculs concernent une augmentation de la taxe proportionnelle sur les salaires, réalisés avec un modèle économétrique basés sur élasticités d’offre et de demande de 7 biens incluant demande et offre de travail.
Feldstein (1999)- USA 1993	Un CMFP de 3 est obtenu avec une élasticité des revenus taxés par rapport au taux de taxe ex-post de 1,04.	Les calculs comprennent des estimations des réponses des payeurs de taxe au changement de taux de taxe avec le modèle TAXSIM du NBER.
Fortin et Lacroix (1994) - Québec 1985	Les CMFP varient entre 1,39 et 1,53.	Les calculs sont basés sur des estimations d’offre de travail pour des personnes travaillant au Québec dans les secteurs réguliers et irréguliers de l’économie. En incluant le secteur irrégulier le CMFP augmente de 0,02 à 0,05.
Fullerton et Henderson (1989) - USA 1984	Les CMFP pour une taxe sur le travail dans l’industrie varient entre 1,137 et 1,258. Leur base de travail est de 1,169 contre 1,247 pour les taxes sur les revenus des particuliers.	Les CMFP concernant les taxes sur le travail sont plus bas que ceux obtenus avec des taxes sur les revenus des sociétés ou les revenus des capitaux.
Gruber et Saez (2002) - USA 1988	Le CMFP de 1,285 est basé sur une élasticité revenu (revenus imposables) avec une part de tax ex-post de 1,4. Les CMFP pour une taxe sur le travail dans l’industrie varient entre 1,137 et 1,258. Leur base de travail est de 1,169 contre 1,247 pour les taxes sur les revenus des particuliers.	L’estimation économétrique a été réalisée en prenant en compte la réponse des personnes imposées aux changements de taxes fédérales et étatiques de 1979 à 1990. Une élasticité de 0,57 a été trouvée pour les individus imposables dont le revenu est supérieur à 100000\$. L’élasticité relative à un état exempt de taux de taxe est de 0,63.

10. Source : Dahlby (2008, pp. 137-138).

Tableau 2 – suite

Auteurs et données	Résultats	Commentaires
Hansson et Stuart (1985) - Suède 1969	Le CMFP est de 1,69 pour leur étude de base avec une élasticité de 0,14 et un paramètre θ (élasticité revenu de l'offre de travail) de $-0,15$. Avec une élasticité de $-0,047$ et un θ de $-0,15$, le CMFP est de 0,95.	Les résultats ont été obtenus en prenant une augmentation d'un point du taux de taxe, en partant du niveau existant de 70%, puis d'une augmentation de 0,77 point pour le taux de taxe moyen. Le pic de la courbe de Laffer correspond à un taux de taxe de 81%.
Jorgenson et Yun (1991) - USA 1986	Les CMFP concernant l'augmentation des taxes sur les revenus du travail sont de 1,376 et 1,52 pour une augmentation de la taxe sur les revenus individuels.	Les calculs sont issus de modèles CGE dynamiques. Le classement entre les taxes sur les revenus du travail et les taxes sur les revenus des particuliers est renversé dans les deux études.
Jorgenson et Yun (2001) - USA 1996	Le CMFP concernant l'augmentation des taxes sur les revenus du travail sont de 1,404 et 1,352 pour une augmentation de la taxe sur les revenus individuels.	Idem.
Judd (1987) - prototype de l'économie USA	Les CMFP pour une taxe sur les salaires varient entre 1,02 et 1,5, dépendant du paramétrage du modèle, mais il est inférieur généralement à 1,15.	Les calculs sont issus de modèles dynamiques avec agent représentatif. Les CMFP sont calculés tout au long de la période de transition jusqu'au nouvel état d'équilibre. Les CMFP concernant les taxes sur le travail sont moins importants que ceux issus des taxes sur le capital.
Kleven et Kreiner (2006) - 5 pays de l'UE	Les CMFP pour une augmentation de la taxe proportionnelle sont de 1,26 pour UK ; 1,52 pour l'Italie ; 1,72 pour la France ; 1,85 pour l'Allemagne et 2,2 pour le Danemark.	Les calculs incluent un effet de participation avec une réponse standard dans l'offre de travail des travailleurs employés.
Poapongsakorn et alii (2000) - Thaïlande 1992	Les CMFP, pour une augmentation d'un point des taux de taxe dans chaque tranche d'imposition, varient entre 1,01 et 1,11.	Une structure progressive d'imposition implique des taux de taxe marginaux variant entre 0 et 0,37.
Ruggeri (1999) - Canada 1992	Les CMFP, pour une augmentation des taxes proportionnelles sur le travail, sont compris entre 1,18 et 1,13, lorsque les taxes sur les revenus augmentent.	Les calculs proviennent d'un modèle CGE de l'économie canadienne.
Stuart (1984) - Etats Unis 1976	Les CMFP sont de 0,072 pour une augmentation équi-proportionnelle des taux de taxe moyens et marginaux. Le taux de taxe marginal est de 0,427 et le taux de taxe moyen de 0,273.	Les calculs proviennent d'un modèle CGE simple. Les bases de calculs se fondent sur l'hypothèse de dépenses d'un bien public séparable dont l'élasticité est de 0 ; l'élasticité compensée de 0,2 ; et un paramètre θ de $-0,2$.
Thirsk et Moore (1991) - Canada 1987	Les CMFP vont de 1,18 pour une augmentation d'un taux de taxe proportionnelle avec une faible élasticité compensée de l'offre de travail de 1,2 jusqu'à 1,66 avec une élasticité compensée de 0,3 et $dm/dt = 2,46$. Pour des paramètres avec valeurs intermédiaires : 0,3 à 0,45.	La méthode est similaire à celle de Browning (1987).

Tableau 3 – Coûts d’opportunité marginaux des fonds publics associés aux taxes sur le capital ¹¹

Auteurs et données	Résultats	Commentaires
Ballard, Shoven et Whalley (1985) - USA 1973	le CMFP pour la taxe sur le rendement du capital investi dans le secteur industriel varie entre 1,181 et 1,463 selon les élasticités de l’offre de travail et de l’épargne retenues.	Utilisation d’un modèle CGE à large échelle pour l’économie américaine.
Baylor et Beausejour (2004) - Canada 1996 à 1998	Le gain de bien-être par dollar de réduction du revenu est de : 0,37 pour l’IS , 1,29 pour la taxe sur la vente des biens d’équipement (<i>capital good</i>) et 1,30 pour la taxe sur le rendement du patrimoine.	Utilisation d’un modèle d’un modèle CGE dynamique pour l’économie canadienne.
Diewert et Lawrence (1998) - Australie 1966 à 1967 et 1993 à 1994	Le CMFP pour la taxe sur le rendement du capital a augmenté de 1,21 à 1,48 , ceci de 1967 où le taux de taxe était de 0,29 à 1993 où le taux de taxe était de 0,43	Calculs à partir d’estimations économétriques avec 12 biens incluant le travail et 4 types de capitaux.
Diewert et Lawrence (2000) - Canada 1974 à 1998	Les CMFP pour les taxes sur les entreprises varie de 1,467 en 1974 à 1,018 en 1986 avec une moyenne de 1,093. Le CMFP moyen est de 1,135 pour les taxes sur les propriétés et de 0,37 pour les taxes sur les ventes des biens d’équipement.	Calculs à partir d’estimations économétriques avec 8 biens incluant le travail et 3 types de capitaux reproductibles.
Fullerton et Henderson (1989) - USA 1984	Les CMFP étaient de 1,31 pour l’IS, de 1,202 pour la taxe sur le rendement du capital, de 1,036, pour la taxe sur les dividendes, de 1,028 pour les taxes sur les intérêts.	Calculs basés sur un modèle avec 38 types de capitaux dans trois secteurs : entreprises privés (<i>corporate</i>), immobiliers, et autres types d’entreprises (<i>non corporate</i>).
Jorgenson et Yun (1991) - USA 1986	Le CMFP pour l’ensemble des taxes sur les entreprises est 1,448 et pour les taxes sur le rendement du patrimoine est 1,1017.	Calculs basés sur un modèle CGE.
Jorgenson et Yun (2001) - USA 1996	Le CMFP pour l’ensemble des taxes sur les entreprises est 1,279 et pour les taxes sur le rendement du patrimoine est 1,257.	Calculs basés sur un modèle CGE.
Judd (1987) - Prototype de l’économie USA	Le CMFP pour une taxe sur le rendement du capital varie entre 1,15 et 2,31 en fonction du calibre retenu, mais généralement supérieur à 1,40	Calculs basés sur un modèle dynamique avec agent représentatif.

11. Source : Dahlby (2008, pp. 200-201).

Deuxième partie

Estimations du coût d'opportunité marginal des fonds publics pour l'économie française

Chapitre 4

Cadre théorique et spécification empirique

4.1 Base de données et agrégation des biens

Nos estimations du CMFP sont basées sur une approche analytique. Ainsi, le CMFP est évalué grâce à une formule calculable qui ne dépend que des variables exogènes du modèle économique sous-jacent. Dans la première partie de cette étude, nous avons identifié les déterminants essentiels du CMFP : taux d'impositions, tailles des assiettes fiscales et élasticité des activités taxées. Si les deux premiers termes sont en principe directement observables, le troisième terme, en revanche, est plus complexe à obtenir mais reste néanmoins fondamental dans la mesure où il capture les distorsions générées par les réformes fiscales. En effet, les élasticité résultent des comportements individuels et leur évaluation nécessite l'estimation d'un modèle économétrique. Toutes nos données sont ici tirées de l'enquête BDF 2005/2006 réalisée par l'INSEE et du CGI en vigueur au moment de l'enquête et les élasticité de la demande sont estimées à partir d'un modèle économétrique de la demande de type QAIDS (Banks, Blundell & Lewbel, 1997).¹

4.1.1 L'enquête budget des familles

Notre point de départ est la base de données de l'enquête BDF 2005/2006 fournie par l'INSEE. Cette enquête est la principale source d'informations relatives à la comptabilité des ménages depuis 1979 à un rythme quinquennal. Dans l'enquête BDF, l'échantillon sélectionné comporte 10 240 ménages tirés aléatoirement à partir de l'échantillon maître du recensement de la population, la pondération permettant

1. Voir Annexe A.

de passer des 10 240 ménages représentatifs aux 24 918 383 ménages français. L'objectif de l'enquête est de recenser les dépenses (y compris les impôts et taxes), les caractéristiques démographiques ainsi que les ressources des ménages. Il est également possible d'apparier l'enquête BDF avec les indices de prix mensuels fournis par l'INSEE. Ainsi, l'enquête BDF constitue une base de données microéconomique décrivant les caractéristiques démographiques, les dépenses et les revenus d'un échantillon représentatif de l'ensemble des ménages français sur la période 2005/2006. Toutes les dépenses des ménages sont couvertes, y compris celles qui ne relèvent pas de la consommation de biens et services au sens propre, comme les dépenses sous forme d'impôts et de taxes qui sont particulièrement pertinentes pour notre étude.

4.1.2 Collecte des données de l'enquête budget des familles

L'enquête BDF 2005/2006 utilise deux instruments de collecte auprès des ménages enquêtés. Le premier instrument de collecte est un questionnaire informatisé posé par l'enquêteur en face à face, qui enregistre : les caractéristiques sociodémographiques du ménage, les dépenses importantes ou régulières (liées au logement ou au transport, les vêtements, etc.), les ressources perçues par le ménage au cours de la dernière année civile et les questions qualitatives illustrant la situation financière du ménage. Compte tenu du grand nombre de postes budgétaires concernés, le questionnaire est réparti sur trois visites d'environ une heure chacune effectuées par l'enquêteur chez le ménage.

Le second instrument de collecte est constitué par les carnets de compte papiers, remplis par chaque enquêté de plus de 14 ans. Toutes les dépenses effectuées durant 14 jours y sont reportées, soit en collant les tickets de caisse, soit en les inscrivant manuellement. L'enquêteur distribue les carnets lors de sa première visite, les vérifie lors de la deuxième visite, puis les ramasse, au bout de 15 jours, lors de la troisième visite.

Par ailleurs, certaines dépenses des ménages présentent un caractère saisonnier marqué. Par exemple, les dépenses de chauffage sont plus importantes l'hiver, la consommation de fruits frais est plus fréquente l'été, etc. Afin d'éliminer cet effet saisonnier, non pas au niveau de chaque ménage mais sur l'ensemble de l'échantillon, la collecte de l'enquête a été répartie sur 12 mois, en 6 vagues de 8 semaines.

Au final, 234 postes de consommations courantes sont reportés pour chaque ménage. L'enquête BDF 2005/2006 fournit également plus de 1 000 variables socio-démographiques, très utiles à considérer dans les estimations de la demande et pour calculer le nombre de parts imposables des ménages. L'ensemble de la consommation des ménages

dans l'enquête représente environ 730 Mrds€. Pour chaque poste, une comparaison de l'ensemble des dépenses avec les comptes nationaux suggère une assez bonne couverture de l'enquête.

4.1.3 Agrégation des biens retenue pour l'estimation économétrique de la demande

À ce stade, considérer l'ensemble des 234 biens de BDF 2005/2006 nous est impossible au niveau économétrique. Nous présentons maintenant la nomenclature retenue. La première étape consiste à exclure certains biens pour lesquels le comportement des individus, en termes de consommation, n'est pas directement ou uniquement lié au prix, ce qui est délicat à estimer, du moins dans un contexte statique comme le nôtre. Il en va ainsi de :

- La majorité des biens durables (voitures neuves ou occasions, équipements, etc.)
- La nature du bien est contrainte et non flexible (loyer, produits d'assurance, etc.)
- La nature du bien est exceptionnelle (travaux, entretien, etc.)
- Le champ de consommation inhabituel (enseignement supérieur, etc.)
- Les biens dont la consommation n'est pas nécessairement liée au prix (tabac)

En effet, il aurait fallu introduire une modélisation dynamique dans le sens où il faut observer le comportement des mêmes individus sur plusieurs périodes (données de panel au sens économétrique), chose impossible étant donné l'état actuel des enquêtes françaises sur la consommation.² Nous procédons ainsi à une agrégation des biens. Reprenons ici quelques arguments tenus par Lewbel (1997) en faveur d'une telle pratique :

- Les données nécessaires pour l'étude d'un système de demande très fin sont indisponibles et la complexité de traitement étant donnée (ou malgré) les technologies d'estimations actuelles peuvent conduire à des résultats fallacieux, notamment dans le cadre de la stratégie d'estimation discutée en annexe.
- Un problème qui rejoint le point précédent est l'absence de dépenses pour certains biens de consommation, qui conduit à un biais de sélection. Bien que son

2. Nous pouvons aussi apparier des "cellules de ménages" (ou encore cohortes, *i.e.* un groupe de ménages ayant des caractéristiques démographiques similaires) avec les différentes BDF et ainsi créer un pseudo-panel comme Calvet et Marical (2011) pour analyser la consommation de carburant à long terme en France. Les auteurs soulignent que cette méthode repose sur la définition d'une cellule homogène (il existe donc un arbitrage entre homogénéité et nombre de cellules) et une difficulté quant à l'agrégation liée au regroupement des ménages en cellule. De plus, la prise en compte de la moyenne comme valeur centrale de la cellule peut générer une perte d'efficacité dans l'estimation. Il s'agit d'une piste d'intérêt pour étendre le présent travail.

traitement soit considéré et documenté dans la présente étude, son impact est moins sévère lorsque nous considérons des biens agrégés.

- D’un point de vue économétrique, estimer la consommation en fonction d’indices de prix (correspondant à des biens) similaires peut conduire à un problème de colinéarité.

Ainsi, malgré l’importance du loyer, nous avons décidé de le négliger. En effet, cette consommation est observable uniquement pour les locataires, le loyer imputé n’étant pas disponible dans l’enquête BDF et impossible à extrapoler sans hypothèses contraignantes, sans oublier sa nature contrainte (une variation du loyer a un effet délicat à estimer sur le logement à court terme). Aussi, même si le tabac constitue une assiette fiscale non négligeable, il nous est impossible de le considérer car le comportement d’addiction sous-jacent est très difficile à capturer. Au final, nous considérons six groupes de biens pour l’estimation économétrique de la demande et un septième bien regroupant principalement les biens durables ainsi que les biens pour lesquels un grand nombre de ménages ont une consommation nulle. La demande de ce septième bien sera supposée rigide à court terme.

1. Produits alimentaires (Alim.)
2. Boissons alcoolisées (Alco.)
3. Articles d’habillement et accessoires (Habi.)
4. Énergie (pour logement et carburant) et transports (Ener.)
5. Biens et services de santé (Sant.)
6. Loisirs, restauration et hébergement à l’extérieur (Lois.)
7. Biens durables (Dura.)

4.1.4 Appariement des indices de prix avec l’enquête budget des familles

L’INSEE fournit mensuellement des indices de prix à la consommation compatibles avec les 234 biens de consommation de l’enquête BDF. Dans la suite de ce travail, nous considérons les indices de prix dits non harmonisés. En effet, l’INSEE fournit aussi des indices de prix harmonisés à l’échelle européenne afin d’en faciliter les comparaisons, notamment dans des perspectives de mesure d’inflation. Puisque nous connaissons le mois de recensement de chaque ménage, nous sommes en mesure d’apparier la base de données BDF avec les indices de prix de l’INSEE.

Nous suivons Ruiz & Trannoy (2008) et calculons un indice de prix personnalisé, c'est-à-dire propre à chaque ménage, pour chacun des six groupes de biens considérés pour l'estimation économétrique : il s'agit de la moyenne géométrique pondérée des sous-catégories de ce groupe. Par exemple, si le bien b est constitué uniquement de deux sous-groupes j et k , l'indice de prix personnalisé du bien b pour un ménage i est donné par :

$$\ln q_b^i = \frac{q_j \cdot x_j^i}{q_j \cdot x_j^i + q_k \cdot x_k^i} \ln q_j + \frac{q_k \cdot x_k^i}{q_j \cdot x_j^i + q_k \cdot x_k^i} \ln q_k \quad (4.1)$$

4.2 Modèle économique et prélèvements obligatoires

4.2.1 L'économie

On considère un modèle d'équilibre général statique pour une économie concurrentielle comprenant une population hétérogène de N ménages représentatifs. Chaque ménage i est supposé représenter un nombre n_i de ménages identiques dans la population réelle (qui est de taille $n = \sum_{i=1}^N n_i$).³ Chaque ménage dispose d'une même quantité de temps disponible T comme dotation initiale.⁴ Une part de cette dotation est consommée sous forme de loisir l^i , tandis que la part restante est offerte aux entreprises sous forme de travail h^i . La contrainte de temps des ménages s'écrit $h^i = T - l^i$. Dans la tradition de Mirrlees (1971), les ménages diffèrent par leur niveau de productivité W^i s'interprétant comme leur taux de salaire. On note $\hat{y}^i = W^i \cdot h^i$ le revenu super brut d'un ménage i et $\hat{Y} = \sum_{i=1}^N n_i \cdot \hat{y}^i$ le revenu super brut agrégé.⁵ Le travail permet de produire B biens de consommation selon une technologie linéaire. Sous cette dernière hypothèse, les rendements d'échelle sont constants et les entreprises ne font pas de profit quelles que soient les quantités produites.⁶ Ainsi, ce sont les ménages qui supportent l'intégralité du fardeau fiscal. De plus, le taux de salaire brut et les prix à la production des biens restent constants suite à une réforme fiscale.

3. A partir de l'enquête BDF 2005/2006, $N = 10240$ et $n = 24918383$. De plus, la variable n^i correspond à la pondération donnée dans l'enquête, c'est à dire le nombre de ménages représentés par le ménage i .

4. Le montant de cette dotation ne joue aucun rôle dans le calcul du CMFP.

5. Le revenu super brut correspond au montant payé par les entreprises tandis que le revenu brut correspond au montant reçu par les ménages avant imposition du revenu. La différence entre ces deux montants correspond au montant des charges et cotisations sociales (employeur et employé).

6. En toute rigueur, l'offre est indéterminée dans ce cas. Nous supposons alors que les entreprises connaissent la demande et la servent.

4.2.2 Prélèvements obligatoires en France et taux de couverture

En France, d'après le rapport sur les prélèvements obligatoires et leur évolution (projet de loi de finances 2007), les PO se sont élevés à environ 733,1 Mrds€ en 2005 (soit 43% du PIB).⁷ Les PO regroupent les impôts et CS. Le prélèvement total se partage à peu près également entre impôts et contributions sociales. En 2005, l'Etat collectait environ 277,8 Mrds€, soit 38% des PO, les APUL environ 95,2 Mrds, soit 13% des PO, et les ASSO environ 360,1 Mrds€, soit 49% des PO. En France, les principaux impôts alimentant les caisses de l'Etat sont la TVA et les DA, l'IR et l'IS. Les principaux impôts alimentant les caisses des APUL sont la TP, la TH et la TF. Les ASSO sont quant à elle financées par les CS. Compte tenu des données disponibles et de la spécification théorique retenue ici (centrée sur les ménages) un certain nombre de PO sont écartés de l'analyse et ne sont pas modélisés. C'est notamment le cas de l'IS et de la TP, mais également celui d'une multitude de taxes que nous n'avons pu prendre en compte (ex. mutations à titre gratuit par décès, droits d'importation, taxe sur les achats de viande, taxe grossiste répartisseur, taxe de ski de fond, etc.).

En définitive, la fiscalité modélisée englobe simultanément des prélèvements indirects se traduisant par des taxes à la valeur sur les biens de consommation (TVA et DA), des prélèvements directs se traduisant par une fiscalité des revenus du travail (progressive par tranche pour l'IR et proportionnelle pour les CS), ainsi que des prélèvements considérés comme forfaitaires (soit la TH et la TF). Les recettes des PO considérés sont alors calculées à partir des données de l'enquête BDF 2005/2006 et du CGI en vigueur au moment de l'enquête. Le tableau ci-dessous résume ces informations et permet de comparer les montants des PO considérés dans notre étude avec ceux de la comptabilité nationale.

7. Mis à part les PO finançant les organismes d'administration centrale (ODAC), soit 14,7 Mrds€, et l'union européenne (UE), soit 4,5 Mrds€.

Prélèvements obligatoires par entité publique et taux de couverture

	Comptabilité nationale		Etude CMFP		Taux de couverture
	En Mrds€	En % des PO	En Mrds€	En % des PO	
ETAT	277,8	38%	135,6	40%	49%
TVA&DA	153,3	21%	97,4	29%	64%
IR	49,4	7%	38,2	11%	77%
Autres	75,1	10%	0	0%	0%
APUL	95,2	13%	20,2	6%	46%
TH&TF	31,4	4%	20,2	6%	64%
Autres	63,8	9%	0	0%	0%
ASSO	360,1	49,1	180,8	54%	50%
PO	733,1	100	336,6	100%	46%

Source : Projet loi de finance 2007 et calcul des auteurs à partir du CGI et de l'enquête BDF 2005/2006.

Le montant total calculé des PO s'élève à 336,6 Mrds€, contre 733,1 Mrds€ d'après les comptes nationaux, soit un taux de couverture de 46%. Plusieurs raisons expliquent cette différence.

En premier lieu, comme nous l'avons souligné plus haut, un certain nombre de taxes et impôts n'ont pu être considérés. Par exemple, l'Etat collecte 75,1 Mrds via des prélèvements autres que la TVA, les DA et l'IR (comme l'IS). De même, les APUL collectent 63,8 Mrds via des prélèvements autres que le TH et la TF (comme la TP). Ainsi, environ 20% des PO ne sont pas expliqués par le modèle. On peut alors s'interroger sur l'impact de la non prise en compte de ces PO sur nos estimations du CMFP. Considérons en particulier l'impact sur le CMFP de l'Etat. Dans notre scénario central, ce dernier est estimé à **1,24**. Cette estimation est obtenue pour une réforme générale simultanée de tous les PO alimentant les caisses de l'Etat. Ainsi, elle agrège le CMFP spécifique à la TVA et aux DA, estimé à **1,13**, et le CMFP spécifique à l'IR, estimé à **1,42**. Nous avons montré plus haut (section 3.2.2) que le CMFP calculé pour un groupe de PO peut s'écrire comme une moyenne pondérée des CMFP spécifiques aux différents PO qui composent le groupe. Dans ce calcul, le CMFP spécifique à un PO reçoit un poids égal à la part de la recette marginale de ce PO dans la recette marginale des

PO du groupe. Ainsi, comme la TVA et les DA ont une assiette plus large que l'IR, le CMFP spécifique à la TVA et aux DA reçoit un poids plus fort que le CMFP spécifique à l'IR (0,6 contre 0,4). Maintenant, supposons que l'on dispose d'une estimation λ du CMFP spécifique aux autres impôts ignorés dans le modèle (comme l'IS) et supposons des recettes marginales égales à 0,3. Le CMFP de l'Etat pourrait alors être calculé comme la somme pondérée de **1,13** (avec un poids de 0,4), **1,42** (avec un poids de 0,3) et λ (avec un poids de 0,3). Une approximation acceptable serait alors $0,88 + 0,3\lambda$. Par exemple, si le CMFP spécifique aux PO ignorés est faible, disons $\lambda = 1,00$, le CMFP de l'Etat passerait de **1,24** à **1,18**. Si au contraire si le CMFP spécifique aux PO ignorés est élevé, disons $\lambda = 1,5$, le CMFP de l'Etat passerait de **1,24** à **1,33**. En conséquence, notre estimation du CMFP serait comprise entre **1,18** et **1,33**. De plus, nous avons montré dans la première partie de cette étude que l'interdépendance des assiettes fiscales est un point essentiel dans le calcul du CMFP. En outre, le CMFP calculé pour un PO en particulier dépend des autres PO considérés dans le modèle.⁸ Ainsi, on peut s'interroger sur l'impact de l'introduction de nouveaux PO sur le CMFP des PO déjà considérés. Par exemple, quel serait l'impact de la prise en compte de l'IS sur le CMFP associé à la TVA et aux DA ? Pour répondre à cette question, il faudrait déterminer l'impact d'une hausse de la TVA sur les recettes de l'IS. En supposant que la hausse de la TVA contracte la demande, on pourrait s'attendre à une baisse des profits des entreprises et à une baisse des recettes de l'IS. Dans ce cas, la non prise en compte de l'IS conduirait à sous-estimer le CMFP de l'Etat. Plus généralement, nos estimations du CMFP reposent donc sur l'hypothèse qu'une réforme des PO considérés dans le modèle a un impact négligeable sur les recettes des PO qui n'ont pas été considérés dans le modèle.

En second lieu, l'enquête BDF, comme toutes les enquêtes de ce type, sous-estime la dépense des ménages, à la fois le montant des dépenses en biens consommations (ce qui conduit à sous-estimer le montant de la TVA et des DA calculés) ainsi que les dépenses sous formes d'impôts et de taxes (ce qui conduit à sous-estimer le montant de l'IR calculé ainsi que celui de la TH et de la TF). A partir de l'enquête BDF, les recettes totales calculées de la TVA et des DA s'élèvent à $R_{TVA\&DA} = 97,4$ Mrds€, contre 153,3 Mrds€ d'après les comptes nationaux, soit un taux de couverture de 64%. La recette totale de l'IR directement reportée dans l'enquête BDF s'élève à $R_{IR} = 38,2$ Mrds€, contre 49,4 Mrds€ d'après les comptes nationaux, soit un taux de couverture de 77%. Les recettes totales de la TH et de la TF directement reportées dans l'enquête BDF s'élèvent à $R_{TH\&TF} = 20,2$ Mrds€, contre 31,4 Mrds€ d'après les comptes nationaux,

8. Par exemple, une hausse de l'IR a un impact sur les recettes de la TVA dès lors que la demande est affectée. A ce sujet, voir Beaud (2011).

soit un taux de couverture de 64%. Au final, le montant total calculé des impôts collectés s'élève à 155,8 Mrds€ contre 234,1 Mrds€ d'après les comptes nationaux, soit un taux de couverture de 67%. Enfin, le taux proportionnel des CS a été fixé à 30% de telle sorte que les PO considérés se partagent à peu près également entre impôts et cotisations sociales, conformément aux comptes nationaux. Ainsi, le montant total des CS calculé s'élève à 180,8 Mrds€. Comme le taux de couverture des différents PO considérés n'est définitivement pas de cent pour cent, on peut encore fois s'interroger sur l'impact de ce biais sur nos estimations du CMFP. Ce biais est sans conséquence tant que les taux de couverture restent assez homogènes entre les différents PO. On peut l'observer à partir de la formule analytique du CMFP développée dans la première partie de l'étude (section 3.1.2). Si l'on augmente la valeur de toutes consommations d'un même montant, le CMFP reste inchangé. Ce qui compte en effet dans le calcul du CMFP est la taille relative de chaque PO dans l'ensemble des PO. Ainsi, comme le pourcentage des PO reçu par chaque entité publique dans notre étude reste assez proche de celui donné par la comptabilité nationale, nous concluons que le biais introduit par l'imperfection des données devrait avoir un impact limité sur nos estimations du CMFP.

4.2.3 Fiscalité indirecte des biens de consommation : Taxe sur la valeur ajoutée et droits d'accises

Une partie des fonds publics est collectée en taxant la consommation des biens produits. Il existe un taux de taxe t_b frappant la consommation de chaque bien $b = 1, \dots, B$. On note $\mathbf{q} = (q_1, \dots, q_B)$ le vecteur des prix à la consommation, où $q_b = [1 + t_b] p_b$ est le prix à la consommation du bien b , tandis que p_b est le prix à la production du bien b .

Le montant de taxes indirectes payées par un ménage i à travers la taxe t_b sur le bien b est noté

$$R_{TVA\&DA}^i = t_b \cdot p_b \cdot x_b^i \quad (4.2)$$

où x_b^i est la consommation de bien b du ménage i . En sommant sur les B biens, on obtient le montant total de taxes indirectes payées par un ménage i :

$$R_{TVA\&DA}^i = \sum_{b=1}^B R_{TVA\&DA}^i \quad (4.3)$$

En sommant sur les N types de ménages, on obtient le montant total de taxes indirectes

payées à travers la consommation agrégée de bien b :

$$R_{TVA\&DAb} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot R_{TVA\&DAb}^i = t_b \cdot p_b \cdot X_b \quad (4.4)$$

où $X_b = \sum_{i=1}^N n^i \cdot x_b^i$ est la demande agrégée de bien b . Ainsi, le montant total des recettes de la taxation indirecte s'écrit :

$$R_{TVA\&DA} = \sum_{b=1}^B R_{TVA\&DAb} \quad (4.5)$$

Il existe actuellement cinq taux de TVA en France métropolitaine et continentale : le taux nul à 0%, le taux super-réduit à 2,1%, les taux réduits à 5,5% et 7% et le taux normal à 19,6%.⁹ Dans le présent travail, nous avons choisi d'utiliser les taux relatifs à la fiscalité en 2005/2006 auxquels les consommateurs ont effectivement été confrontés lors de la réalisation de l'enquête BDF. Ainsi, nous avons retenu trois taux de TVA : 2,1%, 5,5% et 19,6% ainsi que les droits d'accises correspondants à cette période. La majorité des biens consommés par les ménages sont soumis au taux de TVA normal de 19,6%, tandis que certains biens et services comme les loyers d'habitation sont exonérés de TVA. Le taux de TVA super-réduit à 2,1% s'applique à la presse en général, aux médicaments remboursables par la sécurité sociale et à la redevance audio-visuelle. Le taux de TVA réduit à 5,5% s'applique aux biens alimentaires de base, aux biens et services culturels (ex. livres, musées, théâtres), aux services revêtant un caractère social (ex. aide à la personne), aux cantines et à l'énergie.¹⁰ Au-delà de la TVA, certains biens sont soumis à d'autres taxes indirectes, appelées droits d'accises. Il s'agit de biens dont on considère généralement que leur consommation est génératrice d'externalités négatives (ex. alcool, carburants).

Le taux d'imposition pour un groupe de biens n'est pas directement observable à partir de l'enquête BDF et doit donc être calculé. En effet, les biens agrégés au sein d'un groupe sont généralement soumis à différents taux de TVA. Par exemple, le groupe de biens alimentaire est majoritairement composé de biens soumis au taux réduit de TVA à 5,5%, mais englobe aussi des biens soumis au taux normal de TVA

9. Six autres taux sont en vigueur en dehors de la France métropolitaine et continentale : deux taux particuliers dans les départements d'outre-mer et quatre en Corse.

10. À compter du 1er janvier 2012, certains biens et services qui relevaient du taux réduit de TVA à 5,5% sont désormais soumis au nouveau taux réduit de 7%. Il s'agit notamment du transport de voyageurs, des produits d'origine agricole et de la pêche non destinée à la consommation humaine, les médicaments non remboursables, livres, spectacles, jeux et divertissements, abonnements aux télévisions privées, services d'aide à la personne (le taux reste de 5,5% pour les prestations auprès des personnes handicapées et des personnes âgées dépendantes) et la restauration.

à 19,6%. Par ailleurs, une difficulté apparaît pour calculer le taux d'imposition associé aux biens soumis aux droits d'accises car ces derniers sont généralement exprimés sous forme d'impôts spécifiques (€ par quantité). Par exemple, le super sans plomb (95 et 98) supporte la TICPE la plus élevée à raison de 0,6069€ pour un litre. Or l'enquête BDF fournit la dépense en super sans plomb, mais pas le nombre de litres consommés. Cette dernière difficulté est dépassée grâce aux travaux de Ruiz & Trannoy (2008) qui fournissent un tableau de conversion des droits d'accises en taux de taxe à la valeur. Ainsi, pour chaque groupe de bien, nous calculons un taux de taxe exprimé sous la forme d'un taux de taxe à la valeur. La procédure est la suivante. On détermine d'abord le taux de TVA et les droits d'accises auxquels chaque bien est soumis (avant de grouper les biens) à partir du CGI. Par exemple, si le bien k est soumis au taux de TVA normal $\tau_{TVA} = 19,6\%$ et à des droits d'accises correspondant à un taux de taxe à la valeur $\tau_{DA} = 40,1\%$ (comme pour la bière), le taux de taxe calculé τ_k pour le bien k vérifie

$$[1 + \tau_k] = [1 + \tau_{TVA}] [1 + \tau_{DA}] = [1 + 19,6\%] [1 + 40,1\%] \quad (4.6)$$

soit

$$\tau_k = \tau_{TVA} + \tau_{DA} + \tau_{TVA} \cdot \tau_{DA} = 68,6\% \quad (4.7)$$

Une fois le taux de taxe à la valeur τ_k déterminé pour chaque bien k de l'enquête BDF, cette dernière donnant la dépense TTC, soit $q_k \cdot X_k$, on peut retrouver la dépense HT, soit $p_k \cdot X_k = \frac{q_k \cdot X_k}{1 + \tau_k}$, et le montant de taxe payé par les ménages via la consommation de ce bien, soit $\tau_k \cdot p_k \cdot X_k$. Finalement, si le groupe de biens b englobe les biens $k = 1, \dots, K$, on calcule la dépense TTC, soit $q_b \cdot X_b = \sum_{k=1}^K q_k \cdot X_k$, la dépense HT, soit $p_b \cdot X_b = \sum_{k=1}^K p_k \cdot X_k$, le taux d'imposition global, soit $t_b = \frac{q_b \cdot X_b - p_b \cdot X_b}{p_b \cdot X_b}$ et les recettes fiscales $R_{TVA\&DA b} = t_b \cdot p_b \cdot X_b$ pour le groupe b .

Dans notre application empirique, il existe sept biens taxés ($B = 7$). Le bien 1 agrège les produits alimentaires, le bien 2 les boissons alcoolisées, le bien 3 les articles d'habillements et accessoires, le bien 4 l'énergie et les transports, le bien 5 les produits et services de santé, le bien 6 les dépenses récréatives de loisir et la restauration. Le bien 7 englobe principalement les biens durables ainsi que les biens pour lesquels un grand nombre de ménages ont une consommation nulle. Rappelons que la demande de bien 7 est supposée rigide à court terme. La dépense en biens durables représente environ la moitié de la dépense des ménages avec un coefficient budgétaire $\Theta_7 = 50\%$. Parmi les autres postes de dépense, les plus importants sont l'alimentation avec un coefficient budgétaire $\Theta_1 = 13\%$, l'énergie et les transports avec un coefficient budgétaire $\Theta_4 = 12\%$ et les loisirs et la restauration avec un coefficient budgétaire $\Theta_6 = 12\%$.¹¹ Enfin,

11. Au niveau agrégé, le coefficient budgétaire d'un bien b représente la part de la dépense en bien

Paramètres de la fiscalité indirecte des biens (TVA et DA)

b	Alim. 1	Alco. 2	Habi. 3	Ener. 4	Sant. 5	Lois. 6	Dura. 7	Σ
$q_b \cdot X_b$	93,3	9,4	59,7	88,2	27,4	85,6	365,7	729,8
Θ_b	13%	1%	8%	12%	4%	12%	50%	100%
t_b	6,0%	53,4%	19,6%	32,6%	3,3%	13,6%	14,5%	-
$R_{TVA\&DA b}$	5,3	3,3	9,8	21,7	0,9	10,2	46,3	97,4
$\frac{R_{TVA\&DA b}}{R_{TVA\&DA}}$	5%	3%	10%	22%	1%	11%	48%	100%

Source : calcul des auteurs à partir du CGI et de l'enquête BDF 2005/2006. $q_b \cdot X_b$ et $R_{TVA\&DA b}$ sont exprimées en Mrds€

il est important de noter la présence de groupes dont la part est très faible dans le budget des ménages, comme l'alcool avec un coefficient budgétaire $\Theta_2 = 1\%$ et les services de santé avec un coefficient budgétaire $\Theta_5 = 4\%$, mais que nous avons malgré tout retenus.

Pour chaque bien $b = 1, \dots, 7$, un taux de taxe à la valeur t_b est calculé à partir de la TVA et des DA touchant les différentes consommations incluses dans le bien b . Les taux de taxe calculés varient entre $t_5 = 3,3\%$ pour les produits et services de santé (principalement soumis aux taux de TVA réduit et super-réduit) et $t_2 = 53,4\%$ pour l'alcool (du fait des droits d'accises). Le montant total calculé de la dépense des ménages s'élèvent à 729,8 Mrds€ tandis que la recette totale de la TVA et des DA s'élève à 97,4 Mrds€, soit un taux de taxe global de 13,4% sur la dépense des ménages. Compte tenu de la taille des différentes assiettes fiscales et des différents taux de taxe, les taxes s'appliquant aux biens durables, avec $R_{TVA\&DA7} = 46,3$ Mrds€, et à l'énergie et les transports, avec $R_{TVA\&DA4} = 21,7$ Mrds€, apparaissent comme les sources de prélèvement les plus fortes. Par opposition, les recettes provenant des taxes s'appliquant aux services de santé avec $R_{TVA\&DA5} = 0,9$ Mrds€ sont relativement faibles. Ces informations sont résumées dans le tableau ci-dessous.

b dans la dépense totale des ménages : $\Theta_b = \frac{q_b \cdot X_b}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{X}}$, où $\mathbf{q} \cdot \mathbf{X} = \sum_{b=1}^7 q_b \cdot X_b$. Ainsi, par définition, la somme des coefficients budgétaire est égale à un : $\sum_{b=1}^7 \Theta_b = 1$.

4.2.4 Fiscalité directe des revenus du travail : Cotisations sociales et impôt sur le revenu

Les cotisations sociales créent un écart en le salaire payé par les entreprises (revenu super brut) et le salaire perçu par les ménages (revenu brut). On note $y^i = [1 - r]\hat{y}^i$ le revenu brut imposable d'un ménage i , où \hat{y}^i est le revenu super brut et où r est le taux de prélèvement proportionnel résultant des cotisations sociales (employeur et employé). On note aussi $\hat{Y} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot \hat{y}^i$ le revenu super brut agrégé et $Y = \sum_{i=1}^N n^i \cdot y^i$ le revenu brut imposable agrégé. Le revenu brut y^i correspond ainsi au montant reçu par un ménage avant imposition du revenu (i.e. brut de l'IR). La différence entre le revenu super brut \hat{y}^i et le revenu brut y^i donne le montant des cotisations sociales pour un ménage i :

$$R_{CS}^i = \hat{y}^i - y^i = r \cdot \hat{y}^i \quad (4.8)$$

En sommant sur l'ensemble des ménages, on obtient le montant total des cotisations sociales :

$$R_{CS} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot R_{CS}^i = r \cdot \hat{Y} \quad (4.9)$$

Dans notre application empirique, le taux proportionnel de cotisations sociales est fixé à 30% de telle sorte que les PO considérés se partagent à peu près également entre impôts et cotisations sociales, conformément aux comptes nationaux. Ainsi, le montant total calculé des cotisations sociales est $R_{CS} = 180,8$ Mrds€.

Les ménages font également face à une fiscalité progressive des revenus du travail dont la structure est identique à celle de l'IR en France (barème 2006). Il existe $K = 6$ tranches d'imposition indicées $k = 1, \dots, K$. Les ménages ayant un revenu brut $y^i \in (\bar{y}_k; \bar{y}_{k+1}]$ se situent dans la tranche d'imposition k et font face au taux marginal m_k . Comme la fiscalité est progressive, on a : $m_0 < m_1 < \dots < m_K$. On pose $\bar{y}_0 = 0$ et $m_0 = 0$. On note $\mathbf{m} = (m_1, \dots, m_K)$ le vecteur des taux marginaux d'imposition. Ainsi, les ménages ayant un revenu imposable $y^i \leq \bar{y}_1$ ne payent pas l'IR. D'une manière générale, le revenu net d'un ménage i s'écrit

$$w^i \cdot h^i = [1 - m^i] y^i = [1 - m^i] [1 - r] \hat{y}^i \quad (4.10)$$

où w^i est le taux de salaire net et m^i est le taux marginal d'imposition auquel le ménage i fait face.

Le taux de d'imposition moyen a^i d'un ménage i est calculé par la somme des taux marginaux d'imposition, pondérée par la part du revenu brut du ménage soumise à chacun de ces taux. Pour un ménage i se situant dans la tranche d'imposition k , avec

un revenu imposable $y^i \in (\bar{y}_k; \bar{y}_{k+1}]$, le taux marginal d'imposition est $m^i = m_k$. Le taux d'imposition moyen est alors calculé comme suit :

$$a^i = \frac{[y^i - \bar{y}_k] m_k + \sum_{\ell=0}^{k-1} [\bar{y}_{\ell+1} - \bar{y}_\ell] m_\ell}{y^i} \quad (4.11)$$

Du fait de la progressivité du système d'imposition, le taux d'imposition moyen diffère du taux marginal d'imposition :

$$m^i - a^i = \frac{s_k}{y^i} > 0 \quad (4.12)$$

où

$$s_k = \bar{y}_k \cdot m_k - \sum_{\ell=0}^{k-1} [\bar{y}_{\ell+1} - \bar{y}_\ell] m_\ell \quad (4.13)$$

représente le transfert implicite reçu par chaque ménage se situant dans la tranche d'imposition k . Comme le barème d'imposition est progressif, le taux d'imposition marginal reste toujours supérieur au taux d'imposition moyen et le transfert implicite reste toujours positif. De plus, le transfert implicite donne la différence entre le montant dit virtuel, noté $\tilde{R}_{IR}^i = m^i \cdot y^i$, et le montant dit réel, noté $R_{IR}^i = a^i \cdot y^i$, d'impôt payé par un ménage i :

$$s^i = \tilde{R}_{IR}^i - R_{IR}^i \quad (4.14)$$

On note aussi R_{IRk} le montant agrégé des recettes fiscales provenant des ménages se situant dans la tranche d'imposition k :

$$R_{IRk} = \sum_i n^i \cdot R_{IR}^i \quad (y_i \in (\bar{y}_k; \bar{y}_{k+1}]) \quad (4.15)$$

On note enfin R_{IR} le montant réel total des recettes de l'IR :

$$R_{IR} = \sum_{k=1}^K R_{IRk} \quad (4.16)$$

Dans notre application empirique, les paramètres de l'IR correspondent au barème observé en France en 2006. La tranche d'imposition à laquelle appartient un ménage est déterminée par le quotient familial (QF).¹² Ce procédé consiste à diviser le revenu imposable du foyer fiscal en un certain nombre de parts (par exemple, une part pour

12. Le système du QF, instauré en France en 1945, permet une équité horizontale. En effet, il a pour objectif la répartition de la charge de l'impôt entre des ménages de niveau de revenu équivalent mais ayant des caractéristiques différentes. Par exemple, la charge d'enfants ou le handicap.

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). Nous avons alors calculé le nombre de part(s) de chaque ménage à partir des données socio-démographiques pertinentes. L'enquête BDF donne directement le montant d'IR payé par chaque ménage. À partir de cette information et des parts imposables, on déduit le revenu imposable et la tranche d'imposition de chaque ménage.

Les ménages non imposables représentent environ 45% des ménages français. Les ménages ayant un QF compris entre $\bar{y}_1 = 4412\text{€}$ et $\bar{y}_2 = 8677\text{€}$ appartiennent à la première tranche d'imposition et font face à un taux marginal $m_1 = 6,8\%$. Ils représentent environ 15,1% de l'ensemble des ménages français. La recette totale de l'IR calculée à partir de l'enquête BDF est $R_{IR} = 38,2$ Mrds. Ainsi, le montant d'IR payé par les ménages se situant dans la première tranche d'imposition représente moins de cinq pourcent de la recette totale de l'IR, avec $R_{IR1}/R_{IR} = 3,4\%$. Aussi, une très large majorité des recettes de l'IR proviennent des ménages se situant dans les tranches deux, trois et quatre, avec $\sum_{k=2}^4 R_{IRk}/R_{IR} = 77,3\%$. A l'autre bout de la distribution, les ménages ayant un QF supérieur à $\bar{y}_6 = 49624\text{€}$ appartiennent à la tranche d'imposition la plus haute et font face au taux marginal $m_6 = 48,1\%$. Ils représentent environ 0,4% de l'ensemble des ménages français, mais leur contribution aux recettes de l'IR est toutefois assez importante, avec $R_{IR6}/R_{IR} = 14,4\%$. Le tableau ci-dessous résume ces informations.

Paramètres de l'impôt sur le revenu (IR)

k	Tranches d'imposition					
	1	2	3	4	5	6
\bar{y}_k (€)	4412	8677	15274	24731	40241	49624
m_k	6,8%	19,1%	28,3%	37,4%	42,6%	48,1%
s_k (€)	301	1369	2762	5018	7127	9841
R_{IRk} (Mrds€)	1,3	11,0	11,4	7,1	1,9	5,6
$\frac{R_{IRk}}{R_{IR}}$	3,4%	28,9%	29,8%	18,5%	4,9%	14,4%
% pop.	15,1%	26,7%	9,9%	2,5%	0,3%	0,4%

Source : calcul des auteurs à partir du CGI et de l'enquête BDF 2005-2006.

4.2.5 Fiscalité forfaitaire : Taxe d'habitation et taxe foncière

La fiscalité modélisée englobe aussi des prélèvements considérés comme forfaitaires, c'est-à-dire des prélèvements dont le montant est indépendant du comportement économique des ménages. Dans notre application empirique, les prélèvements forfaitaires englobent la TH et la TF finançant les APUL. Ainsi, chaque ménage i doit s'acquitter d'un prélèvement forfaitaire noté $R_{TH\&TF}^i$. On note aussi $R_{TH\&TF}$ le montant agrégé des recettes fiscales provenant de la TH et de la TF :

$$R_{TH\&TF} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot R_{TH\&TF}^i$$

Le montant de ces impôts apparaît directement dans l'enquête BDF. La recette totale de la TH et de la TF calculée est $R_{TH\&TF} = 20,2$ Mrds.

4.3 Comportement économique des ménages

4.3.1 Maximisation de l'utilité, fonctions marshalliennes et fonction d'utilité indirecte

On suppose que les préférences de chaque ménage i peuvent être représentées par une fonction d'utilité strictement croissante, strictement quasi-concave, continue et différentiable en ses arguments :¹³

$$u^i = u(\mathbf{x}^i, T - h^i) \quad (4.17)$$

où \mathbf{x}^i est le vecteur des consommations des biens et h^i est l'offre de travail du ménage i .¹⁴ Les marchés étant supposés parfaitement concurrentiels, les ménages sont preneurs de prix quelles que soient les transactions économiques auxquelles ils participent. La contrainte budgétaire d'un ménage i s'écrit

$$\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i = w^i \cdot h^i + I^i \quad (4.18)$$

où $I^i = s^i + \omega_0^i - R_{TH\&TF}^i$ est le revenu complet (ou virtuel) englobant le transfert implicite s^i , la dotation ω_0^i en bien numéraire 0 (non taxé) et le montant des impôts forfaitaires $R_{TH\&TF}^i$. Sous cette contrainte budgétaire, le comportement économique des ménages les pousse à choisir leurs demandes de biens et leur offre de travail de manière à maximiser leur utilité. Les solutions de ce programme d'optimisation sont les fonctions marshalliennes de demande de biens et d'offre de travail. Pour un ménage i , on note $x_b^i = x_b(\mathbf{q}, w^i, I^i)$ la demande marshallienne de bien b et on note $h^i = h(\mathbf{q}, w^i, I^i)$ l'offre marshallienne de travail.

En injectant les demandes marshalliennes dans la fonction d'utilité, on obtient la fonction d'utilité indirecte. Ainsi, la fonction d'utilité indirecte donne le niveau de satisfaction maximal qu'un ménage peut atteindre en fonction des prix des biens, du taux de salaire net et du revenu (c'est à dire les variables exogènes dans le programme de maximisation de l'utilité) :

$$v^i = v(\mathbf{q}, w^i, I^i) \quad (4.19)$$

D'après le théorème de l'enveloppe les dérivées partielles de la fonction d'utilité indi-

13. Les préférences sont supposées rationnelles (c'est-à-dire transitives et complètes) et continues. De plus, elles sont supposées strictement monotones et convexes.

14. La différence entre le temps disponible et le temps de travail $T - h^i$ donne la consommation de temps de loisir du ménage i .

recte sont :

$$\frac{\partial v^i}{\partial q_b} = -\lambda^i \cdot x_b^i, \quad \frac{\partial v^i}{\partial w^i} = \lambda^i \cdot h^i \quad \text{et} \quad \frac{\partial v^i}{\partial I^i} = \lambda^i \quad (4.20)$$

où λ^i est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte budgétaire dans le programme de maximisation de l'utilité. Ces relations permettent de calculer l'impact d'une légère variation des prix sur l'utilité (à l'optimum) des ménages. Elles conduisent notamment aux relations de Roy et montrent que le multiplicateur de Lagrange λ^i s'interprète comme l'utilité marginale du revenu du ménage i . Précisément, λ^i calcule la variation du niveau maximal d'utilité atteint par le ménage i lorsque son revenu augmente d'une unité (toutes choses égales par ailleurs). Ainsi, λ^i nous permet de convertir des variations monétaires en variations de bien-être. En divisant une variation de bien-être par l'utilité marginale du revenu, on obtient une variation de bien-être évaluée en euros. Ce terme est essentiel dans le calcul du CMFP puisqu'il permet de convertir la variation du bien-être collectif (au numérateur du CMFP) en termes monétaires et autorise ainsi la comparaison avec la variation des recettes fiscales (au dénominateur du CMFP).

4.3.2 Programme de minimisation de la dépense, fonctions hicksiennes et fonction de dépense

La fonction de dépense découle du programme de minimisation de la dépense des ménages. Ce programme d'optimisation est le programme dual du programme de maximisation de l'utilité. Les ménages choisissent leurs demandes de biens et leur offre de travail de manière à minimiser leur dépense sous contrainte d'un niveau d'utilité \bar{u}^i à atteindre. Les solutions de ce programme d'optimisation sont les fonctions hicksiennes de demande de biens et d'offre de travail. Pour un ménage i , on note $x_b^{ic} = x_b^c(\mathbf{q}, w^i, \bar{u}^i)$ la demande hicksienne de bien b et on note $h^{ic} = h^c(\mathbf{q}, w^i, \bar{u}^i)$ l'offre hicksienne de travail. Remarquons que le niveau d'utilité atteint à l'optimum du programme de minimisation de la dépense est le même que celui atteint à l'optimum du programme de maximisation de l'utilité ($\bar{u}^i = v^i$).

En injectant les fonctions de demande hicksiennes dans la dépense des ménages, on obtient la fonction de dépense :

$$e^i = e(\mathbf{q}, w^i, \bar{u}^i) \quad (4.21)$$

Ainsi, la fonction de dépense donne le niveau de dépense minimal que le ménage doit engager pour atteindre un certain niveau d'utilité en fonction des prix des biens privés, du taux de salaire net et de l'offre de biens et services publics. D'après le théorème de

l'enveloppe, les dérivées partielles de la fonction de dépense sont :

$$\frac{\partial e^i}{\partial q_b} = x_b^{ic}, \quad \frac{\partial e^i}{\partial w^i} = -h^{ic} \quad \text{et} \quad \frac{\partial e^i}{\partial \bar{u}^i} = \lambda^{ic} \quad (4.22)$$

où λ^{ic} est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'utilité dans le programme de minimisation de la dépense. Ces relations permettent de calculer l'impact d'une légère variation des prix sur la dépense des ménages. Elles conduisent notamment aux relations de Slutsky et montrent que le multiplicateur de Lagrange s'interprète comme l'inverse de l'utilité marginale du revenu ($\lambda^{ic} = 1/\lambda^i$).

4.3.3 Elasticités de la demande des biens taxés, élasticité de l'offre de travail et interactions entre les assiettes fiscales

Dans la mesure où nous ne disposons pas d'estimations des élasticité prix et revenu individuelles (par ménage i) pour la demande des biens taxés et l'offre de travail, nous sommes amenés de supposer qu'elles sont identiques. Pour chaque ménage i , on note, respectivement,

$$\varepsilon_{bk} = \frac{q_k}{x_b^i} \frac{\partial x_b^i}{\partial q_k} \quad \text{et} \quad \varepsilon_{bI} = \frac{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i}{x_b^i} \frac{\partial x_b^i}{\partial I^i} \quad (4.23)$$

l'élasticité prix croisée de la demande marshallienne de bien b par rapport au prix du bien k et l'élasticité revenu de la demande de bien b . De même, pour chaque ménage i , on note, respectivement,

$$\eta_w = \frac{w^i}{h^i} \frac{\partial h^i}{\partial w^i} \quad \text{et} \quad \eta_I = \frac{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i}{h^i} \frac{\partial h^i}{\partial I^i} \quad (4.24)$$

l'élasticité prix directe de l'offre marshallienne de travail par rapport au taux de salaire net et l'élasticité revenu de l'offre de travail.

4.3.4 Elasticités de la demande

Les élasticité prix et revenu des demandesmarshalliennes des biens taxés sont estimées à partir d'un modèle économétrique de la demande de type QAIDS développé par Banks, Blundell & Lewbel (1997).¹⁵ Les estimations des élasticité obtenues ont un signe et un ordre de grandeur conformes à l'intuition et sont en accord avec les estimations proposées dans la littérature économique, notamment avec celles obtenues par Ruiz & Trannoy (2008) pour l'économie française.

Tous les biens ont une élasticité prix directe non-compensée négative (pas de bien

15. Le modèle économétrique et la procédure d'estimation sont donnés en annexe.

Giffen). Les élasticités prix directes les plus faibles (en valeur absolue) sont obtenues pour l'alimentation (bien 1), avec $\varepsilon_{11} = -0,31$, l'énergie et les transports (bien 4), avec $\varepsilon_{44} = -0,52$, la santé (bien 5), avec $\varepsilon_{55} = -0,53$. A l'opposé, les élasticités prix directes les plus fortes sont obtenues pour l'alcool (bien 2), avec $\varepsilon_{22} = -2,08$, l'habillement et les accessoires (bien 3), avec $\varepsilon_{33} = -1,24$, et les loisirs et la restauration (bien 6), avec $\varepsilon_{66} = -0,88$. Soulignons que notre modèle économétrique fournit également une estimation des élasticités prix croisées. Ces dernières sont importantes dans le calcul du CMFP puisqu'elles témoignent de l'interdépendance entre les différentes assiettes fiscales. En règle générale, lorsque l'on étudie l'impact d'une réforme fiscale sur les comportements de consommation des ménages, il est préférable d'estimer un système de demande incluant les élasticités croisées afin de tenir compte des liens de substituabilité et de complémentarité entre les biens (Banks, Blundell & Lewbel, 1997).

Enfin, les biens sont normaux, puisqu'ils ont tous une élasticité revenu positive, et la demande augmente avec le revenu. L'alimentation (bien 1), avec $\varepsilon_{1I} = 0,62$, et l'énergie et les transports (bien 4), avec $\varepsilon_{4I} = 0,66$, apparaissent comme des biens prioritaires, dont la demande augmente moins vite que le revenu, tandis que la santé (bien 5), avec $\varepsilon_{5I} = 1,07$, les loisirs et la restauration (bien 6), avec $\varepsilon_{6I} = 1,56$, et l'habillement et les accessoires (bien 3), avec $\varepsilon_{3I} = 1,28$, s'apparentent plutôt à des biens de luxe, dont la demande augmente plus vite que le revenu. Ces informations sont résumées dans le tableau ci-dessous.

Elasticités prix et revenu de la demande des biens taxés						
<i>b</i>	Alim. 1	Alco. 2	Habi. 3	Ener. 4	Sant. 5	Lois. 6
ε_{1b}	-0,31	-0,13	-0,04	-0,22	-0,12	0,20
ε_{2b}	-0,89	-2,08	0,99	-0,09	0,31	0,85
ε_{3b}	-0,22	0,22	-1,24	-0,25	0,12	0,08
ε_{4b}	-0,31	-0,01	-0,04	-0,52	0,10	0,12
ε_{5b}	-0,34	0,12	0,21	0,21	-0,53	-0,73
ε_{6b}	-0,06	0,05	-0,06	-0,23	-0,38	-0,88
ε_{bI}	0,62	0,92	1,28	0,66	1,07	1,56

4.3.5 Élasticités de l'offre de travail

Pour les élasticités de l'offre de travail, différentes spécifications sont envisagées. La littérature économique empirique, essentiellement anglo-saxonne, foisonne d'estimations de l'offre de travail.¹⁶ Bien que les nombreuses études empiriques n'aient pas encore totalement convergé, il ressort de ces travaux que le loisir est un bien normal, ce qui signifie que l'élasticité revenu de l'offre de travail est négative,¹⁷ et que l'élasticité de l'offre de travail au taux de salaire est très proche de 0 pour les personnes seules et les hommes mariés, tandis qu'une valeur de 0,4 ou 0,5 est souvent avancée pour les femmes mariées¹⁸. Concernant la France en particulier, les études fournissant des estimations de l'élasticité de l'offre de travail (ex. Bourguignon & Magnac, 1990 ; Lechene, 1991 ; Fermanian & Lagarde, 1999 ; Moreau, 2000 ; Moreau & Donni, 2007 ; Bargain, Orsini & Peichl, 2012), conduisent à des résultats assez similaires à ceux obtenus sur données américaines.

Dans les études visant à estimer le CMFP, l'élasticité de l'offre marshallienne de travail au taux de salaire net est habituellement fixée entre 0 et 0,5. Par exemple, Browning & Johnson (1984) font varier cette élasticité de 0,047 à 0,412, Ballard, Shoven & Whalley (1985) de 0 à 0,3, Stuart (1984), Mayshar (1991) et Ahmed & Croushore (1996) de 0 à 0,636, Campbell & Bond (1997) de $-0,08$ à 0,48. Browning (1976 ; 1987) suppose lui que les élasticités prix directes (marshallienne et hicksienne) de l'offre de travail se confondent et varient de 0,2 à 0,4.

Tous les auteurs considèrent que le loisir est un bien normal. Ainsi, l'élasticité revenu de l'offre de travail est supposée négative mais faible (en valeur absolue), généralement fixée entre 0 et $-0,1$. Les différentes configurations des élasticités prix et revenu de l'offre de travail envisagées dans notre application empirique sont résumées dans le tableau ci-dessous. Dans notre scénario central (en gras), l'élasticité de l'offre marshallienne de travail au taux de salaire net η_w est fixée à 0,15 tandis que l'élasticité revenu de l'offre de travail η_I est fixée à $-0,05$.

16. Pour une synthèse des méthodes économétriques d'estimation de l'offre de travail, voir Blundell & MaCurdy (1999).

17. Par exemple, Holtz-Eakin, Joulfaian & Rosen (1993) montrent que les personnes qui touchent un héritage réduisent leur offre de travail.

18. Pour une synthèse des estimations obtenues dans la littérature, voir Heckman (1993).

Elasticités de l'offre marshallienne de travail

	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
η_w	0	0	0,15	0,3	0,5
η_I	-0,2	-0,1	-0,05	0	0

4.3.6 Liens de substituabilité/complémentarité entre l'offre de travail et la demande des biens taxés

En l'absence d'estimations des élasticités prix croisées entre l'offre de travail et la demande des biens taxés, nous recourons à l'hypothèse d'*indépendance compensée* entre le (temps de) loisir et les biens de consommation taxés. Sous cette hypothèse, les élasticités de l'offre hicksienne de travail par rapport au prix des biens taxés ainsi que les élasticités des demandes hicksiennes des biens taxés par rapport au taux de salaire net sont toutes nulles. En utilisant les relations de Slutsky, on peut déduire l'élasticité de l'offre marshallienne de travail par rapport au prix de chaque bien taxé $b = 1, \dots, 7$:

$$\eta_b^i = -\theta_b^i \cdot \eta_I \quad (4.25)$$

où $\theta_b^i = \frac{q_b \cdot x_b^i}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i}$ est le coefficient budgétaire du bien b (part de la dépense $q_b \cdot x_b^i$ en bien b dans la dépense totale $\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i$) du ménage i . Sous cette hypothèse, une hausse du prix d'un bien induit uniquement un effet de revenu. Dès lors que le loisir est un bien normal, l'élasticité revenu de l'offre de travail η_I est non-positive. Ainsi, l'élasticité de l'offre de travail η_b^i par rapport au prix de chaque bien b est non-négative. La hausse du prix d'un bien a ainsi un impact positif sur l'offre de travail. Le mécanisme est le suivant. La hausse du prix d'un bien réduit le pouvoir d'achat des ménages, les conduit à consommer moins de biens normaux et notamment moins de loisir. En conséquence, dans le cas d'une hausse des taxes indirectes, les ménages augmentent leur offre de travail. Ainsi, les recettes de la fiscalité directe augmentent alors que seule la fiscalité indirecte est réformée.

De même, on peut déduire l'élasticité de la demande marshallienne de chaque bien taxé $b = 1, \dots, 7$ par rapport au taux de salaire net :

$$\varepsilon_{bw}^i = \theta_w^i \cdot \varepsilon_{bI} \quad (4.26)$$

où $\theta_w^i = \frac{w^i \cdot h^i}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i}$ est le coefficient budgétaire du revenu net (part des revenus nets du

travail $w^i \cdot h^i$ dans la dépense totale $\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i$) pour un ménage i . Si le bien b est un bien normal, les élasticités de la demande marshallienne de bien b par rapport au revenu ε_{bI} et au taux de salaire net ε_{bw}^i sont non-négatives. En conséquence, dans le cas d'une hausse des taux marginaux de l'IR, la demande de chaque bien b diminue. Ainsi, les recettes de la TVA diminuent alors que seul l'IR est réformé.

Chapitre 5

Réformes fiscales et formules analytiques du coût d'opportunité marginal des fonds publics

5.1 Coût d'opportunité marginal des fonds publics pour la fiscalité indirecte : Taxe sur la valeur ajoutée et droits d'accises

Supposons que l'Etat décide d'une légère hausse $\Delta t_b > 0$ du taux de taxe sur la consommation du bien b . L'impact sur le bien-être d'un ménage i est calculé par la variation équivalente de revenu. En différenciant la fonction d'utilité indirecte et en utilisant l'identité de Roy, il vient :

$$VE_{TVA\&DAb}^i = -\frac{1}{\lambda^i} \frac{\partial v^i}{\partial t_b} \Delta t_b = R_{TVA\&DAb}^i \frac{\Delta t_b}{t_b} \quad (5.1)$$

L'évaluation monétaire de la perte de bien-être d'un ménage conséquente à la réforme fiscale est donc donnée par le produit du montant d'impôt payé à travers la taxe sur le bien b et le taux de croissance de cette taxe. En sommant sur l'ensemble des ménages, on obtient :

$$VE_{TVA\&DAb} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot VE_{TVA\&DAb}^i = R_{TVA\&DAb} \frac{\Delta t_b}{t_b} \quad (5.2)$$

Ainsi, les variations équivalentes de revenu des ménages sont directement observables à partir de l'enquête BDF et du CGI. En outre, les variations équivalentes de revenu des ménages peuvent être calculées sans connaître les élasticités. Ainsi, elles sont indépendantes du comportement économique des ménages et sont donc indépendantes

des distorsions économiques associées à la réforme fiscale. Ce résultat découle directement de l'identité de Roy.

Pour un ménage i , la variation totale du montant d'impôt payé suite à une hausse $\Delta t_b > 0$ du taux de taxe t_b sur le bien b est calculée en sommant la variation des recettes de la fiscalité directe (CS et IR) et la variation des recettes de la fiscalité indirecte (TVA et DA) :

$$VR_{TVA\&DA}^i = \left[\frac{\partial R_{CS}^i}{\partial t_b} + \frac{\partial R_{IR}^i}{\partial t_b} + \frac{\partial R_{TVA\&DA}^i}{\partial t_b} \right] \Delta t_b \quad (5.3)$$

Les impacts marginaux de la réforme sont :

$$\frac{\partial R_{CS}^i}{\partial t_b} = \frac{R_{CS}^i}{1 + t_b} \eta_b^i \quad (5.4)$$

$$\frac{\partial R_{IR}^i}{\partial t_b} = \frac{\tilde{R}_{IR}^i}{1 + t_b} \eta_b^i \quad (5.5)$$

$$\frac{\partial R_{TVA\&DA}^i}{\partial t_b} = p_b \cdot x_b^i + \sum_{k=1}^B \frac{R_{TVA\&DA}^i}{1 + t_b} \varepsilon_{kb} \quad (5.6)$$

où η_b^i représente l'élasticité de l'offre marshallienne de travail par rapport au prix q_b du bien b et ε_{kb} représente l'élasticité de la demande marshallienne de bien k par rapport au prix du bien b . Ainsi, la variation agrégée des recettes fiscales consécutive à une hausse $\Delta t_b > 0$ du taux de taxe t_b sur le bien b s'écrit :

$$VR_{TVA\&DA} = \sum_{i=1}^N n_i \cdot VR_{TVA\&DA}^i \quad (5.7)$$

soit

$$VR_{TVA\&DA} = VE_{TVA\&DA} + \left[\sum_{k=1}^B R_{TVA\&DA}^k \cdot \varepsilon_{kb} + \sum_{i=1}^N n_i \left[\tilde{R}_{IR}^i + R_{CS}^i \right] \eta_b^i \right] \frac{\Delta t_b}{1 + t_b} \quad (5.8)$$

Enfin, le CMFP spécifique à la TVA et aux DA sur le bien b est calculé en rapportant la somme des variations équivalentes de revenu des ménages au montant des fonds publics supplémentaires collectés :

$$CMFP_{TVA\&DA} = \frac{VE_{TVA\&DA}}{VR_{TVA\&DA}} \quad (5.9)$$

Une fois les paramètres du modèle et les élasticités spécifiés, cette formule permet de

calculer le CMFP spécifique à chaque taux de taxe t_b .

Afin de calculer le CMFP global associé à la TVA et aux DA dans leur ensemble, on considère l'impact d'une réforme générale simultanée de tous les taux de taxe sur les biens. La perte de bien-être totale et la variation totale des recettes fiscales sont obtenues en sommant sur l'ensemble des biens taxés :

$$\mathbf{VE}_{\text{TVA\&DA}} = \sum_{b=1}^B VE_{TVA\&DA b} \quad (5.10)$$

et

$$\mathbf{VR}_{\text{TVA\&DA}} = \sum_{b=1}^B VR_{TVA\&DA b} \quad (5.11)$$

En faisant le rapport entre ces deux variations, on obtient le CMFP global associé à la TVA et aux DA dans leur ensemble :

$$\mathbf{CMFP}_{\text{TVA\&DA}} = \frac{\mathbf{VE}_{\text{TVA\&DA}}}{\mathbf{VR}_{\text{TVA\&DA}}} \quad (5.12)$$

soit

$$\mathbf{CMFP}_{\text{TVA\&DA}} = \sum_{b=1}^B \frac{VR_{TVA\&DA b}}{\mathbf{VR}_{\text{TVA\&DA}}} CMFP_{TVA\&DA b} \quad (5.13)$$

Ainsi, le CMFP global calculé pour l'ensemble de la fiscalité indirecte est décomposé en une somme pondérée des CMFP spécifiques aux différentes taxes indirectes. Le poids que reçoit le CMFP spécifique à une taxe est égal à la part des recettes supplémentaires provenant de cette taxe dans les recettes supplémentaires totales. Ainsi, plus une taxe représente une source importante de financement, plus la valeur du CMFP spécifique à cette taxe a un poids important dans le calcul du CMFP global.

5.2 Coût d'opportunité marginal des fonds publics pour la fiscalité directe : Cotisations sociales et impôt sur le revenu

Supposons que l'Etat décide d'une légère hausse $\Delta r > 0$ du taux proportionnel r de CS. Comme précédemment, l'impact sur le bien-être d'un ménage i est calculé par la variation équivalente de revenu :

$$VE_{CS}^i = -\frac{1}{\lambda^i} \frac{\partial v^i}{\partial r} \Delta r = w^i \cdot h^i \frac{\Delta r}{1-r} \quad (5.14)$$

En sommant sur l'ensemble des ménages, on obtient la variation équivalente agrégée :

$$\mathbf{VE}_{CS} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot VE_{CS}^i = \frac{Y - \tilde{R}_{IR}}{1 - r} \Delta r \quad (5.15)$$

Encore une fois, les variations équivalentes de revenu des ménages sont directement observables à partir de l'enquête BDF et du CGI et restent indépendantes du comportement économique des ménages.

Pour un ménage i , la variation totale du montant des CS consécutive à une hausse $\Delta r > 0$ du taux proportionnel r est calculée en sommant la variation des recettes de la fiscalité directe (CS et IR) et la variation des recettes de la fiscalité indirecte (TVA et DA) :

$$VR_{CS}^i = \left[\frac{\partial R_{CS}^i}{\partial r} + \frac{\partial R_{IR}^i}{\partial r} + \frac{\partial R_{TVA\&DA}^i}{\partial r} \right] \Delta r \quad (5.16)$$

Les impacts marginaux de la réforme sont :

$$\frac{\partial R_{CS}^i}{\partial r} = \left[1 - \frac{r}{1 - r} \eta_w \right] \hat{y}^i \quad (5.17)$$

$$\frac{\partial R_{IR}^i}{\partial r} = -m^i [1 + \eta_w] \hat{y}^i \quad (5.18)$$

$$\frac{\partial R_{TVA\&DA}^i}{\partial r} = -\frac{1}{1 - r} \sum_{b=1}^B R_{TVA\&DA}^i \cdot \varepsilon_{bw}^i \quad (5.19)$$

où η_w représente l'élasticité de l'offre marshallienne de travail par rapport au taux de salaire net et ε_{bw}^i représente l'élasticité prix croisée de la demande marshallienne de bien b par rapport au taux de salaire net. Ainsi, la variation totale des recettes fiscales suite à une hausse $\Delta r > 0$ du taux proportionnel r de CS est :

$$\mathbf{VR}_{CS} = \sum_{i=1}^N n_i \cdot VR_{CS}^i \quad (5.20)$$

soit

$$\mathbf{VR}_{CS} = \mathbf{VE}_{CS} - \left[\left[R_{CS} + \tilde{R}_{IR} \right] \eta_w + \sum_{b=1}^B \sum_{i=1}^N n_i \cdot R_{TVA\&DA}^i \cdot \varepsilon_{bw}^i \right] \frac{\Delta r}{1 - r} \quad (5.21)$$

Enfin, le CMFP spécifique aux CS est calculé en rapportant la somme des variations équivalentes de revenu des ménages au montant des fonds publics supplémentaires

collectés :

$$\mathbf{CMFP}_{\text{CS}} = \frac{\mathbf{VE}_{\text{CS}}}{\mathbf{VR}_{\text{CS}}} \quad (5.22)$$

Une fois les paramètres du modèle et les élasticités spécifiés, cette formule permet de calculer le CMFP spécifique aux CS.

Supposons maintenant que l'Etat décide d'une légère hausse $\Delta m_k > 0$ du taux marginal m_k associé à la tranche d'imposition $k \geq 1$. Encore une fois, l'impact sur le bien-être d'un ménage i est calculé par la variation équivalente de revenu :

$$VE_{IRk}^i = -\frac{1}{\lambda^i} \frac{\partial v^i}{\partial m_k} \Delta m_k = - \left[\frac{\partial w^i}{\partial m_k} h^i + \frac{\partial s^i}{\partial m_k} \right] \Delta m_k \quad (5.23)$$

En sommant sur l'ensemble des ménages, on obtient la variation équivalente agrégée :

$$VE_{IRk} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot VE_{IRk}^i \quad (5.24)$$

A ce stade, il est important de noter que tous les ménages ne sont pas impactés par la hausse du taux marginal m_k . En conséquence, l'impact d'une hausse d'un des taux marginaux de l'IR est assez différent de celui d'une hausse du taux proportionnel de CS où tous les ménages sont impactés. En effet, dans le cas d'une hausse du taux marginal de la tranche k , rien ne change pour les ménages se situant dans les tranches d'imposition inférieures à la tranche k , avec un revenu imposable $y^i \leq \bar{y}_k$. Les ménages se situant dans la tranche k , avec un revenu imposable $y^i \in (\bar{y}_k; \bar{y}_{k+1}]$, voient leur taux de salaire net diminuer de $-W^i < 0$ et le montant de leur transfert implicite augmenter de $\bar{y}_k > 0$. Enfin, tous les ménages se situant dans les tranches supérieures à la tranche k , avec un revenu imposable $y^i > \bar{y}_{k+1}$, voient leur transfert implicite diminuer de $-\left[\bar{y}_{k+1} - \bar{y}_k\right] < 0$ tandis que leur taux de salaire reste constant. Ainsi, la variation équivalente de revenu d'un ménage i est calculée comme suit :

$$\frac{VE_{IRk}^i}{\Delta m_k} \begin{cases} = \bar{y}_{k+1} - \bar{y}_k > 0 & \text{si } y^i > \bar{y}_{k+1} \\ = y^i - \bar{y}_k > 0 & \text{si } y^i \in (\bar{y}_k; \bar{y}_{k+1}] \\ = 0 & \text{si } y^i \leq \bar{y}_k \end{cases} \quad (5.25)$$

On constate que l'évaluation monétaire de la perte de bien-être d'un ménage est donnée par le produit du montant d'impôt payé à travers le taux marginal m_k et le taux de croissance de cette taxe. Encore une fois, les variations équivalentes des ménages sont

directement observables à partir de l'enquête BDF et du CGI.

Pour un ménage i , la variation totale du montant d'impôt payé suite à une hausse $\Delta m_k > 0$ du taux marginal m_k de la tranche k de l'IR est calculée en sommant la variation des recettes de la fiscalité directe (CS et IR) et la variation des recettes de la fiscalité indirecte (TVA et DA) :

$$VR_{IRk}^i = \left[\frac{\partial R_{CS}^i}{\partial m_k} + \frac{\partial R_{IR}^i}{\partial m_k} + \frac{\partial R_{TVA\&DA}^i}{\partial m_k} \right] \Delta m_k \quad (5.26)$$

Les impacts marginaux de la réforme sont :

$$\frac{\partial R_{CS}^i}{\partial m_k} = \frac{R_{CS}^i}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i} \eta_I \frac{\partial s^i}{\partial m_k} - \frac{R_{CS}^i}{1 - m^i} \eta_w \frac{\partial m^i}{\partial m_k} \quad (5.27)$$

$$\frac{\partial R_{IR}^i}{\partial m_k} = \left[y^i - \frac{\tilde{R}_{IR}^i}{1 - m^i} \eta_w \right] \frac{\partial m^i}{\partial m_k} + \left[\frac{\tilde{R}_{IR}^i}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i} \eta_I - 1 \right] \frac{\partial s^i}{\partial m_k} \quad (5.28)$$

$$\frac{\partial R_{TVA\&DA}^i}{\partial m_k} = \sum_{b=1}^B R_{TVA\&DA}^i \left[\frac{1}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i} \varepsilon_{bI} \frac{\partial s^i}{\partial m_k} - \frac{1}{1 - m^i} \varepsilon_{bw}^i \frac{\partial m^i}{\partial m_k} \right] \quad (5.29)$$

où η_w représente l'élasticité de l'offre marshallienne de travail par rapport au taux de salaire net, η_I représente l'élasticité revenu de l'offre de travail, ε_{bw}^i représente l'élasticité prix croisée de la demande marshallienne de bien b par rapport au taux de salaire net et ε_{bI} représente l'élasticité revenu de la demande de bien b .

Ainsi, en tenant compte du fait que tous les ménages ne sont pas impactés de manière uniforme par la hausse du taux marginal dans la tranche d'imposition k , les impacts marginaux sont calculés comme suit.

L'impact marginal sur le montant des CS s'écrit :

$$\frac{\partial R_{CS}^i}{\partial m_k} \begin{cases} = -\frac{R_{CS}^i}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i} [\bar{y}_{k+1} - \bar{y}_k] \eta_I & \text{si } y^i > \bar{y}_{k+1} \\ = \bar{y}_k \frac{R_{CS}^i}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i} \eta_I - \frac{R_{CS}^i}{1 - m_k} \eta_w & \text{si } y^i \in (\bar{y}_k; \bar{y}_{k+1}] \\ = 0 & \text{si } y^i \leq \bar{y}_k \end{cases} \quad (5.30)$$

L'impact marginal sur les recettes de l'IR s'écrit :

$$\frac{\partial R_{IR}^i}{\partial m_k} \begin{cases} = \left[1 - \frac{\tilde{R}_{IR}^i}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i} \eta_I\right] [\bar{y}_{k+1} - \bar{y}_k] & \text{si } y^i > \bar{y}_{k+1} \\ = \left[1 - \frac{m_k}{1-m_k} \eta_w\right] y^i + \left[\frac{\tilde{R}_{IR}^i}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i} \eta_I - 1\right] \bar{y}_k & \text{si } y^i \in (\bar{y}_k; \bar{y}_{k+1}] \\ = 0 & \text{si } y^i \leq \bar{y}_k \end{cases} \quad (5.31)$$

L'impact marginal sur les recettes de la TVA et des DA s'écrit :

$$\frac{\partial R_{TVA\&DA}^i}{\partial m_k} \begin{cases} = - [\bar{y}_{k+1} - \bar{y}_k] \sum_{b=1}^B \frac{R_{TVA\&DA}^i \varepsilon_{bI}}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i} & \text{si } y^i > \bar{y}_{k+1} \\ = \sum_{b=1}^B \left[\bar{y}_k \frac{R_{TVA\&DA}^i \varepsilon_{bI}}{\mathbf{q} \cdot \mathbf{x}^i} - \frac{R_{TVA\&DA}^i \varepsilon_{bI}^i}{1-m_k} \right] & \text{si } y^i \in (\bar{y}_k; \bar{y}_{k+1}] \\ = 0 & \text{si } y^i \leq \bar{y}_k \end{cases} \quad (5.32)$$

Finalement, la variation totale des recettes fiscales consécutive à une hausse $\Delta m_k > 0$ du taux marginal m_k de la tranche k de l'IR est :

$$VR_{IRk} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot VR_{IRk}^i \quad (5.33)$$

Le CMFP spécifique au taux marginal de la tranche k est calculé en rapportant la somme des variations équivalentes de revenu des ménages au montant des fonds publics supplémentaires collectés :

$$CMFP_{IRk} = \frac{VE_{IRk}}{VR_{IRk}} \quad (5.34)$$

Une fois les paramètres du modèle et les élasticités prix marshalliennes spécifiés, cette formule permet de calculer le CMFP spécifique à chaque taux marginal d'imposition m_k .

Afin de calculer le CMFP global associé à l'IR dans son ensemble, on considère l'impact d'une réforme générale simultanée de tous les taux marginaux. La perte de bien-être totale et la variation totale des recettes fiscales sont obtenues en sommant sur l'ensemble des taux marginaux :

$$\mathbf{VE}_{IR} = \sum_{k=1}^K VE_{IRk} \quad (5.35)$$

et

$$\mathbf{VR}_{\text{IR}} = \sum_{k=1}^K VR_{\text{IR}k} \quad (5.36)$$

En faisant le rapport entre ces deux variations, on obtient le CMFP global associé à l'IR dans son ensemble :

$$\text{CMFP}_{\text{IR}} = \frac{\mathbf{VE}_{\text{IR}}}{\mathbf{VR}_{\text{IR}}} \quad (5.37)$$

soit

$$\text{CMFP}_{\text{IR}} = \sum_{k=1}^K \frac{VR_{\text{IR}k}}{\mathbf{VR}_{\text{IR}}} \text{CMFP}_{\text{IR}k} \quad (5.38)$$

Comme précédemment, le CMFP global pour l'IR est calculé comme une somme pondérée des CMFP spécifiques aux différents taux marginaux.

5.3 Coût d'opportunité marginal des fonds publics pour la fiscalité forfaitaire : Taxe d'habitation et taxe foncière

Supposons que l'Etat décide d'une légère hausse uniforme $\Delta\bar{R}_{\text{TH\&TF}} > 0$ du prélèvement forfaitaire $R_{\text{TH\&TF}}^i$ de chaque ménage i . Comme précédemment, l'impact sur le bien-être d'un ménage i est calculé par la variation équivalente de revenu :

$$VE_{\text{TH\&TF}}^i = -\frac{1}{\lambda^i} \frac{\partial v^i}{\partial R_{\text{TH\&TF}}^i} \Delta\bar{R}_{\text{TH\&TF}} = \Delta\bar{R}_{\text{TH\&TF}} \quad (5.39)$$

Dans le cas d'un prélèvement forfaitaire à la marge, la perte de bien-être d'un ménage est exactement égale au montant additionnel prélevé. En sommant sur l'ensemble des ménages, on obtient la variation équivalente agrégée :

$$\mathbf{VE}_{\text{TH\&TF}} = \sum_{i=1}^N n^i \cdot VE_{\text{TH\&TF}}^i = n \cdot \Delta\bar{R}_{\text{TH\&TF}} \quad (5.40)$$

Pour un ménage i , la variation totale du montant d'impôt payé suite à une hausse $\Delta R_{\text{TH\&TF}}^i > 0$ du prélèvement forfaitaire $R_{\text{TH\&TF}}^i$ est calculée en sommant la variation des recettes de la fiscalité directe (CS et IR) et la variation des recettes de la fiscalité indirecte (TVA et DA) :

$$VR_{\text{TH\&TF}}^i = \left[1 + \frac{\partial R_{\text{CS}}^i}{\partial R_{\text{TH\&TF}}^i} + \frac{\partial R_{\text{IR}}^i}{\partial R_{\text{TH\&TF}}^i} + \frac{\partial R_{\text{TVA\&DA}}^i}{\partial R_{\text{TH\&TF}}^i} \right] \Delta\bar{R}_{\text{TH\&TF}} \quad (5.41)$$

Les impacts marginaux de la réforme sont :

$$\frac{\partial R_{CS}^i}{\partial R_{TH\&TF}^i} = -\frac{R_{CS}^i}{\mathbf{q}\cdot\mathbf{x}^i}\eta_I \quad (5.42)$$

$$\frac{\partial R_{IR}^i}{\partial R_{TH\&TF}^i} = -\frac{\tilde{R}_{IR}^i}{\mathbf{q}\cdot\mathbf{x}^i}\eta_I \quad (5.43)$$

$$\frac{\partial R_{TVA\&DA}^i}{\partial R_{TH\&TF}^i} = -\sum_{b=1}^B \frac{R_{TVA\&DAb}^i}{\mathbf{q}\cdot\mathbf{x}^i}\varepsilon_{bI} \quad (5.44)$$

où η_I et ε_{bI} représentent respectivement l'élasticité revenu de l'offre de travail et l'élasticité revenu de la demande de bien b . La variation totale des recettes fiscales suite à une hausse $\Delta R_{TH\&TF}^i > 0$ du prélèvement forfaitaire $R_{TH\&TF}^i$ est :

$$\mathbf{VR}_{TH\&TF} = \sum_{i=1}^N n_i \cdot V R_{TH\&TF}^i \quad (5.45)$$

soit

$$\mathbf{VR}_{TH\&TF} = \mathbf{VE}_{TH\&TF} - \sum_{i=1}^N \frac{n_i}{\mathbf{q}\cdot\mathbf{x}^i} \left[\left[R_{CS}^i + \tilde{R}_{IR}^i \right] \eta_I + \sum_{b=1}^B R_{TVA\&DAb}^i \cdot \varepsilon_{bI} \right] \Delta \bar{R}_{TH\&TF} \quad (5.46)$$

Enfin, le CMFP spécifique aux prélèvements forfaitaires (TH et TF) est calculé en rapportant la somme des variations équivalentes de revenu des ménages au montant des fonds publics supplémentaires collectés :

$$\mathbf{CMFP}_{TH\&TF} = \frac{\mathbf{VE}_{TH\&TF}}{\mathbf{VR}_{TH\&TF}} \quad (5.47)$$

Une fois les paramètres du modèle et les élasticités prix marshalliennes spécifiés, cette formule permet de calculer le CMFP spécifique aux prélèvements forfaitaires (TH et TF).

5.4 Coût d'opportunité marginal des fonds publics par entité publique et pour l'ensemble des prélèvements obligatoires

Afin de calculer le CMFP global (pour l'ensemble des PO), on considère une hausse générale et simultanée de tous les PO. La variation équivalente de revenu et la variation du montant des PO consécutives à cette réforme générale sont simplement calculées

par la somme des variations conséquentes à la réforme des différents instruments qui composent les PO :

$$\mathbf{VE}_{\text{PO}} = \mathbf{VE}_{\text{TVA\&DA}} + \mathbf{VE}_{\text{CS}} + \mathbf{VE}_{\text{IR}} + \mathbf{VE}_{\text{TH\&TF}} \quad (5.48)$$

et

$$\mathbf{VR}_{\text{PO}} = \mathbf{VR}_{\text{TVA\&DA}} + \mathbf{VR}_{\text{CS}} + \mathbf{VR}_{\text{IR}} + \mathbf{VR}_{\text{TH\&TF}} \quad (5.49)$$

Le rapport entre ces deux variations donne le CMFP global pour l'ensemble des PO :

$$\text{CMFP}_{\text{PO}} = \frac{\mathbf{VE}_{\text{PO}}}{\mathbf{VR}_{\text{PO}}} \quad (5.50)$$

Comme précédemment, le CMFP global peut être décomposé en une somme pondérée des CMFP spécifiques aux différents PO. Le poids que reçoit le CMFP spécifique à un type de PO est égal à la part des recettes supplémentaires provenant de ce PO dans les recettes supplémentaires totales. Ainsi, plus un PO représente une source importante de financement, plus la valeur du CMFP spécifique à ce PO a un poids important dans le calcul du CMFP global :

$$\begin{aligned} \text{CMFP}_{\text{PO}} = & \frac{\mathbf{VR}_{\text{TVA\&DA}}}{\mathbf{VR}_{\text{PO}}} \text{CMFP}_{\text{TVA\&DA}} \\ & + \frac{\mathbf{VR}_{\text{CS}}}{\mathbf{VR}_{\text{PO}}} \text{CMFP}_{\text{CS}} + \frac{\mathbf{VR}_{\text{IR}}}{\mathbf{VR}_{\text{PO}}} \text{CMFP}_{\text{IR}} \\ & + \frac{\mathbf{VR}_{\text{TH\&TF}}}{\mathbf{VR}_{\text{PO}}} \text{CMFP}_{\text{TH\&TF}} \end{aligned} \quad (5.51)$$

De manière alternative, le CMFP global peut également être décomposé en une somme pondérée des CMFP spécifiques aux différentes entités publiques réceptrices des PO. Le CMFP pour l'Etat s'écrit :

$$\text{CMFP}_{\text{ETAT}} = \frac{\mathbf{VE}_{\text{ETAT}}}{\mathbf{VR}_{\text{ETAT}}} \quad (5.52)$$

Comme les caisses de l'Etat sont alimentées par la TVA et les DA d'une part et l'IR d'autre part, on calcule la variation équivalente de revenu et la variation des recettes fiscales de l'Etat en considérant une hausse générale et simultanée de ces deux types de PO :

$$\mathbf{VE}_{\text{ETAT}} = \mathbf{VE}_{\text{TVA\&DA}} + \mathbf{VE}_{\text{IR}} \quad (5.53)$$

et

$$\mathbf{VR}_{\text{ETAT}} = \mathbf{VR}_{\text{TVA\&DA}} + \mathbf{VR}_{\text{IR}} \quad (5.54)$$

Ainsi, le CMFP de l'Etat peut-être décomposé comme suit :

$$\mathbf{CMFP}_{\text{ETAT}} = \frac{\mathbf{VR}_{\text{TVA\&DA}}}{\mathbf{VR}_{\text{ETAT}}} \mathbf{CMFP}_{\text{TVA\&DA}} + \frac{\mathbf{VR}_{\text{IR}}}{\mathbf{VR}_{\text{ETAT}}} \mathbf{CMFP}_{\text{IR}} \quad (5.55)$$

Par ailleurs, comme la TH et la TF sont les seules sources de financement des APUL, le CMFP des APUL est simplement le CMFP spécifique à la TH et la TF :

$$\mathbf{CMFP}_{\text{APUL}} = \mathbf{CMFP}_{\text{TH\&TF}} \quad (5.56)$$

Il en va de même pour le CMFP des ASSO :

$$\mathbf{CMFP}_{\text{ASSO}} = \mathbf{CMFP}_{\text{CS}} \quad (5.57)$$

Finalement, le CMFP global peut être décomposé comme suit :

$$\mathbf{CMFP}_{\text{PO}} = \frac{\mathbf{VR}_{\text{ETAT}}}{\mathbf{VR}_{\text{PO}}} \mathbf{CMFP}_{\text{ETAT}} + \frac{\mathbf{VR}_{\text{APUL}}}{\mathbf{VR}_{\text{PO}}} \mathbf{CMFP}_{\text{APUL}} + \frac{\mathbf{VR}_{\text{ASSO}}}{\mathbf{VR}_{\text{PO}}} \mathbf{CMFP}_{\text{ASSO}} \quad (5.58)$$

Ainsi, plus une entité publique capture une part importante des PO, plus la valeur du CMFP de cette entité a un poids important dans le calcul du CMFP global.

Chapitre 6

Résultats des estimations du coût d'opportunité marginal des fonds publics pour l'économie française

Dans ce chapitre, nous reportons les résultats des estimations du CMFP obtenues sur la base des formules analytiques développées dans le chapitre précédent. Nous reportons et discutons d'abord les estimations du CMFP pour les différentes entités publiques (Etat, ASSO et APUL), ainsi que le CMFP global (pour l'ensemble des PO). Puis, nous reportons et discutons plus en détails les estimations des CMFP spécifiques à la TVA et aux DA sur les différents biens, ainsi que les estimations des CMFP spécifiques aux différents taux marginaux de l'IR.

6.1 Estimations du coût d'opportunité marginal des fonds publics par entité publique et pour l'ensemble des prélèvements obligatoires

Nous reportons et discutons ici les estimations des CMFP spécifiques aux différentes entités publiques (Etat, ASSO et APUL), ainsi que le CMFP global (pour l'ensemble des PO). Dans le scénario central, les élasticités prix des biens taxés sont celles obtenues via l'estimation de notre modèle économétrique de la demande (voir section 4.3.4). L'élasticité prix directe de l'offre de travail est fixée à 0,15 et l'élasticité revenu de l'offre de travail est fixée à $-0,05$. Le tableau ci-dessous donne les estimations du CMFP obtenues dans le scénario central.

Estimations du CMFP par entité publique

Scénario central

$\text{CMFP}_{\text{ETAT}} = 1,24$; $\text{CMFP}_{\text{ASSO}} = 1,20$; $\text{CMFP}_{\text{APUL}} = 1,06$

$\text{CMFP}_{\text{PO}} = 1,22$

Le CMFP global est estimé à **1,22**. En comparaison des autres entités publiques, le CMFP spécifique à l'Etat (**1,24**) reste le plus élevé. Il est en outre légèrement supérieur au CMFP spécifique aux ASSO (**1,20**), et reste sensiblement supérieur au CMFP spécifique aux APUL (**1,06**). Plusieurs raisons expliquent ce résultat général.

En premier lieu, le CMFP spécifique à l'Etat est élevé du fait qu'il compte l'IR parmi ses sources de financement. En effet, le CMFP spécifique à l'IR est particulièrement fort (**1,42**). Toutefois, cette tendance à une valeur élevée du CMFP spécifique à l'Etat est modérée par la TVA et les DA dont le CMFP est sensiblement plus faible (**1,13**).¹ Par ailleurs, le CMFP spécifique aux PO finançant les APUL reste très faible. Ce n'est pas surprenant puisque les PO finançant les APUL, soit la TH et la TF, ont été considérés comme forfaitaires (indépendants du comportement des ménages). Il peut toutefois demeurer surprenant que le CMFP spécifique à des prélèvements forfaitaires ne soit pas simplement égal à 1. On constate en effet que le CMFP spécifique aux PO finançant les APUL est légèrement supérieur à 1. Ce phénomène s'explique par l'impact des effets de revenu. Lorsque l'on accroît le montant des prélèvements forfaitaires, les ménages subissent une perte de pouvoir d'achat les conduisant à consommer moins de biens normaux.² Ainsi, comme tous les biens taxés et le loisir sont supposés normaux dans le scénario central, la hausse des prélèvements forfaitaires conduit à une baisse de la demande des biens taxés et à une hausse de l'offre de travail. En conséquence, les recettes de la TVA et des DA diminuent, tandis que les recettes des CS et de l'IR augmentent. Le premier effet augmente le CMFP spécifique aux PO finançant les APUL tandis que le second effet le réduit.

1. Dans le calcul du CMFP spécifique aux PO finançant l'Etat, le CMFP spécifique à la TVA et aux DA reçoit un poids plus fort que le CMFP spécifique à l'IR (63% contre 27%).

2. Par définition, un bien normal est un bien dont la demande (marshallienne) est croissante avec le revenu.

6.1.1 Sensibilité des estimations aux élasticités revenu

Afin d'illustrer la sensibilité du CMFP aux effets de revenu, nous considérons une variante dans laquelle les élasticités revenu de la demande des biens taxés et de l'offre de travail sont fixées à 0, ce qui revient à supprimer tous les effets revenu.

Sensibilité du CMFP aux élasticités revenu

Scénario central

CMFP_{ETAT} = 1,24; CMFP_{ASSO} = 1,20; CMFP_{APUL} = 1,06

CMFP_{PO} = 1,22

Absence d'effets de revenu ($\epsilon_{bI} = \eta_I = 0$)

CMFP_{ETAT} = 1,20; CMFP_{ASSO} = 1,11; CMFP_{APUL} = 1,00

CMFP_{PO} = 1,15

On constate ainsi que les effets de revenu ont un impact modéré, mais non négligeable, sur les différentes estimations du CMFP. Lorsque l'on supprime les effets de revenu, le CMFP global diminue de **1,22** à **1,15**. De plus, tous les CMFP spécifiques aux différentes entités publiques diminuent. Comme nous l'avons souligné plus haut, étant donné que les PO finançant les APUL, soit la TH et la TF, ont été considérés comme forfaitaires, le CMFP spécifique aux PO finançant les APUL est égal à 1 en l'absence d'effets de revenu. Par ailleurs, le CMFP spécifique aux PO finançant les ASSO diminue de **1,20** à **1,11**. Ce résultat découle du fait que, dans le cas d'une hausse des CS, les élasticités revenu n'interviennent que dans le calcul de l'impact négatif de cette hausse sur les recettes de la TVA et des DA. Enfin, le CMFP spécifique aux PO finançant l'Etat diminue de **1,24** à **1,20**. Comme les PO finançant l'Etat englobent la TVA et les DA ainsi que l'IR, l'évolution du CMFP spécifique aux PO finançant l'Etat dépend de l'évolution du CMFP spécifique à la TVA et aux DA et de l'évolution du CMFP spécifique à l'IR. Le CMFP spécifique à la TVA et aux DA augmente légèrement de **1,13** à **1,15**. Par contre, le CMFP spécifique à l'IR diminue sensiblement. Il passe de **1,42** dans le scénario central à **1,26** en l'absence d'effets de revenu.

6.2 Estimations du coût d’opportunité marginal des fonds publics spécifique à la taxe sur la valeur ajoutée et aux droits d’accises

Nous reportons et discutons ici les estimations des CMFP spécifiques à la TVA et aux DA sur les différents biens, ainsi que celle du CMFP spécifique à la TVA et aux DA dans leur ensemble. Dans le premier cas, on considère une hausse seule de l’un des taux de taxe tandis que dans le second cas on considère une hausse identique et simultanée de tous les taux de taxe. Afin de comparer ces estimations avec celles obtenues pour les autres PO, nous reportons systématiquement l’estimation du CMFP associé à l’IR dans son ensemble (obtenu suite à une hausse identique et simultanée de tous les taux marginaux de l’IR), celles des CMFP spécifiques aux différentes entités publiques (ETAT, ASSO et APUL), ainsi que celle du CMFP global pour l’ensemble des PO. Rappelons que dans le scénario central, les élasticités prix des biens taxés sont celles obtenues via l’estimation de notre modèle économétrique de la demande (voir section 4.3.4). L’élasticité prix directe de l’offre de travail est fixée à 0,15 et l’élasticité revenu de l’offre de travail est fixée à $-0,05$.³ Le tableau ci-dessous donne les estimations du CMFP obtenues dans le scénario central et détaille les CMFP spécifiques à la TVA et aux DA sur les différents biens.

3. Lorsque l’on réforme la fiscalité indirecte, l’élasticité de l’offre de travail au taux de salaire net ainsi que les élasticités revenu de la demande des biens taxés ne jouent aucun rôle dans le calcul des CMFP spécifiques à la TVA et aux DA.

Estimations du CMFP pour la fiscalité indirecte (TVA et DA)

<i>b</i>	Alim. 1	Alco. 2	Habi. 3	Ener. 4	Sant. 5	Lois. 6
Scénario central						
$CMFP_{TVA\&DA}$	1,15	2,02	1,18	1,22	1,00	1,01
$CMFP_{TVA\&DA} = 1,13$; $CMFP_{IR} = 1,42$						
$CMFP_{ETAT} = 1,24$; $CMFP_{ASSO} = 1,20$; $CMFP_{APUL} = 1,06$						
$CMFP_{PO} = 1,22$						

Le CMFP spécifique à la TVA et aux DA dans leur ensemble est estimé à **1,13**. D'un point de vue général, on peut tout de suite constater que la TVA et les DA se situent parmi les PO ayant le CMFP le plus faible. Ce résultat découle du fait que le taux de prélèvement de la TVA et des DA reste plus faible que celui de l'IR et des CS. En outre, le CMFP associé à l'IR dans son ensemble (**1,42**) est sensiblement plus fort. Ces deux estimations, **1,13** pour la TVA et les DA et **1,42** pour l'IR, génèrent un CMFP spécifique aux PO finançant l'Etat de **1,24**. Ainsi, en comparaison des autres entités publiques, le CMFP spécifique aux PO finançant l'Etat reste le plus élevé du fait qu'ils englobent l'IR.

Par ailleurs, on constate que les estimations des CMFP spécifiques à la TVA et aux DA diffèrent sensiblement selon les biens. Les taxes ayant le CMFP spécifique le plus faible sont celles touchant les produits et services de santé (**1,00**) et les loisirs et la restauration (**1,01**). Les taxes ayant le CMFP spécifique le plus fort sont celles touchant l'alcool (**2,02**), l'énergie et les transports (**1,22**) et l'habillement et les accessoires (**1,18**). On constate ainsi que le CMFP spécifique à une taxe est d'autant plus fort que le taux de taxe initial sur le bien est fort (comme l'alcool, avec $t_2 = 53,4\%$, l'énergie et les transports, avec $t_4 = 32,6\%$, ou encore l'habillement, avec $t_3 = 19,6\%$). Toutefois, lorsque l'on calcule le CMFP spécifique à la TVA et aux DA dans leur ensemble, les CMFP spécifiques aux taxes dont la part dans les recettes fiscales est relativement faible (comme l'alcool, avec $R_{TVA\&DA2}/R_{TVA\&DA} = 3\%$) ont un poids

relativement faible par rapport aux CMFP spécifiques aux taxes dont la part dans les recettes fiscales est relativement importante (comme l'énergie et les transports, avec $R_{TVA\&DA4}/R_{TVA\&DA} = 22\%$).

Bien évidemment, le CMFP est également sensible aux élasticités prix de la demande des biens taxés. On constate ainsi que les taxes frappant les biens dont l'élasticité prix directe marshallienne est plus forte (en valeur absolue) ont un CMFP spécifique plus fort. C'est notamment le cas de l'alcool, avec une élasticité prix directe $\epsilon_{22} = -2,08$, ou de l'habillement, avec une élasticité prix directe $\epsilon_{33} = -1,24$. Les effets prix croisés affectent également le CMFP, mais leur impact reste trop complexe pour être discuté. Nous procédons alors à une analyse de sensibilité en comparant notre scénario central avec différentes variantes.

6.2.1 Sensibilité des estimations aux élasticités prix croisées de la demande

Afin d'étudier la sensibilité du CMFP aux effets prix croisés, nous reportons les estimations obtenues lorsque toutes les élasticités prix croisées de la demande sont nulles.

Sensibilité du CMFP aux effets prix croisés

b	Alim. 1	Alco. 2	Habi. 3	Ener. 4	Sant. 5	Lois. 6
Scénario central						
$CMFP_{TVA\&DA\ b}$	1,15	2,02	1,18	1,22	1,00	1,01
CMFP_{TVA&DA} = 1,13						
CMFP_{ETAT} = 1,24						
CMFP_{PO} = 1,22						
Absence d'effets prix croisés ($\epsilon_{bk} = 0$)						
$CMFP_{TVA\&DA\ b}$	1,00	3,38	1,21	1,13	1,00	1,09
CMFP_{TVA&DA} = 1,09						
CMFP_{ETAT} = 1,21						
CMFP_{PO} = 1,21						

La valeur des élasticités prix croisées des biens n'a aucun impact sur les estimations des CMFP spécifiques aux autres PO que la TVA et les DA. En effet, seule une réforme de la TVA ou des DA affecte les prix des biens. On constate alors que la prise en compte des effets prix croisés affecte sensiblement les estimations des CMFP spécifiques à la TVA et aux DA sur les différents biens. Toutefois, l'impact sur le CMFP spécifique à la TVA et aux DA dans leur ensemble reste assez modéré. Il passe de **1,13** dans le scénario central à **1,09** en l'absence d'effets prix croisés. En fait, les effets prix croisés réduisent le CMFP spécifique à certaines taxes (sur l'alcool, l'habillement et les loisirs et la restauration) tandis qu'ils l'augmentent pour d'autres taxes (sur l'alimentation et l'énergie et les transports). Tout dépend des liens de substituabilité ou de complémentarité entre les biens. Par exemple, le CMFP spécifique aux taxes frappant l'alcool est de **2,02** dans le scénario central contre **3,38** en l'absence d'effets prix croisés, tandis que le CMFP spécifique aux taxes frappant l'alimentation est de **1,15** dans le scénario central contre **1,00** en l'absence d'effets prix croisés. Au final, l'impact

des effets prix croisés sur l'estimation du CMFP associé à la TVA et aux DA dans leur ensemble reste effectivement assez faible. Ainsi, le fait de capturer plus de distorsions n'implique pas forcément un accroissement du CMFP global, car les distorsions supplémentaires n'ont pas nécessairement un impact négatif sur les CMFP spécifiques (certains augmentent, mais d'autres peuvent aussi diminuer).

6.2.2 Sensibilité des estimations aux élasticités prix directes de la demande

Afin d'étudier la sensibilité du CMFP aux élasticités prix directes de la demande, nous reportons les estimations obtenues dans le cas d'une élasticité prix directe unitaire pour chaque bien taxé et en l'absence d'effets prix croisés. Nous reportons également les estimations obtenues lorsque l'élasticité prix directe de chaque bien devient plus forte. Les résultats sont résumés dans les tableaux suivants :

Sensibilité du CMFP aux effets prix directs

b	Alim. 1	Alco. 2	Habi. 3	Ener. 4	Sant. 5	Lois. 6
Scénario central						
$CMFP_{TVA\&DAb}$	1,15	2,02	1,18	1,22	1,00	1,01
$CMFP_{TVA\&DA} = 1,13$ $CMFP_{ETAT} = 1,24$ $CMFP_{PO} = 1,22$						
Elasticités prix directes unitaires et absence d'effets prix croisés ($\epsilon_{bb} = -1$ & $\epsilon_{bk} = 0$)						
$CMFP_{TVA\&DAb}$	1,04	1,49	1,16	1,30	1,01	1,11
$CMFP_{TVA\&DA} = 1,13$ $CMFP_{ETAT} = 1,24$ $CMFP_{PO} = 1,22$						

Lorsque l'élasticité prix directe de chaque bien devient unitaire, on ne constate aucun impact sur les estimations du CMFP spécifique à la TVA et aux DA dans leur ensemble. Ce résultat s'explique par le fait que, dans le scénario central, l'élasticité prix directe est supérieure (en valeur absolue) à l'unité pour certains biens et inférieur à l'unité pour d'autres. Comme précédemment, le CMFP spécifique à certaines taxes diminue, tandis qu'il augmente pour d'autres. Par exemple, le CMFP spécifique à la TVA et aux DA sur l'alcool passe de **2,02** dans le scénario centrale où l'élasticité prix directe vaut $-2,08$, à **1,49** lorsqu'elle devient unitaire. D'un autre côté, le CMFP spécifique à la TVA et aux DA sur l'énergie et les transports passe de **1,22** dans le scénario centrale où l'élasticité prix directe vaut $-0,66$, à **1,30** lorsqu'elle devient unitaire. Au final, les différents effets se compensent et le CMFP associé à la TVA et aux DA dans leur ensemble varie très faiblement.

Sensibilité du CMFP aux effets prix directs

b	Alim. 1	Alco. 2	Habi. 3	Ener. 4	Sant. 5	Lois. 6
-----	------------	------------	------------	------------	------------	------------

Scénario central

$CMFP_{TVA\&DAb}$	1,15	2,02	1,18	1,22	1,00	1,01
-------------------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------

CMFP_{TVA&DA} = 1,13

CMFP_{ETAT} = 1,24

CMFP_{PO} = 1,22

Elasticités prix directes fortes et absence d'effets prix croisés ($\epsilon_{bk} = 0$ & $\epsilon_{bb} = -2$)

$CMFP_{TVA\&DAb}$	1,10	3,09	1,43	1,91	1,05	1,28
-------------------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------

CMFP_{TVA&DA} = 1,33

CMFP_{ETAT} = 1,37

CMFP_{PO} = 1,28

Sans surprise, lorsque l'élasticité prix directe de chaque bien devient plus forte, le

CMFP spécifique à la TVA et aux DA dans leur ensemble le devient également. Il passe de **1,13** dans le scénario central, à **1,33** lorsque l'élasticité prix directe de chaque bien vaut -2 , puis **1,61** lorsqu'elle vaut -3 . De plus, les CMFP spécifiques à la TVA et aux DA augmentent très sensiblement pour certains biens. Par exemple, le CMFP spécifique à la TVA et aux DA sur l'énergie et les transports passe de **1,22** dans le scénario central, à **1,91** lorsque l'élasticité prix directe vaut -2 , puis **3,61** lorsqu'elle vaut -3 . De même, le CMFP spécifique à la TVA et aux DA sur l'alcool passe de **2,02** dans le scénario central, à **3,09** lorsque l'élasticité prix directe vaut -2 , puis tend vers l'infini lorsqu'elle vaut -3 , signifiant que l'on se trouverait dans la partie décroissante de la courbe de Laffer où une hausse du taux de taxe sur un bien réduit les recettes fiscales provenant de la taxation de ce bien. Au final, le CMFP spécifique aux PO finançant l'Etat passe de **1,24** dans le scénario central, à **1,37** lorsque l'élasticité prix directe de chaque bien vaut -2 , puis **1,52** lorsqu'elle vaut -3 . Comme les CMFP spécifiques aux autres PO ne sont pas affectés, l'impact sur le CMFP global pour l'ensemble des PO augmente plus modérément. Il passe de **1,22** dans le scénario central à **1,28** lorsque l'élasticité prix directe de chaque bien vaut -2 , puis **1,35** lorsqu'elle vaut -3 .

Sensibilité du CMFP aux effets prix directs

b	Alim. 1	Alco. 2	Habi. 3	Ener. 4	Sant. 5	Lois. 6
Scénario central						
$CMFP_{TVA\&DA\&b}$	1,15	2,02	1,18	1,22	1,00	1,01
$CMFP_{TVA\&DA} = 1,13$ $CMFP_{ETAT} = 1,24$ $CMFP_{PO} = 1,22$						
Elasticités prix directes très fortes et absence d'effets prix croisés ($\epsilon_{bk} = 0$ & $\epsilon_{bb} = -3$)						
$CMFP_{TVA\&DA\&b}$	1,18	∞	1,87	3,61	1,09	1,51
$CMFP_{TVA\&DA} = 1,61$ $CMFP_{ETAT} = 1,52$ $CMFP_{PO} = 1,35$						

6.3 Estimations du coût d'opportunité marginal des fonds publics spécifique à l'impôt sur le revenu

Nous reportons et discutons ici les estimations des CMFP spécifiques aux différents taux marginaux de l'IR, ainsi que celle du CMFP associé à l'IR dans son ensemble. Dans le premier cas, on considère une hausse seule de l'un des taux marginaux tandis que dans le second cas on considère une hausse identique et simultanée de tous les taux marginaux. Encore une fois, afin de comparer ces estimations avec celles obtenues pour les autres PO, nous reportons systématiquement l'estimation du CMFP associé aux autres PO. Rappelons aussi que dans le scénario central, les élasticités prix des biens taxés sont celles obtenues via l'estimation de notre modèle économétrique de la demande. L'élasticité prix directe de l'offre de travail est fixée à 0,15 et l'élasticité revenu

de l'offre de travail est fixée à $-0,05$.⁴ Le tableau ci-dessous donne les estimations du CMFP obtenues dans le scénario central et détaille les CMFP spécifiques aux différents taux marginaux de l'IR.

Estimations du CMFP pour l'IR						
	Tranches d'imposition					
k	1	2	3	4	5	6
Scénario central						
$CMFP_{IRk}$	1,10	1,53	2,35	3,82	6,08	∞
CMFP_{IR} = 1,42; CMFP_{TVA&DA} = 1,13 CMFP_{ETAT} = 1,24; CMFP_{ASSO} = 1,20; CMFP_{APUL} = 1,06 CMFP_{PO} = 1,22						

Comme nous l'avons souligné plus haut, le CMFP spécifique à l'IR dans son ensemble est relativement élevé (**1,42**). Parmi l'ensemble des PO, le CMFP associé à l'IR est en effet le plus fort. Il est en outre très supérieur au CMFP global pour l'ensemble des PO (**1,22**).

On constate que les CMFP spécifiques aux différents taux marginaux de l'IR sont très différents. Le CMFP spécifique le plus faible est obtenu pour une hausse du taux marginal de la tranche d'imposition la plus basse (**1,10**). Par opposition, lorsque l'on accroît le taux marginal de la dernière tranche d'imposition, le CMFP tend vers l'infini, indiquant que l'on se situerait dans la partie décroissante de la courbe de Laffer, où une hausse du taux marginal associé à la dernière tranche d'imposition diminue les recettes fiscales. D'une manière générale, on constate que le CMFP spécifique à un taux marginal de l'IR est d'autant plus fort que ce taux marginal est élevé. Soulignons aussi que le CMFP associé à l'IR est particulièrement fort du fait de la double imposition des revenus du travail (CS et IR) conduisant à des taux marginaux très élevés (le revenu net de l'IR est également net des CS).

4. Lorsque l'on réforme la fiscalité directe, les élasticités prix directes et croisées des biens taxés ne jouent aucun rôle dans le calcul du CMFP spécifique aux différents taux marginaux de l'IR.

6.3.1 Sensibilité des estimations aux élasticités prix et revenu de l'offre de travail

Comme le CMFP est très sensible aux élasticités prix et revenu de l'offre de travail, nous proposons d'autres spécifications. Ainsi nous comparons le scénario central, où l'élasticité de l'offre de travail par rapport au taux de salaire net est fixée à 0,15 et l'élasticité revenu de l'offre de travail est fixée à $-0,05$, avec les scénarios suivants : (i) l'élasticité de l'offre de travail par rapport au taux de salaire net est nulle et l'élasticité revenu de l'offre de travail est $-0,2$, (ii) l'élasticité de l'offre de travail par rapport au taux de salaire net est nulle et l'élasticité revenu de l'offre de travail est $-0,1$, (iv) l'élasticité de l'offre de travail par rapport au taux de salaire net est 0,3 et l'élasticité revenu de l'offre de travail est nulle, et enfin (v) l'élasticité de l'offre de travail par rapport au taux de salaire net est 0,5 et l'élasticité revenu de l'offre de travail est nulle. Les résultats sont résumés dans les tableaux ci-dessous.

Sensibilité du CMFP aux élasticités de l'offre de travail

k	Tranches d'imposition					
	1	2	3	4	5	6
Scénario central						
$CMFP_{IRk}$	1,10	1,53	2,35	3,82	6,08	∞
CMFP_{IR} = 1,42; CMFP_{TVA&DA} = 1,13 CMFP_{ETAT} = 1,24; CMFP_{ASSO} = 1,20; CMFP_{APUL} = 1,06 CMFP_{PO} = 1,22						
(i) Elasticité prix nulle et élasticité revenu forte ($\eta_w = 0$ & $\eta_I = -0,2$)						
$CMFP_{IRk}$	0,99	1,20	1,42	1,81	2,37	22,17
CMFP_{IR} = 1,16; CMFP_{TVA&DA} = 1,06 CMFP_{ETAT} = 1,10; CMFP_{ASSO} = 1,08; CMFP_{APUL} = 1,02 CMFP_{PO} = 1,09						

Sensibilité du CMFP aux élasticités de l'offre de travail

k	Tranches d'imposition					
	1	2	3	4	5	6
Scénario central						
$CMFP_{IRk}$	1,10	1,53	2,35	3,82	6,08	∞
CMFP_{IR} = 1,42; CMFP_{TVA&DA} = 1,13 CMFP_{ETAT} = 1,24; CMFP_{ASSO} = 1,20; CMFP_{APUL} = 1,06 CMFP_{PO} = 1,22						
(ii) Elasticité prix directe nulle et élasticité revenu assez forte ($\eta_w = 0$ & $\eta_I = -0,1$)						
$CMFP_{IRk}$	1,03	1,14	1,23	1,36	1,49	2,11
CMFP_{IR} = 1,12; CMFP_{TVA&DA} = 1,10 CMFP_{ETAT} = 1,11; CMFP_{ASSO} = 1,08; CMFP_{APUL} = 1,04 CMFP_{PO} = 1,09						

Sans surprise, on constate que les élasticités de l'offre de travail ont un impact très net sur les estimations du CMFP spécifique à l'IR dans son ensemble. Il chute sensiblement lorsque l'élasticité prix de l'offre de travail est nulle et l'élasticité revenu de l'offre de travail est forte (en valeur absolue). Le CMFP spécifique à l'IR dans son ensemble passe de **1,42** dans le scénario central où les élasticité prix directe et revenu de l'offre de travail valent respectivement 0,15 et $-0,05$, à **1,16** lorsque ces élasticités valent 0 et $-0,1$, puis à **1,12** lorsqu'elles valent 0 et $-0,2$. Comme nous l'avons souligné plus haut, on constate également que le CMFP associé à la TVA et aux DA dans leur ensemble diminue avec l'élasticité revenu de l'offre de travail. Il passe notamment de **1,13** dans le scénario central où l'élasticité revenu vaut $-0,05$, à **1,06** lorsqu'elle vaut $-0,2$. Ainsi, le CMFP spécifique aux PO finançant l'Etat est nettement plus faible lorsque l'élasticité prix de l'offre de travail est nulle et l'élasticité revenu est forte (en valeur absolue). Il passe de **1,24** dans le scénario central, à **1,10** lorsque les élasticités

prix directe et revenu de l'offre de travail valent respectivement 0 et $-0,2$. Il en va de même pour le CMFP spécifique aux CS alimentant les caisses des ASSO qui passe de **1,20** à **1,08**, ainsi que pour le CMFP global qui passe de **1,22** à **1,09**.

Sensibilité du CMFP aux élasticités de l'offre de travail

	Tranches d'imposition					
k	1	2	3	4	5	6
Scénario central						
$CMFP_{IRk}$	1,10	1,53	2,35	3,82	6,08	∞
CMFP_{IR} = 1,42; CMFP_{TVA&DA} = 1,13 CMFP_{ETAT} = 1,24; CMFP_{ASSO} = 1,20; CMFP_{APUL} = 1,06 CMFP_{PO} = 1,22						
(iv) Elasticité prix forte et élasticité revenu nulle ($\eta_w = 0,3$ & $\eta_I = 0$)						
$CMFP_{IRk}$	1,18	2,32	25,30	∞	∞	∞
CMFP_{IR} = 1,96; CMFP_{TVA&DA} = 1,15 CMFP_{ETAT} = 1,40; CMFP_{ASSO} = 1,36; CMFP_{APUL} = 1,07 CMFP_{PO} = 1,38						

Sensibilité du CMFP à l'élasticité revenu de l'offre de travail

	Tranches d'imposition					
k	1	2	3	4	5	6
Scénario central						
$CMFP_{IRk}$	1,10	1,53	2,35	3,82	6,08	∞
	CMFP_{IR} = 1,42; CMFP_{TVA&DA} = 1,13 CMFP_{ETAT} = 1,24; CMFP_{ASSO} = 1,20; CMFP_{APUL} = 1,06 CMFP_{PO} = 1,22					
(v) Elasticité prix très forte et élasticité revenu nulle ($\eta_w = 0,5$ & $\eta_I = 0$)						
$CMFP_{IRk}$	1,26	9,95	∞	∞	∞	∞
	CMFP_{IR} = 4,25; CMFP_{TVA&DA} = 1,15 CMFP_{ETAT} = 1,67; CMFP_{ASSO} = 1,65; CMFP_{APUL} = 1,07 CMFP_{PO} = 1,66					

A l'inverse, lorsque l'élasticité prix directe de l'offre de travail devient forte, le CMFP spécifique à l'IR augmente sensiblement. Il passe de **1,42** dans le scénario central où l'élasticité prix directe de l'offre de travail vaut 0,15, à **1,96** lorsqu'elle vaut 0,3, puis à **4,25** lorsqu'elle vaut 0,5. En outre, pour des valeurs élevées de l'élasticité prix directe de l'offre de travail, le CMFP spécifique aux taux marginaux associés aux tranches d'imposition les plus hautes tend vers l'infini, signifiant encore une fois que l'on se situerait dans la partie décroissante de la courbe de Laffer pour l'IR frappant les plus hauts revenus. Ainsi, le CMFP spécifique aux PO alimentant les caisses de l'Etat est nettement plus fort lorsque l'élasticité prix de l'offre de travail est élevée. Il passe de **1,24** dans le scénario central où l'élasticité prix directe de l'offre de travail vaut 0,15, à **1,40** lorsqu'elle vaut 0,3, puis à **1,67** lorsqu'elle vaut 0,5. Il en va de même pour le CMFP spécifique aux CS finançant les ASSO qui passe de **1,20** à **1,36**, puis à **1,65**, ainsi que pour le CMFP global qui passe de **1,22** à **1,38**, puis à **1,66**.

6.4 Résumé des estimations

Nos estimations conduisent à situer le CMFP global pour l'ensemble des PO aux alentours de **1,22** pour l'économie française. Cette valeur est consistante avec les résultats obtenus dans Beaud (2008, 2011) et correspond à la valeur retenue autrefois par le Commissariat Général du Plan (sixième Plan, 1975). Cependant, cette estimation globale ne reflète pas la grande hétérogénéité des estimations des CMFP spécifiques aux différents instruments fiscaux. D'une manière générale, le CMFP spécifique à la TVA et aux DA (**1,13**) est plus faible que le CMFP spécifique à l'IR (**1,42**) et le CMFP spécifique aux CS (**1,20**). Fondamentalement, la raison est que la fiscalité indirecte frappe des assiettes plus larges à des taux plus faibles que la fiscalité directe. Lorsque l'on réforme la fiscalité indirecte, les estimations des CMFP spécifiques les plus faibles sont obtenues pour une hausse des taxes sur les biens et services de santé (**1,00**) et les loisirs et la restauration (**1,01**), tandis que les estimations les plus fortes sont obtenues pour une hausse des taxes sur l'alcool (**2,02**) ou l'énergie et les transports (**1,22**). Lorsque l'on réforme la fiscalité directe, le CMFP spécifique le plus faible est obtenu pour une hausse du taux marginal de la tranche d'imposition la plus basse (**1,10**), puis augmente dès lors qu'on accroît le taux marginal d'une tranche d'imposition plus élevée. En outre, le CMFP spécifique au taux marginal associé à la tranche d'imposition la plus haute tend vers l'infini (signifiant que l'on se situerait dans la partie décroissante de la courbe de Laffer pour l'IR frappant les plus hauts revenus). Enfin, lorsque l'on calcule les CMFP spécifiques aux différentes entités publiques réceptrices des fonds publics (Etat, ASSO et APUL), on constate que le CMFP spécifique aux PO alimentant les caisses de l'Etat (**1,24**) est le plus fort du fait du CMFP élevé pour l'IR. Il est en outre légèrement supérieur au CMFP global pour l'ensemble des PO (**1,22**) ainsi qu'au CMFP spécifique aux ASSO (**1,20**), et reste très supérieur au CMFP spécifique aux APUL (**1,06**).

Annexe A

Estimation du système de demande

A.1 Spécification du système de demande

A.1.1 Propriétés d'un système de demande et choix d'une forme fonctionnelle

Un système de demande est défini par un système d'équations – chacune correspondante à un bien – qui décrivent l'effet sur la quantité consommée par les ménages en fonction du système de prix auquel ils sont confrontés et de leur budget.

Le coefficient budgétaire du bien b est noté w_b et est donné par $w_b = q_b x_b / m$. Comme il est d'usage en théorie de la demande, nous considérons m étant le budget tel que $m = \sum_b q_b x_b$ à distinguer du revenu *stricto sensu*. Dans notre cas, un système de demande sous sa forme générale $f(\cdot)$ s'écrit :

$$w_b = f(\mathbf{q}, m) \forall b \in \{1..B\}$$

La spécification d'un système de demande est le choix d'une forme fonctionnelle pour ces équations. Il s'agit en réalité d'un point délicat puisque c'est en spécifiant le système de demande que nous lui injectons les propriétés souhaitées. Les propriétés fondamentales que nous exposons ici sont l'intégrabilité, la flexibilité et le rang de la courbe d'Engel sous-jacente.

Tout d'abord, un système de demande doit être intégrable, cohérent avec la théorie micro-économique, plus précisément les axiomes de préférences révélées documentés par Samuelson. Le modèle *Linear Expenditure System* (LES) de Stone (1954) est la première spécification en ce sens. En définitive, un système de demande est dit intégrable s'il résulte de la maximisation de la fonction d'utilité des consommateurs disposant des propriétés usuelles en théorie de la demande. Pour cela, sa spécification doit vérifier les contraintes suivantes :

-
- Additivité ou non-satiété telle que le ménage consomme tout son budget. Formellement, nous aurons :

$$\sum_b x_b = m \Leftrightarrow \sum_b w_b = 1$$

- Homogénéité. Plus précisément, f sera homogène de degré zéro en \mathbf{q} et en m . Cette hypothèse est également qualifiée d’absence d’illusion monétaire. En d’autres termes, multiplier le système de prix et le budget total par un même scalaire n’aura aucun effet sur la demande.
- Négativité. L’effet substitution relatif au bien i suite à l’augmentation du prix de ce bien doit être négatif.
- *Symétrie*. Le rapport de substituabilité entre deux biens est le même dans les deux sens. L’effet de substitution relatif au bien i suite à l’augmentation du prix du bien j est le même que l’effet de substitution relatif au bien j suite à l’augmentation du prix du bien i .

Ainsi, pour pouvoir implémenter les deux dernières conditions et avoir de meilleures interprétations, nous souhaitons distinguer l’effet substituabilité de l’effet revenu. Pour pouvoir “purifier”¹ ces effets revenus lors de la spécification du système de demande, il faut accompagner les variations des prix par une variation du budget telle que le niveau d’utilité reste constant.

Une spécification du système de demande est dite flexible au sens de Diewert (1971), si grâce à une paramétrisation adéquate, la différenciation de sa fonction de dépense au premier et au second ordre par rapport à ses arguments correspond à n’importe quelle fonction de dépense arbitraire². Le modèle *Almost Ideal Demand System* (AIDS) proposé par Deaton & Muellbauer (1980) combine la flexibilité du modèle Translog proposé par Christensen, Jorgenson & Lau (1975) et du modèle de Rotterdam proposé par Theil (1965). Ainsi que la spécification AIDS est devenue une référence en matière d’estimation de la demande, cette dernière offre une explication très satisfaisante du comportement des consommateurs³.

La courbe d’Engel est la relation entre la part budgétaire et le revenu. Le rang de la courbe d’Engel est “*la dimension de l’espace vectoriel décrit par les dépenses lorsque le budget varie*” selon Robin (1999). Le modèle Linear Expenditure System (LES) est

1. Selon la terminologie de Robin (1999).

2. En réalité, la flexibilité peut concerner la fonction d’utilité ou la fonction d’utilité indirecte, voir Diewert (1974) pour une revue de littérature sur les formes fonctionnelles flexibles.

3. “[NDLA : AIDS] is to be regarded as a fully satisfactory explanation of consumers’ behavior.” Deaton & Muellbauer (1980)

de rang 1, le modèle AIDS est de rang 2 puisqu'il fait intervenir une linéarité entre le logarithme du revenu et la part budgétaire. Ainsi, plus le modèle admet une courbe d'Engel importante, plus il admet des changements de pente, ce qui permet de mieux épouser les données.

C'est pourquoi Bank, Blundell & Lewbel (1997) proposent la spécification *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QAIDS) qui introduit le carré du logarithme du budget, compatible avec une courbe d'Engel de rang 3. Ces auteurs suggèrent aussi qu'empiriquement cette généralisation est nécessaire, d'autant plus, comme le souligne Lewbel (1997) dans la plupart des bases de données, la variation des prix est réduite par rapport à la variation du budget. Une spécification adéquate de la courbe d'Engel est par conséquent primordiale. Ces deux derniers points sont bien vérifiés dans notre cas.

A.1.2 Spécification QAIDS

Dans le cadre d'une spécification QAIDS proposée par Bank, Blundell & Lewbel (1997), les parts budgétaires $w_b \forall b \in 1...B$ dépendent du système de prix $\mathbf{q} \in \{q_1...q_B\}$, du budget m et son carré :

$$w_b = \alpha_b + \sum_j \gamma_{bj} \ln q_j + \beta_b \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{q})} \right] + \frac{\lambda_b}{b(\mathbf{q})} \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{q})} \right]^2$$

Avec :

$$\ln a(\mathbf{q}) = \alpha_0 + \sum_b \alpha_b \ln q_b + \frac{1}{2} \sum_b \sum_j \gamma_{bj} \ln q_b \ln q_j$$

Et :

$$b(\mathbf{q}) = \prod_b \ln q_b^{\beta_b}$$

Avec $\alpha_b; \beta_b; \gamma_{b1}... \gamma_{bj}... \gamma_{bB}; \lambda_b$ les $(1 + 1 + B + 1)$ paramètres⁴ à estimer par équation, donc au nombre de $(B + B + B^2 + B)$ pour tout le système. Avec α_0 un paramètre décrit par Deaton et Muellbauer comme "substance minimale", très difficile à estimer et interpréter comme le budget minimal.

Pour que le système soit intégrable, il doit satisfaire les conditions d'additivité, d'homogénéité et de symétrie :

$$\sum_b \alpha_b = 1 \quad \sum_b \beta_b = 0 \quad \sum_b \gamma_{bj} = 0 \quad \sum_b \lambda_b = 0 \quad (\text{ADD})$$

4. Nous qualifierons l'ensemble des paramètres θ et l'ensemble des variables x lorsque nous souhaiterons évoquer ce système de manière compacte.

$$\sum_j \gamma_{bj} = 0 \quad (\text{HOM})$$

$$\gamma_{bj} = \gamma_{jb} \quad (\text{SYM})$$

Une fois les paramètres du système de demande estimés, nous retrouvons les élasticités revenu ε_{bI} , prix non compensés ε_{bj} et prix compensés ε_{bj}^c de la demande comme Banks, Blundell & Lewbel (1997) qui utilisent les formules intermédiaires :

$$u_b = \frac{\partial w_b}{\partial \ln m} = \beta_b + \frac{2\lambda_l}{b(\mathbf{q})} \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{q})} \right]$$

et

$$u_{bj} = \frac{\partial w_b}{\partial \ln q_j} = \gamma_{bj} - u_b \left[\alpha_j + \sum_k \gamma_{jk} \ln q_k \right] - \frac{\lambda_b \beta_j}{b(\mathbf{q})} \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{q})} \right]^2$$

Avec Δ_{bj} le delta de Kronecker $\Delta_{bj} = 1$ si $b = j$ et $\Delta_{bj} = 0$ sinon. Ainsi, on a :

$$\varepsilon_{bI} = u_b/w_b + 1$$

$$\varepsilon_{bj} = u_{bj}/w_b - \Delta_{bj}$$

et

$$\varepsilon_{bj}^c = \varepsilon_{bj} + \varepsilon_{bI} \cdot w_j = \gamma_{bj}/w_j - \Delta_{bj}$$

A.1.3 Variables socio-démographiques

Au-delà des prix et du budget, il s'est avéré nécessaire d'inclure des variables démographiques telles que le nombre d'enfants (et son carré pour admettre une forme quadratique via un polynôme d'ordre deux⁵), le nombre d'adultes, l'âge ou encore l'éducation qui affectent les décisions des agents en termes de consommation.

Nous optons pour une introduction des effets démographiques sous forme de "translation" selon la terminologie de Polak et Wales (1982). Polak & Wales (1982) montrent que cette procédure n'affecte pas l'intégrabilité du système de demandes pour des paramètres estimés proche de zéro. Ainsi, le système modifié prend la forme suivante :

5. Dans le modèle $Y = \beta_1 X + \beta_2 X^2$, nous avons $\frac{\partial Y}{\partial X} = \beta_1 + 2\beta_2 X$. L'effet de X sur Y est non linéaire. La concavité ou la convexité dépend du signe de β_2 (plus précisément de la dérivée seconde). Cette spécification est utile pour modéliser l'effet de la taille du ménage et plus précisément du nombre d'enfants sur la consommation.

$$\alpha_b^d = \alpha_b + \sum_d z_d Z_d$$

En d'autres termes, nous modifions le plan de régression en considérant la nouvelle constante pour chaque bien α_b^d incluant les D effets indicés d démographiques : les variables Z_d et leurs paramètres associés z_d . En définitive, l'esprit de la méthode de Polak & Wales (1982) consiste à supposer que les variables sociodémographiques affectent la constante de chaque équation, soit le niveau de consommation indépendant des prix et du budget.

Bien évidemment, cette nouvelle réécriture de la constante se retrouve dans l'expression de $a(\mathbf{q})$ puisque :

$$\ln a(\mathbf{q}) = \alpha_0 + \sum_b \alpha_b^d \ln q_b + \frac{1}{2} \sum_b \gamma_{bj} \ln q_b \ln q_j$$

En définitive, nous retrouvons $D \times B$ paramètres supplémentaires à estimer.

A.1.4 Problème du zéro et biais de sélection

Le problème du zéro est fréquent dans les données à échelle individuelle comme l'enquête BDF 2005/2006. Ce problème se manifeste lorsque plusieurs individus reportent la valeur 0 comme montant de consommation pour un ou plusieurs types de biens. Deux explications sont possibles pour un tel comportement :

- Une consommation nulle pour un bien peut apparaître comme une solution au problème micro-économique du consommateur étant donné ses préférences ou le système de prix.
- Une consommation nulle pour un bien peut apparaître dès lors que l'individu n'a pas acheté ce bien au moment de l'enquête, parce qu'il s'agit d'un bien stockable, durable ou à caractère saisonnier.

Quelle que soit l'explication effective, cette non-consommation est liée aux caractéristiques démographiques des ménages. Par exemple, nous avons de bonnes raisons de penser que l'effet stock serait plus fort chez les ménages âgés, ou encore que le fait de fumer ou non serait lié au diplôme.

Les méthodes de correction du biais de sélection reposent sur l'intégration de l'effet de ces caractéristiques démographiques dans l'estimation du système de demande. Tout d'abord, nous décrivons la démarche dans le cas d'une seule équation (i.e., un seul bien) puis nous aborderons le cas multivarié plus adapté à un système de demande tel que le nôtre.

Dans le cas d'une seule équation, le problème se formalise sous la forme d'un Tobit Type II selon la classification des modèles de censure d'Amemiya (1985). Il s'agit de distinguer équation de résultat (expliquant le niveau de consommation dans notre application) et équation de sélection (expliquant la participation ou pas dans le marché). Notons en particulier qu'il s'agit d'un modèle plus général que le Tobit Type I, proposé originellement par Tobin (1958).⁶ Ainsi, nous avons

$$w_b^* = x'\theta + \epsilon_b$$

et

$$d_b^* = z'\eta + \nu_b$$

avec :

$$d_b \begin{cases} = 1 & \text{si } w_b > 0 \\ = 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

et

$$w_b = d_b w_b^*$$

où d_b^* et w_b^* représentent respectivement les variables latentes de résultat et de sélection, w_b et d_b sont leurs contreparties observées, x et z sont des variables expliquant respectivement le résultat et la sélection, θ et η étant leurs paramètres respectifs⁷. Le vecteur d'erreurs qui en résulte est supposé distribué selon une loi normale bivariee :

$$\begin{pmatrix} \nu \\ \epsilon \end{pmatrix} \sim Nid \left[0; \begin{pmatrix} \sigma_\epsilon^2 & \sigma_{\nu,\epsilon} \\ \sigma_{\nu,\epsilon} & \sigma_\nu^2 \end{pmatrix} \right]$$

Avec σ_ϵ^2 et σ_ν^2 la variance des erreurs de l'équation de résultat et de sélection, $\sigma_{\nu,\epsilon}$ la covariance des erreurs de l'équation de résultat et de sélection.

Pour estimer ce système, il suffit de maximiser une fonction de vraisemblance dont l'allure est assez similaire à celle proposée originellement par Tobin (1958). Remarquons qu'il existe des observations (ménages) pour lesquelles $w = 0$ et $w > 0$, avec \prod_0 et \prod_1 respectivement le produit pour les observations où $w = 0$ et $w > 0$, $f(w|d^* > 0)$ la densité de w conditionnellement à $d^* > 0$ et $Pr(\cdot)$ l'opérateur de probabilité. La fonction de vraisemblance est de la forme :

$$L = \prod_0 \Pr(d^* \leq 0) \prod_1 f(w|d^* > 0) \Pr(d^* > 0)$$

6. Pour lequel les déterminants des deux processus (sélection et résultat) sont confondus.

7. Dans un Tobit type I, il suffit de poser $w^* = d^*$, $x'\theta = z'\eta$ et $\sigma_\nu^2 = \sigma_\epsilon^2 = \sigma_{\nu,\epsilon}$.

Cependant, cette maximisation peut s'avérer onéreuse et instable. Dès lors, la double régression de Heckman (1979) – qualifiée aussi de “Heckit” ou de régression augmentée de Heckman – peut s'avérer la bienvenue dans notre contexte.

Le point de départ consiste à remarquer que pour les observations où la règle de sélection est vérifiée à savoir $d^* > 0$ nous avons :

$$E[w^* | x, d^* > 0] = E[x^* > 0] = E[\epsilon | \nu > z'\eta]$$

Dans le cas où l'échantillon est tiré aléatoirement, l'espérance de ϵ conditionnellement à ν est nulle. Mais dans le cas général qui nous intéresse ici, il semble évident que des moindres carrés ordinaires sont biaisés. Étant donné la distribution binormale des erreurs et en utilisant les propriétés de la loi normale tronquée, nous pouvons écrire :

$$E[\epsilon | \nu > z'\eta] = \sigma_{\nu, \epsilon} \sigma_{\nu}^{-2} Mil(z'\eta)$$

Avec $Mil(z'\eta)$ plus connu sous le nom de l'inverse du ratio de Mills :

$$Mil(z'\eta) = \frac{\phi(z'\eta)}{\Phi(z'\eta)}$$

Calculé à partir de $\phi(z'\eta)$ et $\Phi(z'\eta)$, respectivement la densité et la cumulative évaluées au point $z'\eta$. En conséquence, il suffit d'estimer l'équation de résultat où $d^* > 0$ augmentée du régresseur supplémentaire :

$$w_{th} = x'\theta + \theta_{Mil} Milh(z'\eta) + \xi$$

En résumé :

- 1 Estimer $\hat{\eta}$ avec un probit sur l'équation de sélection à partir de l'échantillon et calculer les inverses du ratio de Mills \hat{Mil} .
- 2 Estimer $\hat{\theta}$ et $\hat{\theta}_{Mil}$ en appliquant les Moindres Carrés Ordinaires sur l'équation de résultat à partir du sous-échantillon sélectionné.

Cette méthode fournit aussi bien une correction de la sélection qu'un test de cette dernière via le test de Student associé au paramètre θ_{Mil} .

Néanmoins, malgré la convergence de l'estimateur obtenu, il faut souligner que cette estimation en deux étapes pose un problème d'efficacité. Notons que nous avons supposé l'inverse du ratio de Mills connu et nous l'avons traité comme n'importe quel autre régresseur. Rappelons également que ce dernier est calculé pour toutes les observations à partir du même $\hat{\eta}$ sans tenir compte de sa variation. Ce problème est assez bien documenté dans Heckman (1979). La correction de cette source d'inefficacité est peu

pratique et peut aboutir à une matrice de variances covariances non définie positive comme le soulignent Davidson & McKinnon (2001). Selon ces derniers :

“Bien que la méthode en deux étapes pour traiter la sélection d'échantillon soit largement utilisée, notre recommandation serait d'utiliser la régression (NDLA : augmentée) seulement comme procédure pour tester l'hypothèse nulle d'absence de biais de sélection. Quand cette hypothèse nulle est rejetée, nous préfererons probablement utiliser l'estimation ML (NDLA : Maximum de Vraisemblance) . . . plutôt que la méthode en deux étapes, à moins que son calcul ne soit prohibitif.”

Examinons le cas de plusieurs équations en considérant une paire d'équations (une équation de sélection et une équation de résultat) par bien, conformément au cadre Tobit Type II :

$$w_b^* = x' \theta + \epsilon_b, \forall b \in \{1..b..B\}$$

et

$$d_b^* = z' \eta + \nu_b \forall b \in \{1..b..B\}$$

avec :

$$d_b \begin{cases} = 1 & \text{si } w_b > 0 \\ = 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \forall b \in \{1..b..B\}$$

et

$$w_b = d_b w_b^*$$

Cette fois, les vecteurs d'erreurs qui en résultent suivent une loi normale à $2B$ dimensions :

$$\begin{pmatrix} \nu \\ \epsilon \end{pmatrix} \sim Nid \left[0; \begin{pmatrix} \Sigma_\epsilon & \Sigma_{\nu,\epsilon} \\ \Sigma_{\nu,\epsilon} & \Sigma_\nu \end{pmatrix} \right]$$

Avec Σ_ϵ la matrice de variance-covariance des erreurs des équations de résultats, Σ_ν la matrice de variance-covariance des erreurs des équations de résultats et $\Sigma_{\epsilon,\nu}$ la matrice des covariances des erreurs des équations de résultats et de résultat. À titre d'illustration, développons ces matrices dans le cas simplifié où $B = 2$:

$$\Sigma_\epsilon = \begin{pmatrix} \sigma_{\epsilon,1}^2 & \sigma_{\epsilon,12} \\ \sigma_{\epsilon,12} & \sigma_{\epsilon,2}^2 \end{pmatrix}, \Sigma_\nu = \begin{pmatrix} \sigma_{\nu,1}^2 & \sigma_{\nu,12} \\ \sigma_{\nu,12} & \sigma_{\nu,2}^2 \end{pmatrix}, \Sigma_{\epsilon\nu} = \begin{pmatrix} \sigma_{\epsilon1,\nu1} & \sigma_{\epsilon1,\nu2} \\ \sigma_{\epsilon1,\nu1} & \sigma_{\epsilon2,\nu2} \end{pmatrix}$$

Dans le cas multivarié, Tauchman (2010) propose une méthode similaire à Heckman (1979) en utilisant les propriétés de la loi normale multivariée tronquée. Le système

d'équations augmenté de l'inverse du ratio de Mills multivarié prend la forme suivante :

$$w_b = x'_{j=1}{}^B \theta_{Mil,bj} \psi_j \phi(z' \eta_j) \frac{\Phi^{B-1}(A_j, R_j)}{\Phi^B(.)}$$

Avec $\theta_{Mil,bj}$ le paramètre associé au ratio de Mills multivarié estimé pour l'équation de sélection du bien j introduit dans l'équation de résultat du bien i . Remarquons que la correction de la sélection d'un bien intervient dans l'équation de sélection de tous les biens.

–

- ϕ_b la variable de sélection recodée tel que $2d_b - 1$. En définitive :
 - sélection $\Rightarrow d = 1 \Rightarrow \phi = 1$
 - non sélection $\Rightarrow d = 0 \Rightarrow \phi = -1$
 - Φ^k est la fonction de distribution cumulative d'une loi normale à k -dimensions.
 - Plus particulièrement, $\Phi^B(.)$ au dénominateur représente la probabilité jointe de la configuration de sélection tel que $Pr(d)$.
 - A au numérateur est un vecteur de taille $B - 1$ d'éléments $\psi_b(z'_b \alpha - \sigma_b^{\nu\nu} z'^{\nu\nu})^2)^{1/2}$ où $b = 1, \dots, B$ avec $b \neq j$.
 - R est une matrice définie par $\Psi \Xi \Psi$
 - Ξ est une matrice de corrélations partiels $Cor(\nu|d)$
 - Ψ une matrice diagonale d'éléments ψ
- Ainsi, exprimé de manière compacte :

$$w_b = x'_{j=1}{}^B \theta_{Mil,lj} * Mil_j$$

La grande difficulté concernant cette correction de Mills multivariée est l'évaluation d'intégrales multiples nécessaires pour l'évaluation des fonctions de distribution cumulatives dans l'estimation de η et $\Sigma_{\nu\nu}$ simultanément dans le cadre d'un probit multivarié. Aucune solution fermée n'existe pour ce type de problème, nous nous retournons vers les méthodes d'évaluation numériques basées sur la méthode de Monte-Carlo. Ces méthodes sont documentées par Train (2003), et plus précisément par Cappellari & Jenkins (2007) dans le cadre de l'estimation de probit sur plusieurs équations simultanées.

Pour notre application, remarquons tout d'abord que la correction de la sélection n'est indispensable que pour trois biens (alcool, vêtements et santé) qui présentent des pourcentages de non consommation élevés.

En estimant le probit multivarié avec Cappellari & Jenkins (2007), nous obtenons :

TABLE A.1 – Pourcentage de sélection des biens.

Biens	% de sélection
Alim.	0,9951
Alco.	0,5869
Habi.	0,8815
Ener.	0,9955
Sant.	0,6501
Lois.	0,9688

Source : Calcul des auteurs à partir de l'enquête Budget Des Familles (2005/2006)

Il apparaît ainsi que les corrélations entre termes d'erreurs de sélection sont significatifs (il en est ainsi pour les covariances). Les paramètres du probit et les covariances entre termes d'erreurs nous permettent donc de calculer les corrections de Mills à introduire dans chaque équation comme Tauchmann (2010).

A.2 Estimation

En définitive, après avoir introduit les variables démographiques et les corrections du biais de sélection, le système à estimer s'écrit de la façon suivante :

$$w_b = \alpha_b^d + \sum_j \gamma_{bj} \ln q_j + \beta_l \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{q})} \right] + \frac{\lambda_l}{b(\mathbf{q})} \ln \left[\frac{m}{a(\mathbf{q})} \right]^2 + \sum_j \theta_{Mil,bj} Mil_j$$

avec :

$$\ln a(\mathbf{q}) = \alpha_0 + \sum_b \alpha_b^d \ln q_b + \frac{1}{2} \sum_b \gamma_{bj} \ln q_b \ln q_j$$

et

$$b(\mathbf{q}) = \prod_b \ln q_b^{\beta_b}$$

Avant d'aborder la stratégie économétrique, soulevons les points délicats de l'estimation d'un tel problème détaillés par Blundell (1988) :

- Les contraintes (ADD) et (HOM) imposent une combinaison linéaire parfaite des paramètres et il en résulte une colinéarité parfaite.
- Les paramètres apparaissent dans les équations de demande et dans les déflateurs qui apparaissent à leur tour dans les équations de demande d'une manière non linéaire. Nous sommes donc confrontés à un système récursif et non linéaire.
- Tel que nous l'avons défini, le budget est sujet à :

TABLE A.2 – Estimation du probit multivarié

	Alco.	Habi.	Sant.
Constante	-2.69***	-0.84***	-1.57***
Nombre d'enfants	-0.08**	0.39***	0.41***
Age	0.06***	0.03***	0.01**
Nombre d' adultes	0.68***	1.18***	0.93***
Nombre d'enfants au carré	-0.00	-0.06***	-0.07***
Age au carré	-0.00***	-0.00***	-0.00
Nombre d'adultes au carré	-0.10***	-0.17***	-0.15***
- PR Homme	0.13***	-0.37***	-0.21***
- PR Nationalité Française	0.41***	0.12*	0.28***
- PR Agriculteur/Indépendant	-0.16**	0.17	0.07
- PR Ouvrier / Employé	0.03	0.37***	0.11**
- PR Cadre	0.04	0.05	-0.03
- Paris	0.03	-0.06	0.02
- Commune Moins de 20k Habitants	0.02	0.19***	0.05
- Commune Moins de 100k Habitants	0.04	0.20***	0.02
- PR Baccalauréat	0.08**	0.16***	0.27***
- Logement Individuelle	0.21***	0.19**	0.06
- Logement Collective	0.09	0.17**	0.03
- Hiver	-0.01	0.02	-0.04
- Printemps	0.09**	0.13**	-0.02
- Été	0.09**	0.05	0.08**
Corrélation Erreur Sélection Alcool Vêtement	0.09***		
Corrélation Erreur Sélection Alcool Santé	0.04***		
Corrélation Erreur Sélection Vêtement Santé	0.23***		

Source : Calcul des auteurs à partir de l'enquête Budget Des Familles (2005/2006)

Significativité basée sur les écart-types robustes à l'hétéroscadasticité :

* Significatif à 10 %

** Significatif à 5 %

*** Significatif à 1 %

- Variable dichotomique , lire “ =1 si ... ”.

PR = Personne de Référence (dans l'enquête BDF 2005/2006)

- Endogénéité (puisqu'il intervient dans la construction des variables dépendantes)
- Erreurs de mesure (puisqu'il accumule les erreurs de mesure de chaque dépense)
- Les contraintes (SYM) sont de nature compliquée à imposer.

Bien que dans l'état actuel des méthodes d'estimation (à l'exception du premier point) et des moyens numériques peuvent prendre en compte directement les difficultés soulignées⁸, nous suivons Banks, Blundell & Lewbel (1997), Browning & Meghir (1991) et Blundell (1988) qui préconisent l'estimation en deux étapes dont une première itérative sans tenir compte de la symétrie, la deuxième étape imposant la symétrie via la méthode de l'estimateur de distance minimale.

8. Nous nous référons ici à Poi (2002, 2008, 2012) qui propose un package Stata pour implémenter une estimation directe du système d'équations. Cette méthode se révèle efficace pour des bases de données réduites avec une bonne variabilité des prix, comme nous rencontrons souvent (d'ailleurs c'est son illustration) en économie agricole.

A.2.1 Première étape : système conditionnellement linéaire itératif

L'additivité est imposée en estimant $B - 1$ équations et l'homogénéité est imposée en normalisant tous les prix par rapport au B^e , ce qui permet d'éliminer le B^e (dont le prix normalisé est zéro) de chaque équation. Les paramètres de celle-ci sont retrouvés en utilisant la méthode du Delta de Rao, sachant qu'il n'y a aucune incidence quant à l'équation à enlever. Il est important de noter qu'à ce stade, nous ne considérons pas la contrainte de symétrie.

La non-linéarité du système est examinée par Blundell & Robin (1999) qui proposent comment exploiter la linéarité conditionnelle du système, *i.e.* qui pour une valeur de paramètres donnée, le système devient linéaire. Il s'agit de l'esprit de la spécification type Linear Approximation (LA/AIDS ou LA/QAIDS) où cette linéarité conditionnelle est utilisée en approximant l'indice de prix $\ln a(\mathbf{q})$ par un indice de Stone. C'est ainsi que les auteurs introduisent et prouvent la convergence asymptotique de la procédure itérative suivante :

–

- 1 Initialisation : Approximer $\ln a(\mathbf{q})_1$ par l'indice de Stone avec et $b(\mathbf{q})_1$ à 1 .
- 2 Estimer les paramètres θ_1 et θ_{Mil} du système QAIDS sachant $\ln a(\mathbf{q})_1$ et $b(\mathbf{q})_1$.
- 3 Calculer $\ln a(\mathbf{q})_2$ et $b(\mathbf{q})_2$ avec les paramètres θ_1 .
- 4 réitérer 2 et 3 jusqu'à convergence des paramètres.

Browning & Meghir (1991) notent l'importance de cette méthodologie : “*To do this we could use conventional nonlinear methods, but we prefer a simpler iterative method that exploits the structure of the problem*”.

L'endogénéité et les erreurs de mesures du budget sont traitées en instrumentant ce dernier. Pour cela, la démarche la plus simple (et la plus appropriée dans notre système) est celle qualifiée de Durbin-Wu-Hausman (DWH) documenté dans le cas général par Davidson & MacKinnon (2003). Il s'agit de :

–

- Estimer (par MCO) le modèle expliquant le budget en fonction de variables sociodémographiques dont le revenu et son carré (important car il s'agit du meilleur instrument pour le budget).

$$m = z'\xi + res_{DWH}$$

- Introduire le résidu res_{DWH} de première étape comme variable supplémentaire dans chaque équation du système à estimer

Comme le soulignent Davidson & MacKinnon (2003), au même titre que la régression

augmentée de Heckman, cette régression augmentée permet à la fois d'instrumenter le budget et d'évaluer sa pertinence grâce au test de Student du paramètre associé à res_{DWH} de chaque équation. Cependant, comme pour la régression augmentée de Heckman, introduire une variable qui provient d'une autre estimation génère de l'hétéroscédasticité difficile voire impossible à éliminer.

Ainsi, dans notre application avec six biens, cette première étape consiste à estimer itérativement : $(5 + 5 + 5^2 + 5)$ paramètres liés aux prix, au budget et à son carré, (5×7) paramètres associés aux variables sociodémographiques, (3×5) paramètres associés aux corrections de Mills et (5) paramètres associés au résidu de DWH. Ce système est estimé itérativement en utilisant les moindres carrés quasi généralisés pour prendre en compte la corrélation entre les erreurs des équations de résultats ϵ à chaque étape, avec des écart-types robustes à l'hétéroscédasticité. Nous choisissons de réitérer le processus jusqu'à ce que la plus petite variation d'un paramètre soit inférieure à 5% (convergence obtenue après quatre itérations). Ainsi, nous obtenons :

TABLE A.3 – Estimation du système QAIDS, sans symétrie (dernière itération)

	Alim.	Alco.	Habi.	Ener.	Sant.
Constante	0.14***	0.01	0.13***	0.55***	0.18***
Ln Budget déflaté	0.05***	0.01**	0.01	-0.07***	-0.08***
Ln Budget déflaté au carré	-0.02***	-0.00**	0.01***	-0.00	0.01***
Ln prix Alimentaire	0.36***	0.01	-0.01	0.09	-0.08
Ln prix Alcool	-0.27***	-0.07***	0.19***	-0.25***	0.10**
Ln prix Vêtements	-0.06	0.02*	-0.06*	-0.09**	0.03
Ln prix Energie et Transports	-0.07**	0.00	0.02	0.06*	0.03
Ln prix Santé	-0.04	0.01	-0.00	-0.01	0.03
Age	0.00***	0.00***	-0.00***	0.00***	0.00***
Nombre d'adultes	0.05***	-0.00	-0.00	0.00	0.01***
Nombre d'enfants	0.04***	-0.01***	0.01*	-0.00	0.00
Nombre d'enfants au carré	-0.00***	0.00***	-0.00	0.00	-0.00*
- PR Homme	0.01*	0.01***	-0.03***	-0.00	-0.01**
- Zone Parisienne	-0.00	-0.00	-0.01***	0.00	0.00**
- Diplômé du baccalauréat	-0.02***	-0.01***	-0.01***	0.00	0.01***
Residus DWH	-0.00	-0.00	0.01	0.02***	0.03***
Mills Alcool	0.02***	0.03***	-0.01***	-0.01***	-0.01***
Mills Vêtements	-0.01***	0.00	0.07***	-0.05***	0.01**
Mills Santé	-0.01***	-0.00***	0.00	-0.03***	0.06***

Source : Calcul des auteurs à partir de l'enquête Budget Des Familles (2005/2006)

Significativité basée sur les écart-types robustes à l'hétéroscadasticité :

* Significatif à 10 %

** Significatif à 5 %

*** Significatif à 1 %

- Variable dichotomique , lire “ =1 si ... ”.

PR = Personne de Référence (dans l'enquête BDF 2005/2006)

Ainsi, les corrections de Mills sont significatives, ce qui suggère la nécessité de (i)

la correction de la sélection d'un bien dans l'équation de ce bien (ii) la nécessité de la sélection d'un bien dans l'équation de résultats des autres biens. Il en va de même pour les résidus DWH qui apparaissent nécessaires dans l'équation du bien énergie et transport et du bien santé.

Cependant, comme discuté auparavant, malgré l'utilisation d'écart-types robustes à l'hétéroscédasticité, l'introduction de variables provenant d'autres estimations introduit de l'inefficacité dans les estimations. Les écart-types et les significativités sont à prendre avec précaution.

A.2.2 Deuxième étape : Estimateur de distance minimale et symétrie

Une fois les paramètres sans contrainte de symétrie estimés, Banks Blundell & Lewbel (1997), Blundell (1988) et Browning & Meghir (1991) proposent de retrouver les paramètres avec contrainte de symétrie en utilisant l'estimateur de distance minimum. L'objectif est d'obtenir un nouvel ensemble d'estimateurs qui respectent la symétrie et dont la distance avec les estimateurs qui ne respectent pas la symétrie est minimisée.

En définitive, nous avons les paramètres θ_{NOSYM} dont $(B-1)^2$ paramètres liés aux prix, et nous souhaitons en obtenir θ_{SYM} dont $(B)(B-1)/2$ paramètres liés aux prix puisque avec la symétrie $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$.

Soit la matrice S tel que

$$\theta_{NOSYM} = S.\theta_{SYM}$$

La partition de S liée aux paramètres de prix est par exemple, dans le cas de deux biens :

$$\begin{pmatrix} \gamma_{11} \\ \gamma_{12} \\ \gamma_{21} \\ \gamma_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \gamma_{11} \\ \gamma_{12} \\ \gamma_{22} \end{pmatrix}$$

Les partitions correspondant aux autres paramètres sont des matrices identités diagonales puisque ce sont les mêmes dans θ_{NOSYM} et dans θ_{SYM} . Avec $\hat{\theta}_{NOSYM}$ et $\hat{\Sigma}_{NOSYM}$ les paramètres et leur matrice de variance-covariance estimée en première étape, l'estimateur θ_{SYM}^* optimal, est obtenu en résolvant le programme de minimisation suivant :

$$\min_{\theta_{SYM}} \chi_c^2 = (\hat{\theta}_{NOSYM} - S\theta_{SYM})' \widehat{\Sigma}_{NOSYM}^{-1} (\hat{\theta}_{NOSYM} - S\theta_{SYM})$$

La quantité χ_c^2 suit un χ^2 avec un degré de liberté égal au nombre de restrictions

$(L)(L-1)/2$, ce qui permet de tester la restriction imposée ($H0 =$ symétrie acceptée). La matrice de variance-covariance des estimateurs symétriques est obtenue :

$$\widehat{\Sigma}_{SYM} = (S' \widehat{\Sigma}_{NOSYM} S)^{-1}$$

Ainsi, à partir de l'estimation de première étape (en excluant les paramètres associés aux corrections de Mills et aux résidus de DWH), nous obtenons :

TABLE A.4 – Estimation du système QAIDS, avec symétrie imposée (distance minimale)

	Alim.	Alco.	Habi.	Ener.	Sant.
Constante	0,15 ***	0,01	0,14 ***	0,56 ***	0,18 ***
Budget déflaté	0,05 ***	0,01 **	0,00	-0,07 ***	-0,08 ***
Budget déflaté au carré	-0,02 ***	0,00 ***	0,01 ***	0,00	0,01 ***
Ln prix Alim.	0,15 **				
Ln prix Alco.	-0,04	-0,04 **			
Ln prix Habi.	-0,03	0,04 ***	-0,03		
Ln prix Ener.	-0,09 ***	0,00	-0,02	0,07 **	
Ln prix Santé	-0,02	0,01	0,02	0,01	0,03 *
Age	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***
Nombre d'adultes	0,05 ***	0,00	0,00	0,00	0,01 ***
Nombre d'enfants	0,04 ***	-0,01 ***	0,01 **	0,00	0,00 *
Nombre d'enfants au carré	0,00 ***	0,00 ***	0,00	0,00	0,00 *
PR Homme	0,01 **	0,01 ***	-0,03 ***	0,00	-0,01 ***
Zone Parisienne	0,00	0,00	-0,01 ***	0,00	0,00 **
Diplomé du baccalauréat	-0,02	-0,01	-0,01 **	0,00	0,01 ***

Source : Calcul des auteurs à partir de l'enquête Budget Des Familles (2005/2006)

Significativité basée sur les écart-types classiques :

* Significatif à 10 %

** Significatif à 5 %

*** Significatif à 1 %

- Variable dichotomique , lire “ =1 si ... ”.

PR = Personne de Référence (dans l'enquête BDF 2005/2006)

La statistique χ_c^2 minimisée est égale à 97,94. Etant donné le nombre de restrictions (quinze), la symétrie imposée est rejetée. Nous retenons malgré tout ces paramètres puisque la symétrie est nécessaire pour calculer des élasticités cohérentes.

A.2.3 Elasticités

Avec le dernier ensemble de paramètres estimés et les formules des élasticités du modèle QAIDS, nous calculons les différentes élasticités⁹ par individus et nous reportons la moyenne pondérée par le poids du ménage dans l'échantillon et la consommation effective du ménage pour chaque bien. Nous obtenons :

TABLE A.5 – Elasticités revenu

Alim.	0,623
Alco.	0,916
Habi.	1,280
Ener.	0,660
Sant.	1,067
Lois.	1,557

Source : Calcul des auteurs à partir de l'enquête Budget Des Familles (2005/2006)

TABLE A.6 – Elasticités prix non compensées

	Alim.	Alco.	Habi.	Ener.	Sant.	Lois.
Alim.	-0,309	-0,131	-0,043	-0,216	-0,121	0,197
Alco.	-0,889	-2,079	0,989	-0,088	0,306	0,846
Habi.	-0,215	0,217	-1,240	-0,246	0,123	0,081
Ener.	-0,307	-0,011	-0,044	-0,517	0,101	0,118
Sant.	-0,340	0,120	0,208	0,214	-0,535	-0,734
Lois.	-0,059	0,055	-0,060	-0,231	-0,378	-0,881

Source : Calcul des auteurs à partir de l'enquête Budget Des Familles (2005/2006)

9. Pouvant être calculées sous forme de paramètres avec la méthode du Delta de Rao.

TABLE A.7 – Elasticités prix compensées

	Alim.	Alco.	Habi.	Ener.	Sant.	Lois.
Alim.	-0,424	-0,146	-0,099	-0,344	-0,093	0,107
Alco.	-0,936	-2,086	0,974	-0,087	0,346	0,790
Habi.	-0,147	0,224	-1,199	-0,127	0,130	0,120
Ener.	-0,364	-0,014	-0,091	-0,699	0,051	0,117
Sant.	-0,241	0,139	0,226	0,124	-0,667	-0,582
Lois.	0,115	0,133	0,087	0,119	-0,244	-0,789

Source : Calcul des auteurs à partir de l'enquête Budget Des Familles (2005/2006)

Bibliographie

- [1] Ahmad, E. & N. H. Stern, 1984, The Theory of Reform and Indian Indirect Taxes, *Journal of Public Economics*, 25, 259-298.
- [2] Ahmed, S. & D. Croushore, 1994, The Marginal Cost of Funds with Nonseparable Public Spending, *Public Finance Quarterly*, 24, 216-36.
- [3] Auerbach A. J. & H. S. Rosen, 1980, Will the Real Excess Burden Please Stand Up? (or Seven Measures in Search of a Concept), *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No.495, Cambridge.
- [4] Ballard, C. L. & D. Fullerton, 1992, Distortionary Taxes and the Provision of Public Goods, *Journal of Economic Perspectives*, 6, 117-131.
- [5] Ballard, C. L., J. B. Shoven & J. Whalley, 1985, General equilibrium computations of the marginal welfare costs of taxes in the United States, *American Economic Review*, 75, 128-138.
- [6] Bargain, O., K. Orsini & A. Peichl, 2012, Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the US : New Results, *IZA Discussion Paper Series*, No. 6735.
- [7] Banks, J., R. Blundell & A. Lewbel, 1997 - Quadratic Engel Curves and Consumer Demand, *Review of Economics and Statistics*, 79, 527 – 539.
- [8] Baylor, M. & L. Beausejour , 2004 - Taxation and Economic Efficiency : Results from a Canadian CGE Model, *Working Paper 2004-10, Department of Finance*, Ottawa.
- [9] Beaud, M., 2008, Le coût social marginal des fonds publics en France, *Annales d'Economie et de Statistique*, 90, 215-232.
- [10] Beaud, M., 2011, On the importance of the tax system in marginal cost of funds calculations, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 11, Iss. 1 (Topics), Article 4.
- [11] Beaud, M., 2011, *Le Coût Social Marginal des Fonds Publics : Théorie et Applications*, Editions Universitaires Européennes, Sarrebruck, Deutschland.
- [12] Blundell, R., 1988, Consumer Behaviour : Theory and Empirical Evidence - A Survey, *The Economic Journal*, 98, 16-65.

- [13] Blundell, R. & J. M. Robin, 1999, Estimation in Large and Disaggregated Demand Systems : An Estimator for Conditionally Linear Systems, *Journal of Applied Econometrics*, 14, 209-232.
- [14] Blundell, R. & T. MaCurdy, 1999, Labor Supply : A Review of Alternative Approaches, *Handbook of Labor Economics*, 3, 1559-1695.
- [15] Boiteux, M., 1951, Le Revenu Distribuable et les Pertes Economiques, *Econometrica*, 19, 112-133.
- [16] Bourguignon, F. & T. Magnac, 1990, Labor Supply and Taxation in France, *Journal of Human Resources*, 25, 359-389.
- [17] Browning, E. K., 1976, The Marginal Cost of Public Funds, *Journal of Political Economy*, 84, 283-298.
- [18] Browning, E. K., 1987, On the Marginal Welfare of Taxation, *American Economic Review*, 77, 11-23.
- [19] Browning, M.J. & C. Meghir, 1991, The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands *Econometrica*, 59, 925-951.
- [20] Buchanan, J. M. & G. Tullock, 1965, The Calculus of Consent, Ann Arbor, *University of Michigan Press*.
- [21] Campbell, H., 1975, Deadweight Loss and Commodity Taxation in Canada, *Canadian Journal of Economics*, 8, 441-447.
- [22] Campbell, H. & K. Bond, 1997, The Cost of Public Funds in Australia, *Economic Record*, 73, 22-34.
- [23] Cappellari, L. & P. Jenkins, 2007, Calculation of multivariate normal probabilities by simulation, with applications to maximum simulated likelihood estimation, *STATA Journal*, 6, 156-189.
- [24] Cragg, M., 1991, Do we Care? A Study of Canada's Indirect Tax System , *Canadian Journal of Economics*, 24, 124-143.
- [25] Dahlby, B., 1994, The Distortionary Effect of Rising Taxes, *Journal of Public Economics*, 67, 105-122.
- [26] Dahlby, B., 1998, Progressive Taxation and the Social Marginal Cost of Public Funds, *Journal of Public Economics*, 67, 105-122.
- [27] Dahlby, B., 2008, *The Marginal Cost of Public Funds : Theory and Applications*, *The MIT Press* Cambridge, Massachusetts London, England.
- [28] Davdison, R. & J. G. MacKinnon, 2003, *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press.
- [29] Deaton, A., 1980, The Measurement of Welfare : Theory and Pratical Guidelines, *The World Bank*, LSMS Working Paper No. 7.

- [30] Debreu, G., 1951, A Classical Tax-Subsidy Problem, *Econometrica*, 22, 14-22.
- [31] Debreu, G., 1954, The Coefficient of Resource Utilization, *Econometrica*, 19, 273-292.
- [32] Decoster, A. & E. Schokkaert, 1990, Tax Reform Results with Different Demand Systems, *Journal of Public Economics*, 41, 277-296.
- [33] Devarajan, S., K. Thierfelder & S. Suthiwart-Narueput, 2002, The Marginal Cost of Public Funds in Developing Countries, in A. Fossati & W. Wiegard, eds., *Policy Evaluations with CGE Models*, London, Routledge, 39-55.
- [34] Diamond, P. & D. Mac Fadden, 1974, Some uses of the Expenditure Function in Public Finance, *Journal of Public Economics*, 3, 3-21.
- [35] Diamond, P. & J. Mirrlees, 1971, Optimal Taxation and Public Production, 1 : Production Efficiency, 2 : Tax Rules, *American Economic Review*, 61, 8-27 & 261-278.
- [36] Diewert, W. E., 1981 , The Measurement of Deadweight Loss Revisited, *Econometrica*, 49, 1225-1244.
- [37] Diewert, W. E. & D. Lawrence, 1996, The Deadweight Cost of Taxation in New-Zeland, *Canadian Journal of Economics*, 29, 658-673.
- [38] Duclos, J. Y., P. Makdissi & Q. Wodon, 2008, Socially Improving Tax Reforms, *International Economic Review*, 49, 1505-1537
- [39] Dupuit, J., 1844, De la Mesure de l'Utilité des Travaux Publics, *Annales des Ponts et Chaussées*, 8.
- [40] Erbil, C., 2004, Trade Taxes are Expensive, *WorkingPaper*, Brandeis University.
- [41] Feldstein, M., 1997, How Big Should Government Be?, *National Tax Journal*, 50, 197-213
- [42] Feldstein, M., 1999, Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax, *Review of Economics and Statistics*, 81, 674-680.
- [43] Fermanian, J. D. & S. Lagarde, 1999, Les horaires de travail des couples, *Économie et Statistique*, 321/322, 89-110.
- [44] Findley, C. & R. Jones, 1982 , The Marginal Cost of Australian Income Taxation, *Economic Record*, 58, 253-262.
- [45] Fortin, B. & G. Lacroix, 1994, Labour Supply, Tax Evasion, and the Marginal Cost of Public Funds : an Empirical Investigation, *Journal of Public Economics*, 55, 407-431.
- [46] Fullerton, D. & Y. Henderson, 1989, The Marginal Excess Burden of Differential Capital Tax Instruments, *Review of Economics and Statistics*, 71, 435-442.

- [47] Gruber, J. & E. Saez, 2002, The Elasticity of Taxable Income : Evidence and Implications, *Journal of Public Economics*, 84, 1-32.
- [48] Hansson, I. & C. Stuart , 1985, Tax Revenue and The Marginal Cost of Public Funds in Sweden, *Journal of Public Economics*, 27, 331-353.
- [49] Harberger, A. C., 1964a, The Measurement of Waste, *American Economic Review*, 54, 58-76.
- [50] Harberger, A. C., 1964b, Taxation, Ressource Allocation, and Welfare, dans *The Role of Direct and Indirect Taxes in the Federal Revenue System*, John F. ed Princeton University Press, 25-70.
- [51] Heckman, J., 1979, Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47, 153-161.
- [52] Heckman, J., 1993, What has been learned about labor supply in the past twenty years, *American Economic Review*, 83, 116-121.
- [53] Holtz-Eakin, D., D. Joulfaian & H. Rosen, 1993, The Carnegie Conjecture : Some Empirical Evidence, *Quarterly Journal of Economics*, 108, 413-435.
- [54] Hotteling, H., 1938, The General Welfare in Relation to Problems of Taxation and of Railway Utility Rates, *Econometrica*, 6, 242-269.
- [55] Jenkin, F., 1871, On the principles which regulate the incidence of taxes, *Proceedings of the Royal Society of Edinburg*, 618-631.
- [56] Jorgenson, D. & K. Yun, 1991, The Excess Burden of US Taxation, *Journal of Accounting, Auditing, and Finance*, 6, 487-508.
- [57] Jorgenson, D. & K. Yun, 2001, *Investment : Lifting the Burden*, 3, MIT Press , Cambridge.
- [58] Judd, K., 1987, The Welfare Cost of Factor Taxation in a Perfect-Foresight Model, *Journal of Political Economy*, 95, 675-709.
- [59] Kay, J. A., 1980, The Deadweight Loss from a Tax System, *Journal of Public Economics*, 13, 111-119.
- [60] King, M. A., 1983, Welfare Analysis of Tax Reforms Using Household Data, *Journal of Public Economics*, 21, 183-214.
- [61] Kleven, H. & C. Kreiner, 2006, The Marginal Cost of Public Funds : Hours of Work versus Labor Force Participation, *Journal of Public Economics*, 90, 1955-1973.
- [62] Laffont, J. J., 1998, Competition, Information, and Development, *annual World Bank Conference on Development Economics*, Washington DC.
- [63] Laffont, J. J. & J. Tirole, 1993, *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*, MIT Press, Cambridge, MA.

- [64] Lebègue, D., 2005, *Le prix du Temps et la Décision Publique : Révision du Taux d'Actualisation Public*, La Documentation Française.
- [65] Lechene, V., 1991, Offre de travail des couples et fiscalité, *Economie et Prévision*, 98, 33-43.
- [66] Lépine, J.L., P. F. Gouiffès & G. Carmona, 1999, *Mission d'analyse comparative des administrations fiscales : rapport de synthèse*, Inspection générale des finances.
- [67] Lewbel, A., 1997, *Consumer Demand Systems and Household Equivalence Scales*, Handbook of Applied Econometrics, Volume II : Microeconomics, Oxford : Blackwell Publishers Ltd.
- [68] Madden, D., 1995, Labour Supply, Commodity Demand and Marginal Tax Reform, *Economic Journal*, 105, 485-497.
- [69] Makdissi, P. & S. Mussard, 2008, Analyzing the impact of indirect tax reforms on rank-dependent social welfare functions : a positional dominance approach, *Social Choice and Welfare*, 30, 385-399.
- [70] Makdissi, P. & S. Mussard, 2011, *Rank Dependant Measures of Bi-Polarization and Marginal Tax Reforms*, *The Measurement of Individual Well-Being and Group Inequalities*, Essays in Memory of Z.M. Berrebi, 133, Routledge Frontiers of Political Economy Series.
- [71] Marini, P., 2007, Quels changements d'assiette pour les prélèvements fiscaux et sociaux ?, Rapport d'information, Commission des finances, 60.
- [72] Maurice, J. & Q. Roquigny, 2013, *Coût d'opportunité des fonds publics et rareté des fonds publics*, tome 2 du rapport Quinet (2013) sur l'évaluation socioéconomique des investissements publics, Commissariat Général à la Stratégie et à la Perspective.
- [73] Mayshar, J., 1990, On Measures of Excess Burden and Their Application, *Journal of Public Economics*, 43, 263-289.
- [74] Mayshar, J., 1991, On Measuring the Marginal Cost of Funds Analytically, *American Economic review*, 81, 1329-1335.
- [75] Meade, J. E., 1955, *The theory of customs union*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- [76] Mohring, H., 1971, Alternative Welfare Gain and Loss Measures, *Western Economic Journal*, 9, 349-368.
- [77] Moreau, N., 2000, Une application d'un modèle collectif d'offre de travail sur données françaises, *Economie et Prévision*, 146, 61-71.

- [78] Moreau, N. & O. Donni, 2007, Collective Labor Supply : a Single-Equation Model and Some Evidence from French Data, *Journal of Human Resources*, 42, 214-246.
- [79] Musgrave, R. A., 1959, *The Theory of Public Finance*, Mc Graw-Hill, New York.
- [80] Musgrave, R. A., 1969, Cost-benefit analysis and the theory of public finance, *Journal of Economic Literature*, 7, 498-514.
- [81] Parry, I., 2003, On the Costs of Excises Taxes and Income Taxes in the UK, *International Tax and Public Finance*, 10, 281-304.
- [82] Pazner, E. A. & E. Sadka, 1980, Excess Burden and Economic Surplus as Consistent Welfare Indicators, *Public Finance*, 35, 439-449.
- [83] Pearce, D. W., 1991, The role of carbon taxes in adjusting to global warming, *Economic Journal*, 101, 938-948.
- [84] Pigou, A. C., 1920, *The Economics of Welfare*, MacMillan, Londres.
- [85] Pigou, A. C., 1947, *A Study in Public Finance*, 3ème édition, MacMillan, Londres.
- [86] Poapongsakorn, N., K. Charnvitayapong, D. Laovakul, S. Suksiriserekul & B. Dahlby, 2000, A Cost Benefit Analysis of the Thailand Taxpayer Survey, *International Tax and Public Finance*, 7, 63-82.
- [87] Poi, B., 2002, From the help desk : Demand System estimation, *STATA Journal*, 2, 403-410.
- [88] Poi, B., 2008, Demand System estimation : Update, *STATA Journal*, 8, 554-556.
- [89] Poi, B., 2012, Easy demand-system estimation with quads , *STATA Journal*, 12, 433-446.
- [90] Quinet, E., 2013, *L'évaluation socioéconomique des investissements publics*, tome 1, Commissariat Général à la Stratégie et à la Perspective.
- [91] de Robien, G., 2005, *Instruction cadre relative aux méthodes d'évaluation économiques des grands projets d'infrastructure de transports*, Ministère des transports.
- [92] Ruggeri, G., 1999, The Marginal Cost of Public Funds in Closed and Small Open Economies, *Fiscal Studies*, 21, 41-60.
- [93] Sandmo, A., 1998, Redistribution and the Marginal Cost of Public Funds, *Journal of Public Economics*, 70, 365-382.
- [94] Slesnick, D. T., 1988, Empirical Approaches to the Measurement of Welfare, *Journal of Economic Literature*, 36, 2108-2165.
- [95] Snow, A. & S. Allgood , 1998, The Marginal Cost of Raising Tax Revenue and Redistributing Income, *Journal of Political Economy*, 106, 1246-1273.

- [96] Snow, A. & R. S. Warren Jr., 1996, The Marginal welfare Cost of Public Funds : Theory and Estimates, *Journal of Public Economics*, 61, 289-305.
- [97] Stuart, C., 1984, Welfare Costs per Dollar of Additional Tax Revenue in the United States, *American Economic Review*, 74, 352-362.
- [98] Tauchmann, H., 2010, Consistency of Heckman-type two-step estimators for the multivariate sample-selection model, *Applied Economics*, 42, 3895-3902.
- [99] Thirsk, W. & J. Moore, 1991, The Social Cost of Canadian Labour Taxes, *Canadian Tax Journal*, 39, 554-566.
- [100] Train, K., 2003, *Discrete Choice Model with Simulation*, Cambridge University Press.
- [101] Trannoy, A. & N. Ruiz, 2008, Le caractère régressif des taxes indirectes : les enseignements d'un modèle de microsimulation, *Economie et Statistique*, 413, 21-46
- [102] Triest, R. K., 1990, The Relationship between the Marginal Cost of Public Funds and Marginal Excess Burden, *American Economic Review*, 80, 557-566.
- [103] Usher, D., 1984, An Instructive Derivation of the Expression for the Marginal Cost of Public Funds, *Public Finance*, 39 (3), 406-411.
- [104] Varian, H. R., 1984, *Microeconomic Analysis*, 2nd ed., New York : Norton.
- [105] Vickrey, W., 1963, Pricing in urban and suburban transport, *American Economic Review*, 52 (2), pages 452-465.
- [106] Warlters, M. & E. Auriol, 2005, The Marginal Cost of Public Funds in Africa, *Working Paper 3679, World Bank Policy Research*.
- [107] West, S. & R. Williams III, 2007, Optimal Taxation and Cross-price Effects on labor Supply : Estimates of the Optimal Gas Tax, *Journal of Public Economics*, 91, 593-617.
- [108] Wildasin, D. E., 1984, On Public Good Provision with Distortionary Taxation, *Economic Inquiry*, 22, 227-243.

Etudes et Synthèses

- ES 2007 - 01 : Sophie THOYER, Sandra SAÏD
Mesures agri-environnementales : quels mécanismes d'allocation ?
- ES 2007 - 02 : Robert KAST
Incertitude et environnement : évaluations économiques
- ES 2007 - 03_ : Charles FIGUIERES, Hervé GUYOMARD, Gilles ROTILLON
Le développement durable : Que peut nous apprendre l'analyse économique ?
- ES 2008 - 01 : Selin OZYURT
« Les investissements directs étrangers entraînent-ils des effets de débordement vers les pays en développement ? »
- ES 2008 - 02 : Pr Graciela CHICHILNISKY
« Le paradoxe des marchés verts »
- ES 2009 - 01 : Philippe JOURDON
« De la crise financière vers la guerre mondiale, ou de la crise mondiale vers la guerre financière ? Une analyse par les cycles longs. »
- ES 2009 - 02 : Annie HOFSTETTER, Robert LIFRAN
« Couplage simple entre système d'information géographique et modèle multi-agents pour simuler l'impact des politiques publiques sur les dynamiques du paysage »
- ES 2010 - 01 : Selin ÖZYURT
« China's Economic Outlook after 30 Years of Reform »
- ES 2010 - 02 : Elodie BRAHIC (CEMAGREF Bordeaux)
« Which instruments to preserve forest biodiversity? »
- ES 2010 - 03 : Ahmed ENNASRI
« Incitations Managériales et Concurrence : Synthèse de la littérature »
- ES 2012 - 01 : Marianne LEFEBVRE, Sophie THOYER
« Risque sécheresse et gestion de l'eau agricole en Australie »

- ES 2012 - 02 : Marianne LEFEBVRE, Sophie THOYER
« Risque sécheresse et gestion de l'eau agricole en France »
- ES 2012 - 03 : Charles FIGUIERES, Jean-Michel SALLES
« Donner un prix à la nature, c'est rendre visible l'invisible ou penser l'impensable ? »
- ES 2013 - 01 : Pauline MORNET, Stéphane MUSSARD, Françoise SEYTE, Michel TERRAZA
« La décomposition de l'indicateur de Gini en sous-groupes de 1967 à nos jours : Une revue de la littérature revisitée et complétée »
- ES 2013 - 02 : Jean-Michel SALLES
« La modélisation économique peut-elle aider à préserver la biodiversité ? »
- ES 2013 - 03 : Annie HOFSTETTER, Mathieu DESOLE, Mabel TIDBALL,
« Quelques éléments de calcul des équilibres de Nash. »
- ES 2013 - 04 : Darine BAKKOUR
« L'approche contractuelle du concept de gouvernance »
- ES 2013 - 05 : Darine BAKKOUR
« Un essai de définition du concept de gouvernance »
- ES 2014 - 01 : Mickael BEAUD, Thierry BLAYAC, Patrice BOUGETTE,
Soufiane KHOUDMI, Philippe MAHENC et Stéphane MUSSARD
« Estimation du Coût d'Opportunité des Fonds Publics pour l'Economie Française »

Contact :

Stéphane MUSSARD : mussard@lameta.univ-montp1.fr

