

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'ESTIMATION DES FACTEURS D'ÉQUIVALENCE DE REVENU:
LE CAS DU QUÉBEC

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIE

PAR
BENOÎT LAVIGNE

NOVEMBRE 2007

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens à adresser des remerciements particuliers à mon directeur de mémoire, mentor et ami M. Pierre Ouellette pour sa grande disponibilité et ses judicieux conseils tout au long de la rédaction de mon mémoire. Il a su m'inculquer la rigueur et la discipline nécessaires pour l'accomplissement d'un tel travail. C'est par son enseignement empreint d'une grande expérience que j'ai appris ce en quoi consistait réellement la profession d'économiste.

Je tiens également à remercier ma fiancée et ma famille qui m'ont supporté moralement tout au long de ce processus. Merci à vous de tout cœur.

SOMMAIRE

LISTE DES TABLEAUX.....	vi
RÉSUMÉ	viii
INTRODUCTION	1
PREMIÈRE PARTIE: PRÉSENTATION THÉORIQUE	3
CHAPITRE I	
LES FACTEURS D'ÉQUIVALENCE DE REVENU	4
1.1 ÉQUIVALENCE DE BIEN-ÊTRE VERSUS ÉQUIVALENCE DE REVENU	4
1.2 PERTINENCE DES ÉCHELLES D'ÉQUIVALENCE DE REVENU.....	6
1.3 PROBLÉMATIQUE QUÉBÉCOISE.....	8
CHAPITRE II	
ÉCHELLES D'ÉQUIVALENCE DE REVENU, UNE VARIÉTÉ DE MÉTHODES.....	10
2.1 TROIS GRANDES APPROCHES	10
2.2 LES MÉTHODES EMPIRIQUES.....	11
CHAPITRE III	
L'ESTIMATION DES FACTEURS D'ÉQUIVALENCE À L'AIDE DES FONCTIONS D'UTILITÉ.....	16
3.1 INTUITION.....	16
3.2 DE LA FONCTION D'UTILITÉ AUX FACTEURS D'ÉQUIVALENCE.....	17

CHAPITRE IV	
LA « MÉTHODE PHIPPS » MODIFIÉE	21
4.1 PRÉSENTATION DU MODÈLE	21
4.2 RÉOLUTION DU MODÈLE	22
4.2.1 Fonction d'utilité.....	22
4.2.1.1 Fonction d'utilité indirecte.....	22
4.2.1.2 Attribution d'une forme fonctionnelle spécifique à la fonction d'utilité indirecte.....	24
4.2.1.3 Attribution d'une forme fonctionnelle spécifique au facteur d'équivalence...	25
4.3.2 Système de parts	27
DEUXIÈME PARTIE: APPLICATION EMPIRIQUE..... 30	
CHAPITRE V	
ESTIMATION DU MODÈLE	31
5.1 MICRODONNÉES UTILISÉES	31
5.2 ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE.....	32
5.3 TESTS DE PROPRIÉTÉS	34
5.4 STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES UTILISÉES	36
5.5 REVENU TOTAL MOYEN PONDÉRÉ	40
5.6 NOMBRE D'OBSERVATIONS POUR CHAQUE RÉGRESSION	40
CHAPITRE VI	
RÉSULTATS EMPIRIQUES	42
6.1 MÉNAGES TYPES RETENUS	42
6.2 QUALITÉ DES RÉGRESSIONS EFFECTUÉES'.....	43
6.2.1 Statistiques importantes des régressions	43
6.2.2 Test de négativité	45
6.3 NORMALISATION DES FACTEURS D'ÉQUIVALENCE	47
6.4 FACTEURS D'ÉQUIVALENCE DU QUÉBEC	47
6.5 IMPLICATION EN POLITIQUE SOCIALE.....	49
6.6 COMPARAISON DES FACTEURS D'ÉQUIVALENCE DE L'ENSEMBLE DU QUÉBEC ET DU SOUS-	

ENSEMBLE QUÉBEC URBAIN	52
6.7 COMPARAISON QUÉBEC ET AUTRES PROVINCES	53
6.8 COMPARAISON QUÉBEC URBAIN À CINQ BIENS ET QUÉBEC URBAIN À QUATRE BIENS....	56
6.9 COMPARAISON DES ÉCHELLES OBTENUES AVEC LES AUTRES ÉCHELLES EXISTANTES....	57
6.9.1 Comparaison avec les échelles arbitraires.....	58
6.9.2 Comparaison avec les autres études	59
CONCLUSION.....	63
APPENDICE A: RÉGRESSION PONDÉRÉE	65
APPENDICE B: MATRICE DE SLUTSKY.....	66
APPENDICE C: COEFFICIENTS ESTIMÉS	68
APPENDICE D: FACTEURS D'ÉQUIVALENCE ESTIMÉS NON NORMALISÉS	77
BIBLIOGRAPHIE.....	80

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
5.1	Statistiques descriptives des variables outils.....	36
5.2	Statistiques descriptives des variables des dépenses des ménages.....	37
5.3	Statistiques descriptives des variables de prix.....	38
5.4	Statistiques descriptives des variables de caractéristiques des ménages.....	39
5.5	Revenu moyen pondéré pour chaque régression.....	40
5.6	Nombre d'observations pour chaque régression.....	41
6.1	Description des différents types de ménages évalués.....	43
6.2	R^2 des équations des différentes régressions.....	44
6.3	Statistique de Durbin-Watson des équations des différentes régressions.....	45
6.4	Parts moyennes pondérées de chaque catégorie de bien pour chaque régression.....	46
6.5	Valeurs propres obtenues pour chaque régression.....	46
6.6	Échelle d'équivalence de revenu du Québec.....	48
6.7	Échelle d'équivalence gouvernementale implicite.....	50
6.8	Comparaison des facteurs d'équivalence de l'ensemble du Québec et du sous-ensemble Québec urbain.....	53
6.9	Comparaison des facteurs d'équivalence de l'ensemble du Québec et des autres provinces canadiennes.....	54
6.10	Comparaison des facteurs d'équivalence du sous-ensemble Québec urbain à cinq biens et à quatre biens.....	56
6.11	Comparaison des échelles d'équivalence du Québec avec les échelles	

	d'équivalence arbitraires	58
6.12	Comparaison avec d'autres échelles empiriques.....	60
6.13	Comparaison avec Phipps	62
C.1	Paramètres estimés pour la régression 1 : Québec	68
C.2	Paramètres estimés pour la régression 2 : Québec urbain	69
C.3	Paramètres estimés pour la régression 3 : Québec rural	70
C.4	Paramètres estimés pour la régression 4 : Maritimes	71
C.5	Paramètres estimés pour la régression 5 : Prairies	72
C.6	Paramètres estimés pour la régression 6 : Colombie-Britannique.....	73
C.7	Paramètres estimés pour la régression 7 : Ontario	74
C.8	Paramètres estimés pour la régression 8 : Québec urbain à quatre biens	75
D.1	Facteurs d'équivalence estimés non normalisés.....	77

RÉSUMÉ

L'objectif de cet ouvrage est de procéder à l'estimation d'une échelle d'équivalence de revenu pour le Québec. Cet objectif revêt une importance particulière puisqu'une telle échelle semble ne jamais avoir été estimée pour le cas particulier du Québec. La méthode choisie repose sur l'estimation d'un système de demande complet tout en assurant l'exactitude des facteurs d'équivalence. Cette méthode s'inspire des travaux réalisés par Shelley A. Phipps (1998) sur les familles canadiennes, mais en modifiant le modèle de manière à admettre tous les types de ménages.

Les microdonnées utilisées proviennent de l'*Enquête sur les dépenses des ménages* de 1997 à 2004 réalisée par Statistique Canada. Les prix proviennent des *indices des prix à la consommation* annuels de 1997 à 2004, par province, tirés du tableau 326-0002 de Statistique Canada.

Sept échelles d'équivalence, dont trois québécoises, sont obtenues à l'aide de sous-ensembles différents définis par des régions et des ensembles de biens différents. Nous avons débuté par utiliser cinq catégories de biens pour les régions du Québec, du Québec urbain, des Maritimes, des Prairies, de la Colombie-Britannique et de l'Ontario, puis, afin de comparer nos résultats avec les études précédentes, nous avons utilisé seulement quatre catégories de biens pour le Québec urbain. Les résultats obtenus permettent d'énoncer certains constats empiriques importants, notamment en ce qui a trait aux divergences rurales et urbaines, aux divergences interprovinciales et aux impacts du choix des biens pris en compte lors de l'estimation.

Les échelles obtenues sont comparées à l'échelle implicite suivie par le gouvernement via ses programmes sociaux. On constate un écart considérable entre celles-ci. On constate également une disproportion adultes-enfants.

Mots clés : facteurs d'équivalence, échelles d'équivalence, économie du bien-être, revenu des ménages

INTRODUCTION

Une des difficultés fondamentales auxquelles la science économique se voit confrontée sur les questions de politique sociale est sans doute la comparaison du bien-être économique entre les individus. La pertinence de cette question est intimement liée à l'intervention étatique. En effet, l'essor de l'État providence dans les pays occidentaux lors du siècle dernier s'est accompagné d'un développement sans précédent de l'intervention étatique, intervention reposant essentiellement sur les notions d'équité et de justice sociale. Cette intervention de l'État dans notre économie prend notamment la forme de programmes sociaux visant à garantir un certain niveau de bien-être économique aux citoyens, niveau qui peut varier grandement d'un État à l'autre selon la richesse et les valeurs sociales de l'État en question. Toutefois, pour que les programmes sociaux viennent en aide aux plus démunis de la société d'une façon efficace, il est fondamental de pouvoir comparer le niveau de bien-être des différents individus. Cependant, cette comparaison est loin d'être aisée et pose de nombreux problèmes pratiques.

Pour procéder à une telle comparaison, plusieurs voies ont été envisagées. L'une d'entre elles s'est imposée dans la littérature économique grâce à sa simplicité d'interprétation et d'utilisation : l'échelle d'équivalence de revenu. Cela dit, sa simplicité s'arrête là puisque sa conception et son estimation sont ardues à la fois aux plans théorique et pratique. Une fois générée, cette échelle nous permet aisément de comparer le revenu nécessaire à un ménage doté de certaines caractéristiques sociales pour atteindre un niveau de bien-être économique donné.

L'objectif de cet ouvrage est d'estimer une échelle d'équivalence de revenu pour le Québec. Cet objectif revêt une importance particulière puisqu'une telle échelle semble ne jamais avoir été estimée pour ce cas particulier.

La première partie du document est de nature théorique et a pour objectifs de présenter la théorie des échelles d'équivalence de revenu et la pertinence de celles-ci (chapitre I), d'établir une typologie des différentes méthodes d'estimation des échelles d'équivalence (chapitre II), d'expliquer les diverses étapes à franchir pour leur estimation (chapitre III) et finalement de présenter plus en détails la méthode choisie pour estimer l'échelle d'équivalence de revenu du Québec (chapitre IV).

La seconde partie de cet ouvrage est de nature empirique et a pour objectif de mettre en pratique la méthode choisie à l'aide de microdonnées québécoises et canadiennes. Dans un premier temps, les détails techniques de l'estimation ainsi que les données utilisées sont exposés (chapitre V). Finalement, les résultats obtenus sont présentés et discutés (chapitre VI).

PREMIÈRE PARTIE

PRÉSENTATION THÉORIQUE

CHAPITRE I

LES FACTEURS D'ÉQUIVALENCE DE REVENU

Le présent chapitre a pour objet d'introduire les concepts de facteurs et d'échelles d'équivalence de revenu, d'expliquer leur pertinence en science économique et leur utilisation en politique au Québec.

1.1 Équivalence de bien-être versus équivalence de revenu

Un jour, un de mes professeurs m'a dit que la science économique se distinguait radicalement des sciences administratives du fait qu'on tente d'y mesurer le bien-être plutôt que les dollars. Néanmoins, malgré les différences entre ces deux concepts, la science économique y établit un lien. En effet, le bien-être d'un individu étant lié à sa capacité de répondre à ses besoins, on attribue généralement un lien positif entre revenu et bien-être. De même, on établit une relation inverse entre le bien-être et les prix auxquels l'individu est confronté. La théorie économique représente généralement la fonction d'utilité indirecte d'un individu sous la forme $U = U(P, M)$, où P représente les prix et M le revenu de l'individu.

Si tous les individus possèdent la même fonction et font face aux mêmes prix, nous en déduisons que leur niveau de bien-être ne dépend que d'une chose, leur revenu. Dans une telle économie, nous pourrions donc déterminer le niveau de bien-être de chaque individu par l'observation de son revenu.

Naturellement, la réalité est loin d'être aussi simple. Tout d'abord, la société a la particularité d'être composée de ménages regroupant plusieurs individus et non uniquement d'êtres solitaires. Puisque le niveau de bien-être des individus dépend du revenu du ménage, la première façon de corriger le revenu de façon à en faire un indicateur de bien-être du

ménage, mais aussi la plus rudimentaire, serait de diviser le revenu du ménage par le nombre d'individus qui le compose. On obtient ainsi un revenu du ménage *per capita*. Néanmoins, en procédant de la sorte, on sous-évalue généralement le bien-être des ménages. En effet, il existe des économies d'échelles à avoir un ménage plus nombreux. Par exemple, il en coûte moins cher par individu de cuisiner pour deux personnes que pour une seule (i.e. coût marginal décroissant). De plus, certains biens du ménage possèdent la propriété de non rivalité dans leur utilisation au sein du ménage, un peu comme le sont les biens publics à l'échelle de la société (i.e. coût fixe réparti sur plusieurs). Donc, pour atteindre un même niveau de bien-être, au lieu de coûter deux fois plus cher à un ménage de deux personnes qu'à un ménage composé d'une seule personne, il peut lui en coûter par exemple 1,8 fois seulement.

Outre le nombre d'individus qui les composent, plusieurs autres caractéristiques différencient les ménages. L'âge des individus est une caractéristique importante puisqu'il en coûte généralement moins à un enfant ou à une personne âgée pour obtenir le même niveau de bien-être qu'un adulte, étant donné leurs besoins moins grands. Nous pourrions aussi énumérer le sexe, le lieu de résidence, la présence d'un handicap physique ou mental, etc.

En supposant que ces caractéristiques affectent le revenu nécessaire à l'atteinte d'un certain niveau de bien-être (i.e. la fonction de dépense) de façon multiplicative, nous pourrions représenter l'effet de celles-ci par le facteur $m_k = m(S_k)$, où m est une fonction de S_k , le vecteur des caractéristiques du ménage k qui le différencie d'un certain ménage de référence, par exemple un adulte vivant seul. Il faudrait donc $m(S_k)$ fois plus de revenu pour que le ménage k atteigne le même niveau de bien-être que le ménage de référence. Un tel multiplicateur est appelé *facteur d'équivalence* et l'identification de tels facteurs permet de développer des *échelles d'équivalence de revenu* selon les caractéristiques des ménages.

1.2 Pertinence des échelles d'équivalence de revenu

Bien que les échelles d'équivalence de revenu aient un intérêt indéniable au plan intellectuel et académique, on peut se demander à quoi elles peuvent servir en pratique. Les utilisations des échelles d'équivalence sont multiples. Puisque les facteurs d'équivalence permettent d'établir le revenu nécessaire à l'atteinte d'un niveau donné de bien-être pour un ménage doté de caractéristiques particulières, les échelles d'équivalence sont d'une grande utilité en politique sociale. On les utilise tout autant pour l'établissement du seuil de pauvreté que pour la mise en place de politiques sociales, de leurs modalités et du calcul de l'aide accordée. Elles sont d'une grande utilité aussi bien aux gouvernements qu'aux groupes sociaux et aux groupes de pression.

Outre les politiques sociales, les échelles d'équivalence jouent un rôle important dans toute évaluation de projet public. En effet, lors de l'analyse coûts-bénéfices des projets publics, on se réfère souvent, sous certaines hypothèses, à une fonction d'utilité sociale pour calculer les variations de bien-être engendrées par le projet dans la société. Toutefois, cette fonction d'utilité sociale repose sur les fonctions d'utilités individuelles des ménages. Conséquemment, puisque l'utilité des ménages dépend en outre de leurs caractéristiques, il est fondamental d'en tenir compte et de les inclure dans la fonction d'utilité sociale.

Un autre intérêt majeur des échelles d'équivalence est leur utilité en analyse économique du comportement des ménages, principalement en estimation de la demande agrégée. En effet, puisque les caractéristiques des ménages concernées par les échelles d'équivalence entrent dans la fonction d'utilité, elles influent nécessairement sur les choix de consommation et entrent donc également dans la fonction de demande des ménages. En principe, chaque ménage possède sa propre fonction de demande. Néanmoins, la nécessité de procéder à l'agrégation est incontournable. La science économique nous apprend également, et la littérature abonde à cet effet, que l'agrégation pose de nombreux problèmes liés au fait justement que les fonctions de demande des ménages diffèrent entre elles. En effet, le revenu et les prix auxquels les ménages font face ne sont pas les seuls facteurs qui influent sur la demande : les différentes caractéristiques des ménages ont un impact non négligeable. Il est donc pertinent de les inclure dans la fonction de demande agrégée. Comme le faisaient

remarquer Deaton et Muellbauer (1980), en introduisant l'impact des différentes caractéristiques de la composition des ménages dans la fonction de demande, on accroît la précision de la fonction de demande agrégée estimée, ce qui permet d'obtenir des estimés plus précis des réponses aux prix et au budget. De plus, cela permet de synthétiser l'information, nous évitant ainsi d'avoir à calculer une fonction de demande différente pour chaque type de ménage, voire même chaque ménage. L'utilité d'une telle fonction de demande est évidemment manifeste pour toute étude ayant pour objet le comportement des ménages et ses applications économiques.

Mentionnons également que l'ajout des facteurs d'équivalence a des répercussions importantes sur la notion de taxation optimale. En effet, bien qu'on fasse souvent appel aux facteurs d'équivalence pour guider l'intervention gouvernementale en aval, c'est-à-dire au niveau des programmes sociaux, leur impact sur la redistribution de la richesse en amont via la taxation n'est pas à négliger. Ainsi, les facteurs d'équivalence, par leur contribution aux fonctions d'utilité et de demande des ménages, peuvent nous aider à identifier à la fois le niveau de taxation optimal à imposer aux ménages pour atteindre les objectifs de redistribution et de bien-être social de la façon la plus efficiente, mais aussi la forme qu'elle devrait prendre (impôt sur le revenu, taxe à la consommation, etc.). À ce titre, on conçoit aisément la contribution des facteurs d'équivalence pour établir les montants des déductions d'impôt sur le revenu attribuées selon les caractéristiques des ménages (enfants à charge, personnes âgées, handicapés, etc.).

Finalement, un dernier intérêt au calcul des facteurs d'équivalence semble incontournable, particulièrement dans le contexte actuel : l'analyse de l'impact des variations de la composition des ménages. En effet, les facteurs d'équivalence nous permettent d'étudier ce qui arrive lorsque la composition générale des ménages se modifie dans la société. Cela permettrait d'étudier et de mesurer la réponse des ménages à un phénomène tel que le vieillissement de la population auquel nous assistons actuellement un peu partout dans le monde, notamment au Québec. En effet, une population vieillissante réduira d'une part ses dépenses dans certains biens (ex : équipement sportif) alors qu'elle accroîtra ses dépenses pour d'autres biens (ex : médicaments et soins de santé). Ainsi, la méthode des facteurs

d'équivalence de revenu permettrait d'étudier l'impact de tels changements démographiques, au même titre où on le fait pour les variations de prix et de revenu par des outils tels que la variation compensatoire ou encore la variation équivalente.

1.3 Problématique québécoise

Plusieurs raisons nous poussent à entreprendre l'estimation des facteurs d'équivalence du Québec. Tout d'abord, bien qu'il y eût eu des travaux réalisés sur les facteurs d'équivalence pour l'ensemble du Canada, il semble que ce n'ait jamais été fait pour le cas particulier du Québec. Lorsqu'on fait appel à des facteurs d'équivalence au Québec, on utilise habituellement des échelles arbitraires telles l'échelle de l'OCDE ou celle de Statistique Canada. C'est donc un manque qui mérite d'être comblé.

Deuxièmement, le contexte actuel de vieillissement de la population a des répercussions à plusieurs niveaux. D'un côté, comme il est mentionné plus haut, il modifie la composition même des ménages, ce qui modifie également le comportement des consommateurs. Il peut s'avérer crucial de connaître l'impact que de tels changements auront sur la demande agrégée sur les différents marchés. D'autre part, il est largement documenté que le Québec se dirige vers une crise des finances publiques liée au fait que les revenus du gouvernement risquent de stagner (sinon diminuer) dans les prochaines années en raison de la diminution de la population active, alors que ses dépenses continueront d'augmenter, particulièrement en santé. Compte tenu de la faible marge de manœuvre financière que possède le gouvernement en raison de sa dette élevée, une crise est prévisible (certains diront imminente). Face à cette crise, les programmes sociaux risquent de connaître des années de vache maigre et les dépenses seront scrutées au peigne fin pour tenter de réduire au minimum les coûts qui peuvent l'être.

Dans un contexte où le gouvernement possédera des ressources relativement limitées, des efforts particuliers devront être déployés pour garantir l'efficacité des programmes et trouver la façon optimale d'accorder l'aide sociale, c'est-à-dire d'abord à ceux qui en ont le plus besoin. Voilà pourquoi, dans un souci d'efficacité d'attribution de l'aide sociale, il est crucial d'avoir une bonne idée des facteurs d'équivalence au Québec et de leurs implications

sur le niveau de bien-être des ménages. Dans le prochain chapitre, nous aborderons les différentes méthodes existantes pour procéder à l'estimation d'une telle échelle d'équivalence.

CHAPITRE II

ÉCHELLES D'ÉQUIVALENCE DE REVENU, UNE VARIÉTÉ DE MÉTHODES

Ce chapitre se veut un tour d'horizon des différentes échelles d'équivalence de revenus élaborées au cours des années. Une typologie permettant de classer les différentes échelles est établie, allant d'un classement général, à un classement plus spécifique.

2.1 Trois grandes approches

Le calcul des facteurs d'équivalence n'est pas simple. Depuis l'apparition de la notion de facteur d'équivalence il y a plus d'un siècle, les méthodes les plus diverses ont été proposées pour développer des échelles d'équivalences. Bien qu'il soit impossible de toutes les présenter dans le présent texte, il est intéressant d'introduire les plus célèbres, mais surtout d'établir une typologie permettant de classer ces méthodes.

On peut regrouper les différentes approches d'établissement d'échelles d'équivalence en trois grandes catégories (Deaton et Muellbauer, 1980). Tout d'abord, il y a les *études nutritionnelles et physiologiques*. Les partisans de cette première approche préconisent l'établissement d'échelles d'équivalence fondées sur les besoins physiologiques de base des ménages (ex : nourriture, logement, etc.). Ils déterminent la valeur de ces facteurs selon des études et l'avis d'experts, notamment en nutrition. Néanmoins, cette méthode est loin de faire l'unanimité et est souvent critiquée quant à la définition qu'elle accorde au bien-être. Pour ses détracteurs, le bien-être se doit d'être une notion sociale et non seulement physiologique.

La seconde catégorie regroupe les échelles plus ou moins arbitraires utilisées par divers groupes et organismes. Elles sont souvent des conventions servant d'approximation en l'absence d'échelle avec une base théorique plus solide. La plus connue est probablement

l'échelle de l'OCDE (aussi nommée échelle d'Oxford) qui consiste à attribuer la valeur unitaire à un ménage d'un seul adulte et ajouter respectivement 0,7 par adulte additionnel et 0,5 par enfant dans le ménage¹. Il y a aussi l'échelle adoptée par Eurostat, souvent appelée « échelle de l'OCDE-modifiée », qui attribue plutôt 0,5 par adulte additionnel et 0,3 par enfant². Une troisième échelle utilisée consiste à prendre simplement la racine carrée de la taille de la famille comme facteur d'équivalence. Au Canada, une autre échelle est également en usage, celle utilisée par Statistique Canada, qui consiste à attribuer pour sa part 0,4 par adulte additionnel et 0,3 par enfant³. Ces échelles ont l'avantage d'être simples d'utilisation, ce qui explique leur large diffusion, mais ont évidemment le défaut d'avoir une faible base théorique.

Enfin, la dernière catégorie regroupe les études empiriques et économétriques fondées sur les dépenses des ménages pour identifier les facteurs d'équivalence. D'un point de vue économique, cette approche est évidemment la plus intéressante et la moins arbitraire, mais aussi la plus complexe. Depuis les travaux fondateurs d'Engel en 1895, de nombreux modèles ont été développés. La prochaine section fera un tour d'horizon des différentes méthodes empiriques dédiées au calcul des facteurs d'équivalence.

2.2 Les méthodes empiriques

Les différentes méthodes de calcul des facteurs d'équivalence à l'aide de données empiriques étant encore trop diversifiées pour les aborder comme un tout, une autre typologie est nécessaire pour les départager.

Le premier groupe rassemble les méthodes de calcul basées sur l'usage de certaines variables observables comme *proxy* du bien-être économique du ménage. Cette méthode plutôt populaire doit sa diffusion principalement à sa simplicité de compréhension, mais surtout, de calcul.

¹ OCDE, *What are equivalence scales?*, <http://www.oecd.org/dataoecd/61/52/35411111.pdf>

² *ibid.*

³ STATISTIQUE CANADA, http://www.statcan.ca/francais/freepub/75-202-XIF/2004000/technote1_f.htm

On doit cette méthode à Ernst Engel (1895) dont l'approche reposait sur l'hypothèse que le niveau de bien-être d'un ménage suivait une relation inverse avec la part du revenu consacrée à la nourriture. Cela découle évidemment de la présomption que la nourriture est un bien de nécessité pour le ménage. Ainsi, plus un ménage possède un revenu important, plus son bien-être est élevé et moins il consacre une part importante de son revenu à la nourriture. Évidemment, si un ménage compte plus d'individus, la part consacrée à la nourriture doit être plus élevée, ce qui implique qu'il doive posséder un revenu plus grand qu'un ménage moins nombreux pour atteindre le même niveau de bien-être. Ce modèle, bien que rudimentaire, lui permit de calculer une première échelle d'équivalence de revenu fondée sur une variable *proxy* en attribuant des facteurs aux caractéristiques choisies des ménages à l'aide de données empiriques sur les parts du revenu des ménages consacrées à la nourriture.

Algébriquement, on peut représenter le modèle d'Engel de la façon suivante. Puisque, selon la théorie des facteurs d'équivalence, les caractéristiques agissent de façon multiplicative sur le coût d'obtention d'un certain niveau de bien-être, notre fonction de dépense est

$$M_k = m(S_k) c(u_k, p) = M_k(u_k, p, S_k)$$

où M_k est la dépense du ménage k

$m(S_k)$ est le facteur d'équivalence général pour le ménage k

$c(u_k, p)$ est la fonction de dépense du ménage de référence

u_k est le niveau d'utilité du ménage k

p est le vecteur de prix

S_k est le vecteur de caractéristiques du ménage k

La fonction d'utilité directe qui en résulte est la suivante :

$$u_k = v_k(x^k, S_k) = v\left(\frac{x^k}{m(S_k)}\right)$$

où x^k est le vecteur des demandes marshalliennes du ménage pour les différents biens.

Nous pouvons réécrire la demande sous la forme de la fonction de demande effective suivante :

$$\frac{x_i^k}{m(S_k)} = g_i \left(\frac{M_k}{m(S_k)}, P \right)$$

où g_i est la demande effective du ménage pour le bien i compte tenu de ses caractéristiques.

La part du revenu consacré au bien choisi (*proxy*) prend donc la forme suivante :

$$w_i^k = \frac{p_i x_i^k}{M_k} = \frac{p_i g_i \left(\frac{M_k}{m(S_k)}, P \right)}{M_k / m(S_k)}$$

Ainsi, si un ménage k consacre la même part de son revenu à ce bien que le ménage de référence 0 , cela implique que

$$\frac{M_k}{m(S_k)} = \frac{M_0}{m(S_0)} = M_0 \quad (\text{puisque } m(S_0)=1)$$

Nos facteurs d'équivalence sont donc définis par :

$$m(S_k) = \frac{M_k(u_k, p, S_k)}{M_0(u_k, p, S_0)}$$

Notons qu'avec ce modèle, Engel généralise les premiers *facteurs d'équivalence généraux*.

Cette méthode basée sur la part du revenu consacrée à la nourriture fut nommée *méthode d'Engel* et fut abondamment utilisée pour le calcul des facteurs d'équivalence dans plusieurs pays. Les États-Unis, notamment, s'y sont employés à plusieurs reprises : par le *Department of Labor, Bureau of Labor Statistics* successivement en 1960 et en 1968; par Joseph Seneca et Michael Taussig en 1971; et par Thomas Espansade en 1984⁴.

⁴ NELSON, Julie. Household Equivalence Scales : Theory versus Policy?, *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, No. 3, Juillet 1993, page 477

Toutefois, la part du revenu n'étant pas la seule variable pouvant servir de *proxy* au bien-être du ménage, les économistes ont progressivement utilisé plusieurs autres variables à ce titre au cours des années. Par exemple, des variables comme la part du revenu épargné (*Department of Labor* en 1948) et la part du revenu dépensé en biens de nécessité (Watts en 1967; Seneca et Taussig en 1971) ont été employées⁵.

Néanmoins, les méthodes reposant sur des *proxy*, bien que facile d'utilisation, possèdent de nombreux inconvénients. En effet, certaines variables utilisées comme *proxy* du bien-être du ménage ne réagissent pas toujours à certaines caractéristiques de composition des ménages de la façon à laquelle on pourrait s'attendre. Par exemple, la part du revenu consacrée au loyer, pourtant un bien de nécessité, diminue avec l'accroissement de la taille du ménage. Ces défaillances peuvent généralement s'expliquer par les propriétés de certains biens, notamment en ce qui a trait aux économies d'échelles et à la non rivalité dans l'utilisation du bien à l'intérieur du ménage. En outre, le nombre de variables *proxy* envisageables est également un problème au sens où on ne s'entend pas sur celles à utiliser, ce qui tend à générer une multiplicité d'échelles d'équivalence, parfois fort différentes entre elles.

La seconde catégorie regroupe les méthodes faisant appel à des fonctions d'utilité. Ces méthodes, à la fois plus théoriques et plus complexes, reposent fondamentalement sur l'estimation d'une fonction d'utilité du ménage. Cette estimation se fait par l'étude du comportement des ménages via l'utilisation de données sur leurs dépenses.

Bien qu'elles possèdent généralement une base commune, on constate ici encore une grande variété dans les méthodes reposant sur l'utilité. Cette variété est attribuable à plusieurs aspects différents, notamment la question du **bien-être pris en considération**. En effet, est-ce qu'on prend en considération le bien-être de tous les membres du ménage (ce qui implique habituellement que le bien-être est au même niveau pour tous les membres du ménage), le bien-être des adultes seulement, ...?

⁵ *ibid*

Un élément est cependant crucial pour distinguer les différentes méthodes fondées sur des fonctions d'utilité : les formes fonctionnelles utilisées pour l'estimation, c'est-à-dire :

- 1- la **forme fonctionnelle du système de demande**
- 2- la **forme fonctionnelle des facteurs d'équivalence**

Dans le prochain chapitre, nous traiterons plus en détails des méthodes faisant appel à des fonctions d'utilité.

CHAPITRE III

L'ESTIMATION DES FACTEURS D'ÉQUIVALENCE À L'AIDE DES FONCTIONS D'UTILITÉ

Ce chapitre explique plus en détail le fonctionnement des méthodes reposant sur l'utilisation de fonction d'utilité. L'idée générale de ces méthodes est d'abord présentée intuitivement puis, les différentes étapes à franchir pour estimer leurs échelles d'équivalence de revenus sont exposées.

3.1 Intuition

Les méthodes de calcul des facteurs d'équivalences fondées sur une fonction d'utilité supposent qu'outre le revenu des ménages et les prix auxquels ils font face, les sources de variation de bien-être chez les ménages proviennent exclusivement de l'impact des caractéristiques de la composition des ménages. Ainsi, on suppose que deux ménages possédant le même revenu et faisant face aux mêmes prix possèderaient un niveau de bien-être différent selon leurs caractéristiques, voire égal si leurs caractéristiques étaient les mêmes.

Naturellement, le nombre de caractéristiques prises en compte pourrait être poussé à l'infini pour tenir compte de toutes les différences imaginables entre les ménages (allant jusqu'à englober toutes les nuances entre les individus telles les caractéristiques psychologiques, etc.) jusqu'à isoler chaque ménage au rang de cas particulier. Théoriquement, nous obtiendrions une fonction d'utilité « parfaite » au sens où elle modéliserait à elle seule l'humanité entière en fonction d'un nombre de caractéristiques infini. Cependant, cette fonction utopique s'avère impossible à estimer pour trois raisons :

- Tout d'abord, un grand nombre de caractéristiques ne seraient pas observables, ni mesurables.

- Deuxièmement, le coût de cueillette d'information n'étant pas nul, le prix d'une information infinie tendrait également vers l'infini.
- Troisièmement, nous aurions évidemment un problème d'estimation compte tenu du nombre limité d'observations et du nombre illimité de variables à régresser.

Néanmoins, pour le calcul des facteurs d'équivalence, on suppose de façon implicite qu'un certain nombre de caractéristiques observables, notamment d'ordre sociodémographiques (nombre de membres, sexe, âges des individus, lieu de résidence, condition physique et mentale, ...), expliqueraient la majorité des divergences entre les fonctions d'utilité des ménages. L'ajout de ces caractéristiques aux prix et au revenu déjà inclus dans une fonction d'utilité permettrait d'obtenir une fonction d'utilité indirecte unifiée qui représenterait le comportement des différents ménages.

En acceptant ces prémisses, on en déduit qu'on peut obtenir, par des méthodes de régression basées sur des microdonnées sur les ménages, l'impact de ces caractéristiques sur le bien-être des ménages. De plus, en supposant l'existence de facteurs d'équivalence, c'est-à-dire en acceptant l'idée que l'impact de ces caractéristiques soit de forme multiplicative, on peut aboutir à une identification de ces facteurs.

3.2 De la fonction d'utilité aux facteurs d'équivalence

Tel que mentionné plus haut, toutes les méthodes faisant appel aux fonctions d'utilité pour calculer les facteurs d'équivalence possèdent une base théorique commune. Pour passer d'une fonction d'utilité et se rendre à l'identification des facteurs d'équivalence, les étapes suivantes doivent être franchies, peu importe la méthode utilisée.

Étape 1 : Fonction d'utilité

Dans un premier temps nous devons évidemment définir notre fonction d'utilité. Celle-ci est fonction du revenu du ménage et des prix, mais aussi des caractéristiques des ménages. Ainsi, posons la fonction d'utilité indirecte suivante pour le ménage k :

$$V_k = V^*(p, M_k, S_k)$$

où

p est un vecteur de prix

M_k est le revenu du ménage k

S_k est un vecteur de caractéristiques du ménage k

La forme fonctionnelle employée est un élément crucial à considérer dans l'estimation des facteurs d'équivalence à l'aide d'une fonction d'utilité, puisque la forme que prendra le système de demande (1^{er} élément distinctif, voir p.15) en découle directement via l'Identité de Roy. Les plus utilisées sont les formes fonctionnelles dites *flexibles*, notamment la famille de fonctions *piglog* comme la forme *translog* développée par Christensen, Jorgensen et Lau ou encore le modèle AIDS de Deaton est Muellbauer.

Étape 2 : Identité de Roy

L'utilité n'étant pas observable, nous devons extraire de la fonction d'utilité une fonction de comportement du ménage qui est observable. Pour y arriver, on applique l'identité de Roy qui nous permet d'obtenir les fonctions de demande marshalliennes du ménage pour les différents biens. L'Identité de Roy s'écrit :

$$X_i = - \frac{\partial V / \partial p_i}{\partial V / \partial M}$$

Si on applique cette identité à la fonction d'utilité, on obtient la fonction de demande suivante pour le bien i :

$$X_i^k = D_i(p, M_k, S_k)$$

Étape 3 : Régression

Après l'ajout des composants stochastiques des équations, on régresse ensuite les demandes individuelles à l'aide de méthodes économétriques pour estimer leurs paramètres. Ces paramètres, communs à la fonction d'utilité et les fonctions de demandes, permettent d'identifier la fonction d'utilité.

Étape 4 : Facteurs d'équivalence

On peut finalement trouver les facteurs d'équivalence spécifiques en isolant l'impact des caractéristiques sur les différents biens (s'applique lorsque le modèle fait appel à des facteurs d'équivalence spécifiques évidemment). De plus, on peut obtenir les facteurs d'équivalence généraux pour les différents types de ménages; directement dans la fonction d'utilité dans certains modèles ou encore à l'aide du ratio des fonctions de dépense suivant :

$$\mu_k = \frac{M_k(u, p, S_k)}{M_0(u, p, S_k)}$$

où $M_k(u, p, S_k)$ est la fonction de dépense du ménage k obtenue par transformation de notre fonction d'utilité estimée et $M_0(u, p, S_k)$ est la fonction de dépense du ménage de référence obtenue par transformation de notre fonction d'utilité estimée.

À cette étape, la forme fonctionnelle choisie pour les facteurs d'équivalence (2^e élément distinctif, voir p.15) prend toute son importance. Parmi les plus connues, nommons le modèle de Prais et Houthakker (1955) qui définit à la fois des facteurs d'équivalence généraux (ou *inconditionnels*) et des facteurs d'équivalence spécifiques aux différents biens (ou *conditionnels*), le modèle de Barten (1964) ou encore le modèle de Gorman-Barten (1976).

Notons que les facteurs d'équivalence spécifiques se distinguent des facteurs d'équivalence généraux par le fait qu'ils illustrent l'impact des caractéristiques des ménages sur le bien-être lié à la consommation des différents biens pris individuellement plutôt que l'impact des caractéristiques sur le bien-être lié à la consommation dans son ensemble.

Ces quatre étapes sont donc communes aux différentes méthodes faisant appel à des fonctions d'utilité. Voyons maintenant l'origine et les motifs du choix de la méthode retenue dans le cadre de cet ouvrage.

CHAPITRE IV

LA « MÉTHODE PHIPPS » MODIFIÉE

Ce chapitre est consacré au modèle sélectionné pour l'estimation de l'échelle d'équivalence de revenu du Québec. Le modèle et les motifs sous-tendant son choix sont d'abord expliqués. Puis, le modèle est présenté sous forme mathématique et les différentes étapes à franchir pour obtenir les équations à estimer sont appliquées.

4.1 Présentation du modèle

La méthode choisie pour cet ouvrage s'inspire des travaux de Shelley Phipps (Phipps, 1998) sur des microdonnées canadiennes. Cette méthode se classe parmi les méthodes empiriques faisant appel à une fonction d'utilité. Tout comme le modèle translog et le modèle AIDS, elle repose sur l'estimation d'un système de demande sous forme de parts du revenu consacrées aux différents biens. Les paramètres des fonctions de parts permettent ensuite l'identification de la fonction d'utilité et des facteurs d'équivalence. Bien que la fonction d'utilité indirecte soit de type translog, les facteurs d'équivalence sont estimés directement dans la fonction d'utilité et non en deux temps comme dans le modèle translog classique (Jorgenson et Slesnick, 1987). Notons que ce modèle permet d'estimer les facteurs d'équivalence généraux.

À l'aide de son modèle, Phipps estime le coût en terme de bien-être d'avoir des enfants au Canada, c'est-à-dire les facteurs d'équivalence des familles selon le nombre d'enfants. Cette application particulière des facteurs d'équivalence aux enfants est communément appelée « cost-of-a-child ». Pour son estimation, elle se limite aux familles composées de deux parents, vivant en milieu urbain et exclut les personnes âgées. De plus, son système de demande regroupe seulement quatre catégories de biens qu'elle estime être représentatives du bien-être économique du ménage, à savoir la nourriture, les vêtements, le

transport et le logement. Toute considération autre que les enfants est donc évacuée. Par ailleurs, l'échantillon qu'elle utilise n'est pas représentatif, puisqu'elle n'utilise pas la pondération de la base de données dans sa régression. La méthode retenue pour notre estimation de l'échelle québécoise est inspirée du modèle de Phipps en le modifiant de façon à inclure tous les ménages et tous les individus, jeunes et vieux. De plus, une régression pondérée est pratiquée afin de maintenir la représentativité de nos résultats.

4.2 Résolution du modèle

4.2.1 Fonction d'utilité

Rappelons-nous que le premier objectif à atteindre pour l'application du présent modèle est de définir une fonction d'utilité indirecte. Cette première étape est fondamentale et commune au calcul des facteurs d'équivalence par les méthodes fondées sur l'utilité. Cette première section y est donc consacrée.

4.2.1.1 Fonction d'utilité indirecte

Posons d'abord la fonction d'utilité directe suivante pour le ménage k :

$$(1) U(x, S_k) = u$$

où x est le vecteur des demandes marshalliennes et S_k le vecteur des caractéristiques du ménage k .

La fonction d'utilité indirecte associée à cette fonction d'utilité et découlant de la maximisation est donc :

$$(2) v(p, M_k, S_k) = \max (U(x, S_k) | p'x \leq M_k)$$

où p est un vecteur de prix, M_k est le revenu du ménage k et S_k est un vecteur de caractéristiques du ménage k .

Avant d'aller plus loin, puisque ce modèle identifie directement les facteur d'équivalence dans la fonction d'utilité, posons dès maintenant d , un facteur d'équivalence général où d peut être exprimé comme étant le rapport des fonctions de dépense du ménage k et du ménage de référence « 0 » pour le même niveau d'utilité.

$$(3) d = \frac{e(u, p, S_k)}{e(u, p, S_0)}$$

où $e(u, p, S_k)$ est la fonction de dépense du ménage k possédant le vecteur de caractéristiques S_k et $e(u, p, S_0)$ est la fonction de dépense du ménage de référence 0 possédant le vecteur de caractéristiques S_0 .

On peut réécrire la fonction d'utilité indirecte du ménage de la façon suivante :

$$(4) v(p, M_k, S_k) = v\left(p, \frac{M_k}{d}, S_0\right)$$

où S_0 est le vecteur de caractéristiques d'un ménage de référence.

Pour estimer les facteurs d'équivalence, il faut définir une forme fonctionnelle pour la fonction d'utilité indirecte et pour le facteur d'équivalence. Comme nous l'avons mentionné au chapitre précédent, ce choix est déterminant pour le reste du processus.

La fonction d'utilité indirecte choisie détermine le système de demande qui en découle. Nous pourrions opter pour des systèmes tels le modèle AIDS ou encore l'application directe du modèle translog. Or, ces deux modèles, bien qu'étant les plus utilisés dans l'estimation des facteurs d'équivalence, ont la lacune de générer des facteurs d'équivalence qui dépendent du niveau d'utilité. Les facteurs d'équivalence calculés sont donc exacts seulement pour le niveau d'utilité choisi. Bien que ce biais ne semble pas trop important dans les faits, il peut être évité en choisissant un système assurant l'exactitude des facteurs d'équivalence, ce qui est appelé « equivalence scale exactness » ou encore « independence of base » dans la littérature (Blackorby et Donaldson, 1993). Pour obtenir une telle propriété, Phipps identifie deux conditions nécessaires et suffisantes :

- 1- Une forme fonctionnelle qui ne soit pas *piglog* de type $v(p, M, S_0) = v^*(p, M)$ doit être adoptée pour la fonction d'utilité indirecte.
- 2- La forme fonctionnelle du facteur d'équivalence doit être indépendante du niveau d'utilité, c'est-à-dire être du type $d = d(S_k, p)$

Ainsi, la fonction d'utilité indirecte, peut s'écrire de la forme suivante :

$$v(p, M_k, S_k) = v^* \left(p, \frac{M_k}{d(S_k, p)} \right)$$

4.2.1.2 Attribution d'une forme fonctionnelle spécifique à la fonction d'utilité indirecte

La forme fonctionnelle choisie est de type translog (transcendantale logarithmique), c'est-à-dire que c'est une approximation de Taylor de deuxième ordre d'une fonction d'utilité indirecte exprimée sous forme logarithmique. Le choix de cette forme n'est pas fortuit : la forme translog possède de nombreux avantages. Sa plus grande qualité est sans aucun doute sa grande flexibilité. En effet, puisque celle-ci consiste en une approximation au second degré, elle n'impose pas a priori de forme fonctionnelle particulière à la fonction d'utilité. Cela permet ainsi de limiter de façon appréciable les sources de biais de spécification du modèle. Une étude intéressante des propriétés de la fonction translog a d'ailleurs été réalisée par Simmons et Weiserbs (1979).

Pour obtenir notre fonction translog, prenons la fonction d'utilité indirecte du ménage de référence 0.

$$v(p, M, S_0) = v^*(p, M)$$

1- Transformation logarithmique des variables

Passons maintenant de notre fonction d'utilité exprimée en termes des prix et des caractéristiques des ménages à une forme beaucoup plus commode, notamment à des fins de régression, la forme logarithmique. Pour ce faire, nous exprimons le logarithme de l'utilité en terme des logarithmes des prix et du revenu.

$$v = v^*(\ln p, \ln M)$$

2- Imposition de l'homogénéité de degré zéro dans les prix.

Rappelons que la théorie économique prétend qu'une hausse simultanée et proportionnelle des prix et du revenu ne devrait pas affecter le comportement d'un consommateur rationnel. On appelle cela *l'absence d'illusion monétaire* et cela se traduit dans la fonction d'utilité par une homogénéité de degré zéro par rapport aux prix et au revenu. Par conséquent, on peut diviser toutes les variables par un même facteur, par exemple M, et conserver une fonction d'utilité indirecte équivalente. Ainsi :

$$v = v^*\left(\ln \frac{p}{M}, 1\right)$$

ou encore

$$v = v^*\left(\ln \frac{p}{M}\right)$$

L'imposition de l'homogénéité de degré zéro dans les prix n'affecte en rien l'application de l'identité de Roy.

3- Expansion de Taylor du second ordre

Nous procédons maintenant à l'approximation de Taylor du second ordre de notre fonction d'utilité exprimée en logarithmes. Nous obtenons ainsi la forme suivante :

$$\ln v(p, M_0) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln\left(\frac{p_i}{M}\right) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln\left(\frac{p_i}{M}\right) \ln\left(\frac{p_j}{M}\right) \quad (1)$$

4.2.1.3 Attribution d'une forme fonctionnelle spécifique au facteur d'équivalence

Pour ce qui est du facteur d'équivalence, nous choisissons la forme fonctionnelle Cobb-Douglas suivante pour le facteur d'équivalence :

$$\ln d(S_k, p) = \sum_c s_c \ln(N_c^*) + \sum_i \sum_c \gamma_{ic} N_c \ln(p_i) \quad (2)$$

où N_c est le nombre d'individus du ménage k dans chaque catégorie d'âges et où N_c^* est le nombre d'individus du ménage k dans chaque catégorie d'âges modifié pour permettre l'utilisation des logarithmes à l'aide de la transformation monotone croissante suivante :

$$N_c^* = \frac{N_c + 2}{2}.$$

Cette fonction ne dépendant pas du niveau d'utilité, elle respecte la propriété d'exactitude des facteurs d'équivalence. De plus, la situation pour laquelle $d = 1$ (donc le ménage de référence) est un ménage fictif sans individu dans l'un et l'autre des deux groupes. C'est donc une sorte de donnée à l'origine. Toutefois, un ménage de référence autre pourrait être choisi en normalisant les facteurs d'équivalence de sorte à imposer la valeur 1 au facteur de ce ménage.

Notons que cette fonction est homogène de degré zéro en p de façon à préserver l'homogénéité de degré zéro de la fonction d'utilité indirecte en p et M .

Ces deux fonctions nous permettent maintenant d'écrire la fonction d'utilité indirecte de tout ménage k de la façon suivante :

$$\ln v(p, M_k, S_k) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln \left(p_i \frac{d(S_k, p)}{M_k} \right) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln \left(p_i \frac{d(S_k, p)}{M_k} \right) \ln \left(p_j \frac{d(S_k, p)}{M_k} \right) \quad (3)$$

Les paramètres α_0 , α_i , β_{ij} , γ_{ic} et s_c sont donc les éléments à estimer pour identifier notre fonction d'utilité indirecte et nos facteurs d'équivalence.

4.3.2 Système de parts

L'utilité n'étant pas observable, il nous faut dériver des fonctions représentant le comportement du ménage qui, elles, sont observables. Pour y parvenir, nous ferons usage de l'identité de Roy.

Toutefois, puisque la fonction d'utilité est sous forme logarithmique, nous devons utiliser la forme logarithmique de l'identité de Roy. Cette identité prend la forme suivante:

$$w_{ik} = \frac{\partial \ln V / \partial \ln(p_i / M_k)}{\sum_j \partial \ln V / \partial \ln(p_j / M_k)}$$

où $w_{ik} \equiv p_i x_i / M_k$ est la part du revenu du ménage k consacrée au bien i .

Notons que sous sa forme logarithmique, l'application de l'identité de Roy n'engendre plus les fonctions de demande du ménage pour les différents biens, mais nous donne plutôt les fonctions de parts du revenu du ménage consacrées à ceux-ci. Chaque part représente la portion du revenu du ménage consacrée au bien en question.

Débutons par le numérateur :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln V}{\partial \ln(p_i / M_k)} &= \alpha_i + \sum_i \alpha_i \sum_c \gamma_{ic} N_c^* + \sum_j \beta_{ij} \ln(p_i / M_k) + \beta_{yi} \ln d(S_k, p) \\ &\quad + \sum_j \beta_{jy} \ln(p_i / M_k) \sum_c \gamma_{ic} N_c^* + \sum_j \beta_{jy} \sum_c \gamma_{ic} N_c^* \ln d(S_k, p) \end{aligned}$$

où $\beta_{jy} = \beta_{j1} + \beta_{j2} + \beta_{j3} + \beta_{j4}$ et $\beta_{yj} = \beta_{1j} + \beta_{2j} + \beta_{3j} + \beta_{4j}$

Puisque la fonction est homogène de degré zéro, on peut multiplier les paramètres par une constante et obtenir une autre série de paramètres générant le même système de part de

revenus. On peut donc normaliser les paramètres sans modifier la structure de dépense des ménages, ce qui nous permet de réduire le nombre de paramètres à estimer.

En normalisant la somme des α_i à -1 on obtient :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln V}{\partial \ln(p_i/M_k)} &= \alpha_i - \sum_c \gamma_{ic} N_c^* + \sum_j \beta_{ij} \ln(p_j/M_k) + \beta_{yi} \ln d(S_k, p) \\ &\quad + \sum_j \beta_{jy} \ln(p_j/M_k) \sum_c \gamma_{ic} N_c^* + \sum_j \beta_{jy} \sum_c \gamma_{ic} N_c^* \ln d(S_k, p) \end{aligned}$$

Calculons maintenant le dénominateur en normalisant la somme des γ_{ic} à 0 (pour assurer l'homogénéité de degré zéro dans les prix).

$$\sum_j \frac{\partial \ln V}{\partial \ln(p_j/M_k)} = -1 + \sum_t \beta_{ty} \ln(p_t/M_k) + \sum_t \beta_{ty} \ln d(S_k, p)$$

Finalement, on obtient :

$$\begin{aligned} w_{ik} &= \frac{\frac{\partial \ln V}{\partial \ln(p_i/M_k)}}{\sum_i \frac{\partial \ln V}{\partial \ln(p_i/M_k)}} \\ &= \frac{\alpha_i - \sum_c \gamma_{ic} N_c^* + \sum_j \beta_{ij} \ln(p_j/M_k) + \beta_{yi} \ln d(S_k, p) + \sum_j \beta_{jy} \ln(p_j/M_k) \sum_c \gamma_{ic} N_c^* + \sum_j \beta_{jy} \sum_c \gamma_{ic} N_c^* \ln d(S_k, p)}{-1 + \sum_j \beta_{jy} \ln(p_j/M_k) + \sum_j \beta_{jy} \ln d(S_k, p)} \\ &= \frac{\alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln(p_j/M_k) + \beta_{yi} \ln d(S_k, p)}{-1 + \sum_j \beta_{jy} \ln(p_j/M_k) + \sum_j \beta_{jy} \ln d(S_k, p)} + \sum_c \gamma_{ic} N_c^* \end{aligned} \tag{4}$$

On remarque qu'en l'absence du facteur d'équivalence, $d = 1$ et $N_c^* = 0$, on obtient le système classique de demande dans le cas translog.

Nous possédons maintenant un système de demande complet sous forme de parts. L'estimation de ses paramètres nous permettra d'obtenir les facteurs d'équivalence des ménages de notre choix et de constituer l'échelle d'équivalence de revenu du Québec. La

prochaine partie de cet ouvrage sera dédiée à l'estimation économétrique du modèle présenté dans le présent chapitre.

DEUXIÈME PARTIE

APPLICATION EMPIRIQUE

CHAPITRE V

ESTIMATION DU MODÈLE

Ce chapitre fournit les détails techniques de l'estimation à effectuer. Les données utilisées sont présentées, puis la méthode économétrique employée ainsi que les tests de propriétés à effectuer sont élaborés. Finalement, les statistiques descriptives principales des différentes variables utilisées lors de la régression sont présentées.

5.1 Microdonnées utilisées

Les microdonnées sur les ménages utilisées pour ce mémoire proviennent de l'*Enquête sur les dépenses des ménages* réalisée par Statistique Canada depuis 1997. Cette enquête reprend l'essentiel du contenu étudié dans l'*Enquête sur les dépenses des ménages* ainsi que dans l'*Enquête sur l'équipement ménager* réalisées antérieurement à 1997.

Cette enquête prend la forme d'une série de questions posées en entrevue de personne à personne au moyen d'un questionnaire par un agent de Statistique Canada sur les « habitudes de dépenses, les caractéristiques du logement et l'équipement ménager des ménages canadiens pendant l'année »⁶ en question. On demandait aux gens de se « rappeler les dépenses engagées au cours de l'année civile précédente (pour les habitudes de dépenses) ou l'information au 31 décembre (pour les caractéristiques du logement et l'équipement ménager) »⁷.

⁶ STATISTIQUE CANADA, « Guide de l'utilisateur : fichier de microdonnées à grande diffusion. Enquête sur les dépenses des ménages 2003 », mai 2005.

⁷ STATISTIQUE CANADA, « Guide de l'utilisateur : fichier de microdonnées à grande diffusion. Enquête sur les dépenses des ménages 2003 », mai 2005.

Les informations suivaient ensuite une longue série de procédures de vérifications électroniques et humaines à la fois sur la complétion des questionnaires, sur l'entrée des données sur support électronique, sur la logique et la cohérence des réponses, etc.

Notre base de données regroupe l'*Enquête sur les dépenses des ménages* pour toutes les années de 1997 à 2004. Au total, elle contient 128 448 observations, dont 17 957 observations québécoises, contenant chacune de nombreuses variables sur les caractéristiques du ménage et ses dépenses. Les questions du questionnaire étant de types nominal et quantitatif, les données prennent parfois la forme de nombres binaires et d'autre la forme de valeurs numériques. Une pondération est également incluse dans cette étude de façon à assurer la représentativité des résultats.

Les prix utilisés pour l'estimation sont les indices des prix à la consommation annuels de 1997 à 2004, par province, tirés du tableau 326-0002 de Statistique Canada.

5.2 Estimation économétrique

Le chapitre précédent nous a fourni un système de parts que l'on peut régresser pour pouvoir identifier les facteurs d'équivalence. En ajoutant un terme stochastique à chaque équation de part, on peut estimer les paramètres économétriquement. Ce système n'étant pas linéaire, il doit être estimé de façon itérative. De plus, ses équations étant dépendantes l'une de l'autre, elles doivent être estimées de façon simultanée pour tenir compte de la corrélation entre elles. La méthode itérée de Zellner a été utilisée pour cette régression grâce au logiciel économétrique *TSP*. En outre, puisque les équations estimées sont des parts de revenu, elles sont nécessairement à 1 et sont donc colinéaires. Pour pallier ce problème, on doit laisser tomber une équation lors de l'estimation. Les coefficients de cette dernière peuvent être calculés de façon résiduelle à l'aide des coefficients estimés des autres équations. Notons que pour l'estimation de ce modèle, contrairement à la plupart des estimations effectuées dans la littérature, une régression pondérée a été effectuée (voir appendice A, page 65), c'est-à-dire qu'une variable de poids accordé à chaque ménage permet d'assurer la représentativité de l'échantillon au niveau canadien.

Les dépenses des ménages sont regroupées en cinq catégories : Nourriture, Vêtements, Transports, Logement et Autres. L'agrégat Autres est composé des dépenses en entretien ménager, en articles et accessoires d'ameublement, en soins de santé, en soins personnels, en loisirs, en matériel de lecture, en éducation, en produits du tabac et boissons alcoolisées et finalement en jeux de hasard. Notons que les catégories de dépenses ne constituant pas des choix de consommation (ex : taxes et impôts) ont été exclues.

Chaque catégorie de bien est associée à l'indice correspondant du tableau de prix. Lors de l'estimation, chaque prix est corrigé pour tenir compte de l'inflation. Le prix de la catégorie Autres est un indice de Laspeyres des prix des diverses composantes de cet agrégat.

Les caractéristiques de composition des ménages disponibles dans la base de données étant limitées, les caractéristiques retenues pour la régression sont le nombre d'individus du ménage âgés de 0 à 17 ans (catégorie nommée « enfants ») et le nombre d'individus du ménage âgés de 18 ans et plus (catégorie nommée « adultes »).

Bien que notre intérêt porte sur le cas québécois, nous avons estimé notre modèle à l'aide de plusieurs sous-ensembles de données tirées de l'enquête : le Québec, le Québec urbain, le Québec rural, les Maritimes (N-B, N-E, I-P-E, T-N), les Prairies (Sask, Alb, Man), la Colombie-Britannique, l'Ontario et finalement, le Québec urbain une fois encore, mais en éliminant une catégorie de biens. Voyons en détails l'intérêt de chacune.

Notre objectif étant d'estimer les facteurs d'équivalence du Québec, l'intérêt de la première régression (Québec) est évidente. Nous procédons ensuite à la même régression (Québec), mais en nous limitant aux ménages vivant en milieu urbain, puis en milieu rural. Ces deux régressions nous permettent de constater l'impact du milieu (urbain ou rural) sur les facteurs d'équivalence du Québec. Cela permettra également de répondre à la question : en coûte-t-il plus ou moins cher, en termes de bien-être, pour un ménage doté de caractéristiques données de vivre à la ville plutôt qu'à la campagne?

Les quatre régressions suivantes (Maritimes, Prairies, Colombie-Britannique et Ontario) sont effectuées dans le but de comparer le Québec aux différentes provinces canadiennes et de pouvoir situer celui-ci parmi elles en termes de facteurs d'équivalence.

Le choix de procéder à plusieurs régressions plutôt que d'inclure une variable binaire pour chaque province (ou milieu dans le cas urbain/rural) a été fait pour limiter le nombre de variables incluses dans le système de parts. En effet, le système de parts étant non linéaire, plus le nombre de variables est grand, plus il est difficile de faire converger le modèle.

Une dernière régression est effectuée : Québec urbain, mais en éliminant l'agrégat « Autres », c'est-à-dire en nous limitant à quatre catégories de biens. Le but de cette régression est le suivant : la plupart des estimations des facteurs d'équivalence réalisées par le passé sont très restrictives en terme de catégories de biens, se limitant à quelques biens jugés représentatifs du bien-être des ménages. De plus, ces biens sont souvent des biens de nécessité. Cela soulève la question de l'impact de ces choix sur les résultats obtenus. Ainsi, en comparant une régression à cinq biens, dont un agrégat de biens normaux et de luxe, avec cette même régression, mais à quatre biens seulement (sans l'agrégat), on peut observer à la fois l'impact de la limitation du nombre de biens, mais aussi, l'impact de la nature des biens exclus. Il est à noter que le choix du sous-ensemble Québec urbain plutôt que l'ensemble Québec a été fait pour deux raisons. D'une part, les résultats de la régression de Québec urbain semblaient plus intéressants et d'autre part, les autres facteurs d'équivalence estimés par le passé (par ex : Phipps) ont été estimés en excluant les ménages de milieu rural pour différentes raisons.

5.3 Tests de propriétés

Puisque l'homogénéité dans les prix et le revenu a été imposée de même que la monotonie dans les prix, il ne reste qu'à tester les propriétés de la matrice de Slutsky qui doit être semi-définie négative et symétrique. Notons que la symétrie est imposée puisque, par définition $\beta_{ij} = \beta_{ji}$. Il ne reste donc que la négativité comme propriété à tester.

L'équation suivante décrit chaque terme de la matrice de Slutsky de notre système d'équation (voir appendice B, p.66 pour la preuve et la définition de D) :

$$S_{ij} = \frac{y}{p_i p_j} \frac{1}{D} \left(\beta_{ij} - w_i \sum_l \beta_{lj} - w_j \sum_k \beta_{ik} - \delta_{ij} w_i + w_i w_j \left(1 + \sum_l \sum_k \beta_{lk} \right) \right) \quad (5)$$

On peut aisément constater la symétrie de la matrice, symétrie qui avait été imposée plus tôt.

Pour tester la négativité de la matrice de Slutsky, remplaçons d'abord le terme entre parenthèses par B_{ij} . Nous obtenons :

$$S_{ij} = \frac{y}{p_i p_j} \frac{1}{D} B_{ij}$$

Cela nous permet d'exprimer la matrice de Slutsky de la façon suivante :

$$S = \begin{pmatrix} \frac{y}{D} & & \\ & \ddots & \\ & & \frac{y}{D} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{p_1} & & 0 \\ & \ddots & \\ & & \frac{1}{p_n} \end{pmatrix} B \begin{pmatrix} \frac{1}{p_1} & & 0 \\ & \ddots & \\ & & \frac{1}{p_n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{y}{D} & & \\ & \ddots & \\ & & \frac{y}{D} \end{pmatrix} P B P$$

Pour que S soit semi-définie négative, il faut que :

$$0 \geq v^T S v$$

$$\text{or } v^T S v = \frac{y}{D} v^T P B P v = \frac{y}{D} \gamma^T B \gamma$$

Puisque y/D est positif, pour que S soit semi-définie négative, il faut que $0 \geq \gamma^T B \gamma$, c'est-à-dire que B soit semi-définie négative.

Pour tester cette propriété théorique de S , il suffit de calculer les valeurs propres de la matrice B issue de chaque régression effectuée. Puisque les valeurs propres d'une matrice semi-définie négative sont négatives ou nulles, la simple observation de signes négatifs de celles-ci constitue un test adéquat.

De plus, notons qu'à cause de l'homogénéité imposée dans les prix, le rang de chaque matrice devrait être de degré $n-1$, ce qui implique qu'une seule des valeurs propres de chaque matrice doit être égale à zéro.

5.4 Statistiques descriptives des variables utilisées

En guise de supplément d'information sur les variables utilisées, voici une description sommaire de chacune d'entre elles.

Tout d'abord, il y a un premier groupe de variables qui constituent des outils permettant de travailler les données associées à chaque ménage de la base de données. Il s'agit respectivement de l'année où a évolué le ménage en question (*ANNEE*), de sa province de résidence (*PROVINCP*), du poids associé au ménage pour assurer la représentativité (*WEIGHT*) et de la racine carrée de ce poids (*RW*) qui est nécessaire pour effectuer une régression pondérée.

Tableau 5.1
Statistiques descriptives des variables outils

Nom de la variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<i>ANNEE</i>	2000,4	2,296	1997	2004
<i>PROVINCP</i>	33,1	17,773	0	60
<i>WEIGHT</i>	734,2	823,108	1	11937
<i>RW</i>	23,7	13,171	1	109,3

Deuxièmement, il y a le groupe de variables associées aux dépenses des ménages. Dans ce groupe, on retrouve la dépense du ménage en nourriture (*NOURRITURE*), en

logement (*LOGEMENT*), en vêtements (*VETEMENTS*), en transports (*TRANSPORT*) et finalement dans les autres biens (*AUTRES*). Pour la régression à cinq biens, on a en plus une variable de dépense totale (*DEPTOT*) ainsi que la part de cette dépense totale consacrée à chaque catégorie de dépense (*PART1*→nourriture, *PART2*→logement, *PART3*→vêtements, *PART4*→transports, *PART5*→autres). Pour la régression à quatre biens, on a aussi une variable de dépense totale (*DEPTOT_2*) qui exclut la dépense dans la catégorie résiduelle (*AUTRE*), ainsi que la part de cette dépense totale consacrée à chaque catégorie (*PART1_2*→nourriture, *PART2_2*→logement, *PART3_2*→vêtements, *PART4_2*→transports).

Tableau 5.2
Statistiques descriptives des variables des dépenses des ménages

Nom de la variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
<i>NOURRITURE</i>	5878,99	3472,405	0	46700,000
<i>LOGEMENT</i>	9308,58	7044,148	0	301947,313
<i>VETEMENTS</i>	2146,11	2292,879	0	76860,000
<i>TRANSPORTS</i>	6944,48	9084,243	0	427536,000
<i>AUTRES</i>	11490,26	9438,599	0	396591,000
<i>DEPTOT</i>	35768,41	23333,256	62	612020,000
<i>PART1</i>	0,18	0,0810	0	0,896
<i>PART2</i>	0,28	0,128	0	0,961
<i>PART3</i>	0,06	0,0382	0	0,598
<i>PART4</i>	0,16	0,131	0	0,959
<i>PART5</i>	0,31	0,110	0	0,970
<i>DEPTOT_2</i>	24278,16	16150,084	50	439305,000
<i>PART1_2</i>	0,27	0,117	0	1,000
<i>PART2_2</i>	0,41	0,162	0	1,000
<i>PART3_2</i>	0,09	0,061	0	0,834
<i>PART4_2</i>	0,24	0,167	0	0,988

Troisièmement, nous avons les variables de prix, à savoir l'indice des prix à la consommation (*IPC*), un agrégat de prix pour la nourriture (*PI*), un agrégat de prix pour le logement (*P2*), un agrégat de prix pour les vêtements (*P4*), un agrégat de prix pour le transport (*P5*) et un agrégat de prix pour la catégorie autres (*PA*) qui, comme nous l'avons mentionné plus haut, fut construit à l'aide d'un indice de Laspeyres. Chaque prix utilisé pour la régression devant tenir compte de l'inflation, un prix modifié fut construit pour chaque catégorie (*PP1*→nourriture, *PP2*→logement, *PP3*→vêtements, *PP4*→transports, *PP5*→autres). Finalement, les variables *LNP1* à *LNP5* représentent ces prix exprimés en logarithmes et les variables *LNP1N* à *LNP5N* représentent ces mêmes prix exprimés sous forme de logarithmes, mais d'abord normalisés par la dépense totale de chaque ménage.

Tableau 5.3
Statistiques descriptives des variables de prix

Nom de la variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<i>IPC</i>	116,796	4,8320	110,40	124,70
<i>PI</i>	115,548	6,0080	106,00	129,90
<i>P2</i>	112,105	8,6545	98,10	137,50
<i>P4</i>	106,408	5,2601	96,20	116,70
<i>P5</i>	129,974	9,7674	112,80	155,80
<i>PA</i>	1,072	0,0557	1,00	1,19
<i>PP1</i>	0,989	0,0188	0,96	1,04
<i>PP2</i>	0,959	0,0530	0,84	1,10
<i>PP3</i>	0,912	0,0603	0,77	1,03
<i>PP4</i>	1,112	0,0500	1,01	1,25
<i>PP5</i>	0,009	0,0001	0,01	0,01
<i>LNP1</i>	-0,011	0,0189	-0,05	0,04
<i>LNP2</i>	-0,043	0,0551	-0,17	0,10
<i>LNP3</i>	-0,094	0,0672	-0,26	0,03
<i>LNP4</i>	0,105	0,0448	0,01	0,22
<i>LNP5</i>	-4,691	0,0143	-4,72	-4,65

<i>LNP1N</i>	-5,541	0,6469	-8,63	0,56
<i>LNP2N</i>	-5,573	0,6508	-8,68	0,51
<i>LNP3N</i>	-5,623	0,6548	-8,68	0,52
<i>LNP4N</i>	-5,425	0,6439	-8,53	0,71
<i>LNP5N</i>	-10,221	0,6466	-13,30	-4,11

Finalement, nous avons les variables de caractéristiques des ménages. Nous y retrouvons le nombre d'individus du ménage âgés entre 0 et 4 ans (*CH04D31*), le nombre d'individus du ménage âgés entre 5 et 17 ans (*CH517D31*), le nombre d'individus du ménage âgés entre 18 et 24 ans (*Y1824D31*), le nombre d'individus du ménage âgés entre 25 et 64 ans (*P2564D31*) et le nombre d'individus du ménage âgés de plus de 65 ans (*SE65D31P*). Ces cinq variables ont servi à construire les variables *AGE017* et *AGE18ETPLUS*, qui représentent respectivement le nombre d'individus du ménage âgés entre 0 et 17 ans et ceux âgés de 18 ans et plus. Les variables *LNNBAGE017* et *LNNBAGE18ETPLUS* correspondent aux logarithmes d'une transformation de *AGE017* et *AGE18ETPLUS* (voir alinéa 4.2.1.3, dans la première partie de cet ouvrage, pages 25 et 26).

Tableau 5.4
Statistiques descriptives des variables de caractéristiques des ménages

Nom de la variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
<i>CH04D31</i>	0,157	0,44	0	2,0
<i>CH517D31</i>	0,466	0,83	0	3,0
<i>Y1824D31</i>	0,222	0,52	0	2,0
<i>P2564D31</i>	1,309	0,79	0	2,0
<i>SE65D31P</i>	0,312	0,61	0	2,0
<i>AGE017</i>	0,623	0,97	0	5,0
<i>AGE18ETPLUS</i>	1,843	0,71	0	6,0
<i>LNNBAGE017</i>	0,216	0,32	0	1,3
<i>LNNBAGE18ETPLUS</i>	0,637	0,18	0	1,4

5.5 Revenu total moyen pondéré

Un autre élément descriptif des différents ensembles et sous-ensembles sélectionnés mérite qu'on s'y attarde avant de passer aux régressions. Il s'agit du revenu moyen pondéré de chaque ensemble et sous-ensemble, c'est-à-dire le revenu moyen de l'échantillon pondéré par le vecteur de poids. En effet, les différences de revenus pouvant être sources d'écarts entre les facteurs d'équivalence estimés via chaque régression, il est important d'en prendre connaissance avant d'analyser les facteurs d'équivalence obtenus. Le tableau 5.5 présente ces revenus moyens pondérés. Rappelons que dans notre modèle, le revenu correspond à la somme des dépenses. Mentionnons aussi que ce revenu moyen ne doit pas être perçu comme le véritable revenu moyen des ménages de notre échantillon puisque certaines catégories de dépenses ne constituant pas de la consommation (ex : taxes et impôts) n'ont pas été incluses dans notre analyse. Ces moyennes constituent plutôt des outils pour constater les différences inter échantillons et permettrons une meilleure comparaison des facteurs d'équivalence obtenus.

Tableau 5.5
Revenu moyen pondéré pour chaque régression
(cinq catégories de biens sauf régression 8)

Régression	Revenu moyen pondéré
Régression 1 : Québec	32 836,61 \$
Régression 2 : Québec urbain	33 024,43 \$
Régression 3 : Québec rural	31 777,24 \$
Régression 4 : Maritimes	32 774,42 \$
Régression 5 : Prairies	38 598,09 \$
Régression 6 : Colombie-Britannique	39 391,02 \$
Régression 7 : Ontario	42 303,89 \$
Régression 8 : Québec urbain à quatre biens	22 838,03 \$

5.6 Nombre d'observations pour chaque régression

Le nombre d'observations varie pour chaque régression effectuée. Même si la pondération utilisée permet d'assurer la représentativité, il est important de connaître le nombre d'entrées différentes qui ont permis d'effectuer ces régressions. À l'exception de la

régression 3, elles ont toutes un nombre d'observations très élevé se situant entre 14 000 et 38 000.

Tableau 5.6
Nombre d'observations pour chaque régression

Régression	Nombre d'observations
Régression 1 : Québec	17 957
Régression 2 : Québec urbain	15 113
Régression 3 : Québec rural	2 844
Régression 4 : Maritimes	37 901
Régression 5 : Prairies	36 029
Régression 6 : Colombie-Britannique	14 717
Régression 7 : Ontario	16 326
Régression 8 : Québec urbain à quatre biens	15 113

Toutes les technicités étant réglées, le prochain chapitre présentera les résultats des régressions effectuées.

CHAPITRE VI

RÉSULTATS EMPIRIQUES

Ce chapitre présente les résultats obtenus par l'estimation des paramètres du système de parts. Ces paramètres permettent de calculer les facteurs d'équivalence pour les ménages de notre choix et de constituer des échelles d'équivalence de revenu. Dans un premier temps, les ménages types retenus sont exposés, puis nous analysons la qualité des régressions effectuées. Les paramètres estimés par ces régressions nous permettent de calculer les facteurs d'équivalence des différents ménages retenus et de les normaliser au ménage de référence de notre choix. Les facteurs d'équivalence normalisés obtenus sont d'abord exposés puis, leurs implications en politique sociale sont discutés. Les facteurs d'équivalence du Québec sont ensuite comparés aux facteurs d'équivalence du sous-ensemble Québec urbain, puis aux autres provinces et au sous-ensemble Québec urbain à quatre catégories de biens. Finalement, les échelles québécoises obtenues sont comparées aux échelles d'équivalence de revenu arbitraires et aux échelles empiriques issues d'autres études.

6.1 Ménages types retenus

Pour présenter les résultats des estimations des facteurs d'équivalence, nous devons d'abord choisir un groupe de ménages types dotés de certaines caractéristiques. Le tableau 6.1 décrit les caractéristiques des quinze cas types retenus pour cet ouvrage. Ces ménages, bien que n'incluant pas tous les ménages possibles, représentent les cas les plus fréquents et donc les plus intéressants.

Tableau 6.1
Description des différents types de ménages évalués

Ménage type	Description
1	Un adulte vivant seul
2	Un adulte avec un enfant
3	Un adulte avec deux enfants
4	Un adulte avec trois enfants
5	Un adulte avec quatre enfants
6	Un adulte avec cinq enfants
7	Un adulte avec six enfants
8	Deux adultes
9	Deux adultes avec un enfant
10	Deux adultes avec deux enfants
11	Deux adultes avec trois enfants
12	Deux adultes avec quatre enfants
13	Deux adultes avec cinq enfants
14	Deux adultes avec six enfants
15	Trois adultes

6.2 Qualité des régressions effectuées

Dans cette section, nous jugeons de la qualité des régressions effectuées en analysant certaines statistiques importantes ainsi que les résultats du test de négativité. Les coefficients estimés peuvent être consultés à l'appendice C (page 68).

6.2.1 Statistiques importantes des régressions

L'analyse des R^2 et des statistiques Durbin-Watson nous permet d'apprécier la valeur des régressions effectuées. Tout d'abord, comme on peut le constater au tableau 6.2, les R^2 des équations des différentes régressions atteignent des valeurs élevées se situant entre 0,67 et 0,91, ce qui témoigne d'une valeur explicative acceptable. Rappelons que les équations 1 à 4

correspondent à la part du revenu dépensé respectivement en nourriture, en logement, en vêtements et en transports⁸.

Tableau 6.2
*R*² des équations des différentes régressions

Régression	Équation 1	Équation 2	Équation 3	Équation 4
Régression 1 : Québec	0,90181	0,87009	0,71797	0,68959
Régression 2 : Québec urbain	0,90178	0,88052	0,71789	0,68994
Régression 3 : Québec rural	0,90608	0,82756	0,72117	0,71782
Régression 4 : Maritimes	0,89082	0,84792	0,71852	0,70457
Régression 5 : Prairies	0,86724	0,85804	0,69917	0,69041
Régression 6 : Colombie- Britannique	0,86310	0,84931	0,67027	0,68400
Régression 7 : Ontario	0,87227	0,87157	0,69431	0,69153
Régression 8 : Québec urbain à quatre biens	0,91019	0,90698	0,69759	-

Pour leur part, les statistiques de Durbin-Watson des différentes équations des régressions sont présentées au tableau 6.3 et se situent entre 1,76 et 2,01. Le nombre d'observations pour chaque régression étant très élevé (plusieurs milliers), les deux bornes entourant la zone d'indécision sont tellement rapprochées qu'elles se confondent presque. La plupart des statistiques des équations sont situées à l'intérieur de la zone de non rejet de l'hypothèse d'absence d'autocorrélation, ce qui accorde un point supplémentaire à la qualité des régressions effectuées.

⁸ Rappel : la part correspondant à l'agrégat AUTRES est obtenue de façon résiduelle pour les régressions 1 à 7. Pour la régression 8, qui exclut l'agrégat AUTRES, c'est la part des transports qui est obtenue de façon résiduelle.

Tableau 6.3
Statistique de Durbin-Watson des équations des différentes régressions

Régression	Équation 1	Équation 2	Équation 3	Équation 4
Régression 1 : Québec	1,89481	1,74914	1,93074	1,90730
Régression 2 : Québec urbain	1,90514	1,77567	1,93595	1,90720
Régression 3 : Québec rural	1,78938	1,91133	1,93394	2,01778
Régression 4 : Maritimes	1,89017	1,76803	1,89548	1,87117
Régression 5 : Prairies	1,88870	1,77952	1,93717	1,90932
Régression 6 : Colombie- Britannique	1,89926	1,88134	1,95641	1,93114
Régression 7 : Ontario	1,93994	1,88293	1,93514	1,93763
Régression 8 : Québec urbain à quatre biens	1,90404	1,81147	1,93509	-

6.2.2 Test de négativité

Tel que mentionné au chapitre précédent, la négativité de la matrice de Slutsky peut être vérifiée en calculant ses valeurs propres, ou de façon équivalente en calculant les valeurs propres de la matrice B . Rappelons que celle-ci était définie par les éléments :

$$B_{ij} = \beta_{ij} - w_i \sum_l \beta_{lj} - w_j \sum_k \beta_{ik} - \delta_{ij} w_i + w_i w_j \left(1 + \sum_l \sum_k \beta_{lk} \right) \quad (6)$$

Pour ce faire, on doit choisir un point d'estimation de la matrice B , c'est-à-dire une valeur pour les w_i et les w_j . Les valeurs retenues pour le test correspondent aux parts moyennes pondérées à l'aide du vecteur de poids. Celles-ci sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Tableau 6.4
Parts moyennes pondérées de chaque catégorie de bien pour chaque régression

Régression	Part 1	Part 2	Part 3	Part 4	Part 5
Régression 1 : Québec	0,20277	0,28131	0,05858	0,15530	0,30204
Régression 2 : Québec urbain	0,20035	0,29031	0,05887	0,15001	0,30045
Régression 3 : Québec rural	0,21644	0,23051	0,05690	0,18514	0,31101
Régression 4 : Maritimes	0,18708	0,26104	0,05713	0,17609	0,31866
Régression 5 : Prairies	0,17152	0,27644	0,05589	0,17168	0,32447
Régression 6 : Colombie-Britannique	0,17460	0,31033	0,05004	0,16025	0,30478
Régression 7 : Ontario	0,16779	0,31722	0,05697	0,16629	0,29174
Régression 8 : Québec urbain à quatre biens	0,28913	0,41258	0,08696	0,21134	-

Les valeurs propres obtenues pour la matrice B de chaque régression sont les suivantes :

Tableau 6.5
Valeurs propres obtenues pour chaque régression

Régression	$E1$	$E2$	$E3$	$E4$	$E5$
Régression 1 : Québec	-8,11E-11	-0,09207	-0,13333	-0,27682	-0,62756
Régression 2 : Québec urbain	-9,08E-11	-0,08869	-0,1296	-0,29076	-0,55552
Régression 3 : Québec rural	0,19391	-2,64E-11	-0,09377	-0,21238	-1,02582
Régression 4 : Maritimes	-9,87E-11	-0,07564	-0,18707	-0,32728	-0,46408
Régression 5 : Prairies	-7,63E-11	-0,00924	-0,08613	-0,28502	-0,37377
Régression 6 : Colombie-Britannique	-7,77E-11	-0,06769	-0,16846	-0,17684	-0,35183
Régression 7 : Ontario	-5,05E-11	-0,07910	-0,15044	-0,18661	-0,30914
Régression 8 : Québec urbain à quatre biens	-7,85E-11	-0,13358	-0,31095	-0,77934	-

Tel que mentionné au chapitre précédent, pour être cohérentes avec la théorie économique, les valeurs propres de la matrice B de chaque régression doivent être négatives

et comporter une valeur qui tend vers zéro. On constate donc qu'à l'exception de la régression 3, c'est-à-dire le sous-ensemble Québec rural, toutes les régressions passent le test. Ainsi, à l'exception de la régression 3, toutes les régressions effectuées donnent des résultats cohérents avec la théorie économique. L'échec de la régression 3 peut être potentiellement attribué au peu de données du sous-ensemble Québec rural. Rappelons aussi que les paramètres obtenus lors de la régression de ce sous-ensemble étaient problématiques puisqu'ils étaient majoritairement non significatifs. Finalement, ce résultat ne rejette pas nécessairement la théorie économique puisqu'on ne sait pas si la valeur propre $E1$ est significativement positive.

En définitive, à la lumière de l'étude des paramètres obtenus lors des différentes régressions, de leur qualité et les résultats des tests de négativité, nous pouvons conclure que les résultats obtenus pour les régressions 1, 2, 4, 5, 6, 7 et 8 sont cohérents à la fois statistiquement et théoriquement, tandis que nous ne pouvons en toute rigueur accepter la régression 3.

6.3 Normalisation des facteurs d'équivalence

Avant de présenter les facteurs d'équivalence évalués pour chaque régression, rappelons que les facteurs calculés ont été basés sur un ménage de référence de zéro individu, ce qui constitue donc une sorte de valeur à l'origine. Pour obtenir une échelle intéressante, il apparaît utile de normaliser les facteurs et les écart-types obtenus de façon à sélectionner un autre ménage de référence. Le ménage de référence choisi pour la normalisation est un adulte vivant seul (cas type #1). La normalisation posera donc la valeur de son facteur d'équivalence à 1 et les facteurs d'équivalence des autres ménages seront exprimés relativement à celui-ci.

6.4 Facteurs d'équivalence du Québec

La constitution d'une échelle d'équivalence de revenu à l'aide des paramètres estimés via la régression du système de parts de l'ensemble Québec et l'équation 2 nous donne les facteurs d'équivalence suivants une fois normalisés au cas type 1.

Tableau 6.6
Échelle d'équivalence de revenu du Québec

Cas type	Facteur d'équivalence estimé	Écart-type
Un adulte vivant seul	1,00	0,07
Un adulte avec un enfant	1,04	0,08
Un adulte avec deux enfants	1,07	0,09
Un adulte avec trois enfants	1,09	0,11
Un adulte avec quatre enfants	1,11	0,12
Un adulte avec cinq enfants	1,13	0,13
Un adulte avec six enfants	1,14	0,14
Deux adultes	1,23	0,15
Deux adultes avec un enfant	1,28	0,16
Deux adultes avec deux enfants	1,32	0,17
Deux adultes avec trois enfants	1,35	0,18
Deux adultes avec quatre enfants	1,37	0,20
Deux adultes avec cinq enfants	1,39	0,21
Deux adultes avec six enfants	1,41	0,22
Trois adultes	1,46	0,23

Le but de notre étude étant précisément d'obtenir des facteurs d'équivalence québécois, prenons quelques lignes pour analyser cette échelle. Tout d'abord, on constate que cette échelle attribue une plus-value relativement faible au fait d'avoir un enfant supplémentaire sur les facteurs d'équivalence des ménages. En effet, celle-ci d'environ 4 % pour un premier enfant par rapport à un individu seul décline même quand le nombre d'enfants s'accroît, c'est-à-dire que le sixième enfant n'ajoute qu'une plus-value de 1 %. Pour un ménage composé de deux adultes, les plus-values des enfants sont légèrement supérieures, étant d'environ 5 % pour un premier enfant et 2 % pour le sixième enfant. Par contre, un adulte supplémentaire ajoute une plus-value plus importante. Ainsi, il ajoute une plus-value de 23 % par rapport au facteur d'équivalence d'un ménage composé d'un adulte seul, plus-value qui demeure à 23 % pour le troisième adulte.

Ces facteurs peuvent sembler plutôt faibles relativement à ce que l'on pourrait penser de prime abord. Cela implique que les économies d'échelles à avoir un ménage plus nombreux, c'est-à-dire les coûts marginaux décroissants de certains biens et la répartition des coûts fixes des biens non rivaux au sein du ménage, sont importantes.

6.5 Implication en politique sociale

Ces résultats ont des implications évidentes et directes en politique sociale. Ainsi, un gouvernement se servant de cette échelle pour l'établissement de ses programmes sociaux, par exemple lors de l'évaluation des diverses prestations d'aide sociale, accorderait des montants respectant l'échelle ci-dessus, c'est-à-dire des montants nettement supérieurs aux adultes qu'aux enfants.

Pour comparer les politiques sociales du gouvernement du Québec à l'échelle que nous avons obtenue, il suffit de reconstituer l'échelle implicite que suit le gouvernement (consciemment ou non) en nous servant des diverses prestations offertes aux adultes et aux enfants. Les cas nous renseignant le plus sur cette échelle implicite sont indubitablement les ménages bénéficiant de l'aide de dernier recours et des différentes prestations pour enfants puisqu'ils offrent un portrait d'ensemble de l'aide gouvernementale.

Au Québec, pour ce qui est de l'aide de dernier recours, on retrouve principalement deux programmes : le Programme d'aide sociale et le Programme de solidarité sociale du Ministère de l'emploi et de la solidarité sociale (MESS). Le premier s'applique aux individus sans contrainte au travail ou avec contraintes temporaires alors que le second s'applique aux individus avec des contraintes permanentes. Puisque notre échelle d'équivalence de revenus n'inclut pas les caractéristiques d'handicaps physiques, mentaux ou autres contraintes au travail, nous nous limiterons seulement au Programme d'aide sociale et ce pour les montants attribués aux individus sans contrainte au travail.

En ce qui concerne les différentes prestations aux enfants, nous retrouvons essentiellement la Prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE) accordée par l'Agence

du revenu du Canada (ARC) et le programme de Soutien aux enfants de la Régie des rentes du Québec (RRQ). Notons que certains programmes sont fédéraux alors que d'autres sont provinciaux. Cependant, ces programmes étant élaborés en tenant compte de l'existence des autres programmes, il est important de tous les prendre en considération pour obtenir une échelle implicite complète.

Pour simplifier notre échelle, les cas types étudiés seront les familles constituées de un ou deux adultes et possédant de zéro à trois enfants. Puisque les cas étudiés seront les familles bénéficiant du programme d'aide sociale, leurs revenus sont suffisamment bas pour obtenir les montants maximaux accordés par chacun des programmes pour enfants. Les montants utilisés pour obtenir l'échelle sont les montants mensuels. L'échelle obtenue est la suivante :

Tableau 6.7
Échelle d'équivalence gouvernementale implicite

Ménage type		Total Aide	Total Soutien	Total PFCE	Grand total	Facteur d'équivalence
		sociale	aux enfants			
1 adulte	0 enfant	572,08 \$	0,00 \$	0,00 \$	572,08 \$	1,00
1 adulte	1 enfant	572,08 \$	174,25 \$	272,58 \$	1018,91 \$	1,78
1 adulte	2 enfants	572,08 \$	261,33 \$	526,00 \$	1359,81 \$	2,38
1 adulte	3 enfants	572,08 \$	348,42 \$	779,83 \$	1700,33 \$	2,97
2 adultes	0 enfant	877,67 \$	0,00 \$	0,00 \$	877,67 \$	1,53
2 adultes	1 enfant	877,67 \$	174,25 \$	272,58 \$	1324,50 \$	2,32
2 adultes	2 enfants	877,67 \$	261,33 \$	526,00 \$	1665,00 \$	2,91
2 adultes	3 enfants	877,67 \$	348,42 \$	779,83 \$	2005,92 \$	3,51

On constate une échelle très différente de l'échelle que nous avons obtenue plus haut. Tout d'abord, la plus-value associée à un enfant ou un adulte additionnel est supérieure dans les deux cas. Cependant, elle est particulièrement élevée dans le cas des enfants. En effet, une plus-value de 78 % pour un premier enfant s'ajoute au facteur d'équivalence implicite d'un adulte vivant, ce qui est de loin supérieur au 4 % de l'échelle estimée, mais qui de plus

surpasse la plus-value d'un adulte additionnel qui est de 53 %. Bien que la plus-value décroisse avec le nombre d'enfants, elle demeure très élevée même après le troisième enfant.

Les conclusions à tirer de cette comparaison ne doivent pas être formulées à la légère. Cela **n'implique en rien** que selon l'échelle que nous avons estimée, les enfants reçoivent trop ou que les adultes ne reçoivent pas assez. Il ne faut pas oublier que ces résultats sont **relatifs**. Ainsi, on ne peut qu'avancer qu'il semble y avoir une disproportion entre les prestations accordées aux uns par rapport aux autres, en terme de bien-être induit. Aucune conclusion idéologique ne doit en être tirée. La seule hypothèse qui puisse être formulée, est qu'il semble exister un gain de bien-être économique pour un ménage bénéficiant de l'aide sociale à concevoir un ou plusieurs enfants, c'est-à-dire que les prestations additionnelles attribuées permettront non seulement de conserver le même niveau de bien-être économique du ménage, mais de l'accroître. Cela dit, ce gain en bien-être ne se limiterait pas aux ménages bénéficiant de l'aide sociale, mais s'appliquerait à tous les ménages dont le niveau de bien-être procuré par leur revenu est inférieur au niveau de bien-être procuré par l'ajout simultané d'un enfant supplémentaire à charge et des prestations pour enfants qui y sont rattachées.

Cependant, la comparaison que nous avons faite entre l'échelle implicite du gouvernement et l'échelle empirique que nous avons estimée repose sur l'hypothèse que les prestations du gouvernement n'ont comme seul but que de permettre d'atteindre un certain niveau de bien-être. Bien qu'officiellement, l'objectif de l'aide sociale soit de garantir un certain niveau de bien-être de base à tous, bien d'autres considérations pourraient entrer en ligne de compte et générer la disproportion apparente. Par exemple, l'objectif du gouvernement pourrait être non seulement de rehausser le niveau de bien-être du ménage, mais de conserver un incitatif au travail pour les adultes, alors que le seul objectif envisagé pour les enfants est le niveau de bien-être. Ainsi, les prestations pour adultes seraient calculées sur la base d'un niveau de bien-être suffisamment faible pour générer un incitatif au travail alors que les prestations pour enfants, accessibles à tous les ménages et non seulement aux ménages bénéficiant de l'aide sociale, seraient fondées sur un niveau de bien-être supérieur. Cela dit, l'incitatif en terme de bien-être à concevoir des enfants n'en demeurerait

pas moins présent. Finalement, des considérations natalistes pourraient également être à la source de ce phénomène.

6.6 Comparaison des facteurs d'équivalence de l'ensemble du Québec et du sous-ensemble Québec urbain

Une autre échelle d'équivalence revêt une importance particulière. Il s'agit de l'échelle d'équivalence du sous-ensemble Québec urbain. La pertinence de celle-ci est multiple. Naturellement, en comparant ses facteurs avec celle du Québec en entier, on peut déduire l'impact du milieu de vie du ménage, c'est-à-dire si le ménage évolue en milieu rural ou urbain. Mais outre cet aspect, cette régression est importante puisqu'un nombre considérable d'études portant sur l'estimation de facteurs d'équivalence repose sur des échantillons composés de ménages vivant strictement en milieu urbain (par exemple : Phipps). Cette échelle nous permettra donc de comparer nos résultats avec les résultats des autres études. Finalement, puisque le Québec est essentiellement urbain, l'échelle obtenue sera représentative du plus grand nombre plutôt que de constituer une échelle moyenne comme l'échelle du Québec en entier.

Si on compare ces deux premières régressions, on constate que la régression du sous-ensemble Québec urbain nous donne des facteurs d'équivalence systématiquement plus élevés que pour le Québec dans sa totalité. Cela laisse croire qu'il en coûte plus cher au Québec en terme de bien-être de vivre en milieu urbain qu'en milieu rural ce qui semble cohérent et pourrait même constituer un fait stylisé⁹. Mentionnons que bien que ces facteurs soient plus élevés que ceux de la régression 1, l'échelle implicite gouvernementale est encore trop élevée par rapport à celle-ci. Le tableau 6.8 présente les facteurs d'équivalence estimés pour chaque cas type pour l'ensemble Québec et le sous-ensemble Québec urbain. Rappelons que ces facteurs sont normalisés au cas type 1.

⁹ Rappelons que le peu de données du sous-ensemble Québec rural ne nous permet pas d'obtenir des résultats cohérents lors de la régression de ce dernier (voir 6.2). Nous ne présenterons donc pas ici l'échelle propre au milieu rural. Toutefois, la comparaison Québec et Québec urbain nous permet de déduire l'impact du milieu rural sur les facteurs d'équivalence puisque l'ajout des ménages ruraux réduisent les facteurs obtenus.

Tableau 6.8
 Comparaison des facteurs d'équivalence de l'ensemble du Québec et du sous-ensemble Québec urbain

Cas type	Québec		Québec urbain	
	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type
1 A	1,00	0,07	1,00	0,07
1 A 1E	1,04	0,08	1,07	0,08
1 A 2 E	1,07	0,09	1,13	0,10
1 A 3 E	1,09	0,11	1,17	0,12
1 A 4 E	1,11	0,12	1,21	0,14
1 A 5 E	1,13	0,13	1,24	0,15
1 A 6 E	1,14	0,14	1,27	0,16
2 A	1,23	0,15	1,31	0,15
2 A 1E	1,28	0,16	1,41	0,17
2 A 2 E	1,32	0,17	1,48	0,19
2 A 3 E	1,35	0,18	1,54	0,21
2 A 4 E	1,37	0,20	1,59	0,23
2 A 5 E	1,39	0,21	1,63	0,24
2 A 6 E	1,41	0,22	1,67	0,26
3 A	1,46	0,23	1,62	0,24

Les facteurs d'équivalence non normalisés de l'ensemble du Québec et des sous-ensembles Québec urbain et Québec rural sont disponibles en annexe (voir appendice D, page 77) pour plus de détails.

6.7 Comparaison Québec et autres provinces

Les régressions 4 à 7 estimaient les facteurs d'équivalence des ensembles Maritimes, Prairies, Colombie-Britannique et Ontario. Ces quatre régressions nous permettent de comparer le Québec aux autres provinces canadiennes en termes de facteurs d'équivalence. Le tableau 6.9 présente les facteurs d'équivalence de chaque cas type ainsi que leurs écart-

types pour le Québec et les autres provinces canadiennes. Ici encore, ces facteurs ont été normalisés au cas type 1. On constate que le Québec possède des facteurs d'équivalence systématiquement plus faibles que les facteurs des Maritimes, des Prairies et de la Colombie-Britannique. Par contre, ses facteurs d'équivalence sont plus élevés que ceux de l'Ontario. Une hypothèse pourrait être formulée qui attribuerait ces écarts entre les provinces à des différences de revenus. En effet, si on observe le tableau des revenus moyens pondérés présenté au chapitre 5 (tableau 5.5), on constate que l'Ontario a un revenu moyen pondéré supérieur à celui du Québec, alors que celui des Maritimes y est inférieur. On pourrait donc penser qu'une province composée de ménages plus riches et donc disposant déjà de certains biens telle une maison plus grande, ferait face à des facteurs d'équivalence de revenu plus faibles puisque l'arrivée d'enfants nécessiterait moins de dépenses additionnelles et vice-versa. Cependant, bien que cette hypothèse semble valide pour les Maritimes et l'Ontario, elle s'avère inadéquate pour expliquer les cas des Prairies et de la Colombie-Britannique. On peut donc penser qu'une partie des écarts entre les facteurs d'équivalence serait liée au niveau du revenu moyen pondéré de la province, mais que d'autres éléments entrent aussi en ligne de compte. Notons finalement que les écarts entre les provinces sont, somme toute, relativement faibles et compris dans un intervalle inférieur à un écart-type. Les facteurs d'équivalence non normalisés de ces régressions sont disponibles en annexe (voir appendice D, page 77) pour plus de détails.

Tableau 6.9

Comparaison des facteurs d'équivalence de l'ensemble du Québec et des autres provinces canadiennes

Cas type	Québec		Maritimes		Prairies	
	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type
1 A	1,00	0,07	1,00	0,05	1,00	0,05
1 A 1E	1,04	0,08	1,06	0,06	1,05	0,05
1 A 2 E	1,07	0,09	1,10	0,07	1,08	0,06
1 A 3 E	1,09	0,11	1,13	0,08	1,11	0,07
1 A 4 E	1,11	0,12	1,15	0,09	1,13	0,08

1 A 5 E	1,13	0,13	1,17	0,10	1,15	0,09
1 A 6 E	1,14	0,14	1,18	0,11	1,16	0,09
2 A	1,23	0,15	1,18	0,11	1,26	0,10
2 A 1E	1,28	0,16	1,25	0,12	1,31	0,10
2 A 2 E	1,32	0,17	1,30	0,13	1,36	0,11
2 A 3 E	1,35	0,18	1,33	0,14	1,39	0,12
2 A 4 E	1,37	0,20	1,35	0,15	1,42	0,13
2 A 5 E	1,39	0,21	1,37	0,16	1,44	0,14
2 A 6 E	1,41	0,22	1,38	0,16	1,46	0,15
3 A	1,46	0,23	1,32	0,16	1,49	0,15

Cas type	Colombie-Britannique		Ontario	
	Valeur		Valeur	
	estimée	Écart-type	estimée	Écart-type
1 A	1,00	0,08	1,00	0,10
1 A 1E	1,06	0,09	1,00	0,10
1 A 2 E	1,13	0,12	1,01	0,12
1 A 3 E	1,19	0,14	1,02	0,13
1 A 4 E	1,25	0,17	1,02	0,15
1 A 5 E	1,31	0,19	1,03	0,16
1 A 6 E	1,37	0,22	1,04	0,17
2 A	1,28	0,17	1,13	0,19
2 A 1E	1,36	0,19	1,13	0,19
2 A 2 E	1,44	0,21	1,14	0,20
2 A 3 E	1,51	0,24	1,15	0,21
2 A 4 E	1,59	0,27	1,16	0,22
2 A 5 E	1,67	0,30	1,17	0,24
2 A 6 E	1,75	0,33	1,18	0,25
3 A	1,55	0,27	1,25	0,27

6.8 Comparaison Québec urbain à cinq biens et Québec urbain à quatre biens

La dernière régression effectuée était celle du sous-ensemble Québec urbain à cinq biens et Québec urbain à quatre biens. Le sous-ensemble Québec urbain a été choisi plutôt que l'ensemble Québec pour des raisons de comparabilité avec d'autres études. Le tableau 6.10 présente les facteurs d'équivalence estimés, normalisés au cas type 1. Les facteurs d'équivalence non normalisés de ces régressions sont disponibles en annexe (voir appendice D, page 77) pour plus de détails.

Tableau 6.10

Comparaison des facteurs d'équivalence du sous-ensemble Québec urbain à cinq biens et à quatre biens

Cas type	Québec urbain à 5 biens		Québec urbain à quatre biens	
	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type
1 A	1,00	0,07	1,00	0,04
1 A 1E	1,07	0,08	1,09	0,05
1 A 2 E	1,13	0,10	1,16	0,06
1 A 3 E	1,17	0,12	1,22	0,07
1 A 4 E	1,21	0,14	1,26	0,09
1 A 5 E	1,24	0,15	1,31	0,10
1 A 6 E	1,27	0,16	1,34	0,11
2 A	1,31	0,15	1,32	0,09
2 A 1E	1,41	0,17	1,44	0,10
2 A 2 E	1,48	0,19	1,54	0,11
2 A 3 E	1,54	0,21	1,61	0,13
2 A 4 E	1,59	0,23	1,67	0,14
2 A 5 E	1,63	0,24	1,73	0,16
2 A 6 E	1,67	0,26	1,78	0,17
3 A	1,62	0,24	1,65	0,15

On constate que l'exclusion de l'agrégat *Autre* tend à surévaluer les facteurs d'équivalence puisque ceux-ci sont systématiquement plus grands dans le cas à quatre biens

et ce particulièrement pour les enfants. D'une part, cela implique que le choix des biens pris en compte dans l'estimation a un impact significatif sur les résultats obtenus, ce qui est logique et doit demeurer à l'esprit du chercheur lors de ce choix. Or, cela laisse également croire que l'exclusion de biens normaux et de luxes au profit de catégories de biens de nécessité tend à surestimer les facteurs d'équivalence des enfants. Ainsi, les enfants occasionneraient des coûts en bien-être plus importants dans le cadre d'une analyse centrée sur les biens de nécessité qu'une analyse incluant également les biens de luxe. Ce constat revêt une importance capitale pour l'élaboration de méthodes d'estimation des facteurs d'équivalence. En effet, certaines études se limitent à certains biens seulement pour simplifier l'analyse en justifiant ce choix par le fait que ces biens semblent plus représentatifs du niveau de bien-être économique que les biens exclus, alors que d'autres études tentent d'inclure tous les biens, en regroupant un certain nombre de biens dans un agrégat résiduel. Dans le premier cas, les biens retenus sont habituellement des biens de nécessité, alors que les biens exclus sont des biens normaux et de luxe. Cela a donc un impact à la hausse sur les facteurs estimés. La préférence d'une méthode ou de l'autre pourrait être débattue longtemps, mais l'élément central est que le choix des biens pris en compte pourrait permettre au chercheur d'obtenir des facteurs plus ou moins élevés selon ses préférences idéologiques, ce qui vient introduire un aspect arbitraire au calcul des facteurs d'équivalence. Une attention particulière aux biens choisis pour le système estimé devrait donc être portée de la part du lecteur d'une étude portant sur l'estimation des facteurs d'équivalence.

6.9 Comparaison des échelles obtenues avec les autres échelles existantes

La prochaine section est consacrée à la comparaison des échelles obtenues pour le Québec (Québec, Québec urbain et Québec urbain à quatre biens) avec les autres échelles d'équivalence de revenu existantes. Nous comparerons d'abord nos échelles avec les échelles d'équivalences arbitraires (voir section 2.1), puis avec certaines échelles empiriques.

6.9.1 Comparaison avec les échelles arbitraires

Le tableau 6.11 compare les échelles estimées aux échelles arbitraires les plus courantes.

Tableau 6.11
Comparaison des échelles d'équivalence du Québec avec les échelles d'équivalence arbitraires

Composition du ménage	Québec		Québec urbain		Québec urbain à quatre biens	
	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type
Adulte seul	1,00	0,07	1,00	0,07	1,00	0,04
Adulte et un enfant	1,04	0,08	1,07	0,08	1,09	0,05
Adulte et deux enfants	1,07	0,09	1,13	0,10	1,16	0,06
Adulte et trois enfants	1,09	0,11	1,17	0,12	1,22	0,07
Deux adultes seuls	1,23	0,15	1,31	0,15	1,32	0,09
Deux adultes et un enfant	1,28	0,16	1,41	0,17	1,44	0,10
Deux adultes et deux enfants	1,32	0,17	1,48	0,19	1,54	0,11
Deux adultes et trois enfants	1,35	0,18	1,54	0,21	1,61	0,13
Trois adultes	1,46	0,23	1,62	0,24	1,65	0,15

Composition du ménage	OCDE (Oxford)		Statistique	Racine carrée du
	Eurostat	Canada	nombre d'individus	
Adulte seul	1,0	1,0	1,0	1,00
Adulte et un enfant	1,5	1,3	1,3	1,41
Adulte et deux enfants	2,0	1,6	1,6	1,73
Adulte et trois enfants	2,5	1,9	1,9	2,00
Deux adultes seuls	1,7	1,5	1,4	1,41
Deux adultes et un enfant	2,2	1,8	1,7	1,73
Deux adultes et deux enfants	2,7	2,1	2,0	2,00
Deux adultes et trois enfants	3,2	2,4	2,3	2,24
Trois adultes	2,4	2,0	1,8	1,73

On constate que toutes les échelles arbitraires affichent des facteurs d'équivalence démesurément élevés par rapport aux échelles estimées aussi bien pour l'ajout d'adultes que l'ajout d'enfants.

6.9.2 Comparaison avec les autres études

De façon à pouvoir comparer nos résultats avec les autres études semblables, notamment celle de Phipps, il est utile de renormaliser l'échelle de sorte à ce que le ménage de référence soit un couple sans enfant. Ceci fait, on peut comparer notre échelle à l'échelle obtenue par Phipps et d'autres études empiriques célèbres comme celles de Deaton et Muellbauer. Le tableau 6.12 a été construit à partir d'un tableau présenté initialement par Phipps, mais en y ajoutant nos résultats. On constate que les échelles que nous avons estimées possèdent des facteurs d'équivalence plus petits que ceux des autres études. Toutefois, ces études sont toutes basées sur un plus petit nombre de biens. Ainsi, on constate de nouveau l'impact du choix des biens pris en compte pour l'estimation des facteurs d'équivalence, de leur nature et de la méthode d'estimation employée.

Tableau 6.12
 Comparaison avec d'autres échelles empiriques

Auteur	Méthode	Données	Facteurs d'équivalence estimés		
			Couple sans enfant	Couple avec un enfant	Couple avec deux enfants
Lavigne (Québec)	Système complet de demande avec exactitude des facteurs d'équivalence	Canada 1997 à 2004	1,00	1,04	1,07
Lavigne (Québec urbain)	Système complet de demande avec exactitude des facteurs d'équivalence	Canada 1997 à 2004	1,00	1,07	1,13
Lavigne (Québec urbain à quatre biens)	Système complet de demande avec exactitude des facteurs d'équivalence	Canada 1997 à 2004	1,00	1,09	1,16
Phipps	Système complet de demande avec exactitude des facteurs d'équivalence	Canada 1978, 1982, 1986, 1992	1,00	1,16	1,28
Deaton et Muellbauer	Engel	Sri Lanka 1969-1970	1,00	1,41	1,77
Deaton et Muellbauer	Rothbarth	Sri Lanka 1969-1970	1,00	1,12	1,21
Deaton, Ruiz-Castillo et Thomas	Rothbarth	Espagne 1980-1981	1,00	1,22	-
Muellbauer	Barten	Royaume-Uni 1968 à 1973	1,00	1,14	1,28

Notons que les résultats que nous avons obtenus étant issus d'une méthode semblable à celle de Phipps et appliquée à des données du même pays, on pourrait s'attendre à des résultats très similaires. Or, il semble y avoir une différence notable et ce, même avec la régression du sous-ensemble Québec urbain modifié qui comprend les quatre mêmes catégories que l'échantillon de Phipps. Ces différences peuvent s'expliquer par plusieurs éléments.

D'abord, l'échantillon utilisé par Phipps est beaucoup plus restrictif. En effet, il se limite aux familles composées de deux parents, exclut les ménages provenant de milieux ruraux et toutes les personnes âgées de plus 65 ans.

Deuxièmement, certaines dépenses majeures (ex : achat d'automobile) sont exclues à l'intérieur même des différentes catégories de biens pour ne tenir compte que des dépenses de pure consommation. Ce choix peut être justifié par l'argument que ces biens constituent des dépenses d'investissements. Toutefois, ces biens constituant une part importante des dépenses du ménage, le choix de tenir compte de ces biens lors de l'estimation peut tout autant être défendu. Ainsi, la prise en compte (la présente étude) ou non (Phipps) de ces biens peut avoir une importance considérable sur l'échelle obtenue puisque ces biens sont habituellement caractérisés par des économies d'échelles importantes au sein du ménage. Leur exclusion entraînerait inévitablement l'obtention de facteurs d'équivalence de revenu nettement plus élevés.

Troisièmement, rappelons que Phipps n'utilise pas la pondération de l'échantillon alors que la présente échelle si.

Finalement, mentionnons que si on compare les échelles du présent ouvrage à l'échelle de Phipps, on constate que les différences, qui peuvent paraître importantes de prime abord, sont comprises dans un intervalle d'environ un écart type. Le tableau 6.13 présente la comparaison des échelles obtenues et de l'échelle de Phipps et y inclut les écarts-types.

Tableau 6.13
 Comparaison avec Phipps

Auteur	Facteurs d'équivalence estimés et écart-types					
	Couple sans enfant	Écart-type	Couple avec un enfant	Écart-type	Couple avec deux enfants	Écart-type
Lavigne (Québec) 5 biens	1,00	0,12	1,04	0,13	1,07	0,14
Lavigne (Québec urbain) 5 biens	1,00	0,12	1,07	0,13	1,13	0,14
Lavigne (Québec urbain à quatre biens)	1,00	0,07	1,09	0,08	1,16	0,09
Phipps 4 biens	1,00	-	1,16	0,03	1,28	0,05

CONCLUSION

L'objectif de ce mémoire était d'obtenir une échelle d'équivalence de revenu pour le Québec. Les régressions effectuées à l'aide du modèle choisi nous ont permis d'atteindre cet objectif en estimant les facteurs d'équivalence québécois. Une échelle d'équivalence cohérente a été construite à l'aide de ceux-ci. Bien que le nombre de caractéristiques retenues pour l'estimation soit limité, l'échelle obtenue nous offre à tout le moins un guide intéressant pour la comparaison de bien-être entre les ménages. Ces résultats nous permettent également de tirer certaines conclusions.

Tout d'abord, le coût d'avoir des enfants semble plus faible qu'on pouvait le penser à priori, ce qui implique qu'il y a des économies d'échelles importantes à vivre dans un ménage plus nombreux.

Deuxièmement, la comparaison des échelles obtenues pour le Québec avec l'échelle implicite du gouvernement permet de constater une disproportion adultes-enfants.

Troisièmement, les facteurs d'équivalence du Québec semblent indiquer un coût plus important pour vivre en milieu urbain qu'en milieu rural.

Quatrièmement, les facteurs d'équivalence du Québec semblent inférieurs à ceux des provinces maritimes, des Prairies et de la Colombie-Britannique, mais supérieurs à ceux de l'Ontario.

Finalement, l'inclusion ou l'exclusion de certaines catégories de biens semblent avoir des effets significatifs sur les résultats obtenus. De plus, l'exclusion de biens normaux et de luxe au profit de biens de nécessité dans la régression tend à produire des facteurs d'équivalence supérieurs. La comparaison entre les échelles obtenues et les échelles

empiriques issues d'autres études semblent confirmer cette hypothèse. Ce résultat introduit une dimension arbitraire et potentiellement idéologique à l'estimation des échelles d'équivalence de revenus empiriques.

En terminant, mentionnons que le petit nombre de caractéristiques de l'échelle d'équivalence est attribuable au manque d'information sur plusieurs caractéristiques de composition des ménages contenus dans la base de données. Une base plus riche en caractéristiques aurait permis d'obtenir des résultats à la fois plus précis et plus complets. Néanmoins, plusieurs caractéristiques ont été ajoutées lors de *l'Enquête sur les dépenses des ménages* de 2004, par exemple le plus haut niveau d'éducation atteint par les différents individus du ménage, la présence d'handicap physique ou mental, etc. On peut donc penser que si ces caractéristiques sont collectées de façon récurrente dans le futur, d'ici quelques années, des échelles d'équivalence plus complètes pourront être estimées.

APPENDICE A

RÉGRESSION PONDÉRÉE

Rappelons que les régressions de type « moindres carrés » reposent à la base sur la minimisation de la somme des carrés des résidus. Pour procéder à une régression pondérée, il suffit de multiplier les résidus par la racine carrée du vecteur de poids, puis procéder à la régression. Ainsi la somme des carrés des résidus sera pondérée par le poids de chaque ménage dans la population. Algébriquement :

$$e = W^{1/2} \times (Y - \beta' X) \text{ et } e'e = W \times (Y - \beta' X)'(Y - \beta' X)$$

- où
- e est le vecteur des résidus
 - W est le vecteur de pondération
 - Y est le vecteur des variables dépendantes
 - β est le vecteur des coefficients estimés
 - X est le vecteur des variables indépendantes

APPENDICE B

MATRICE DE SLUTSKY

Rappelons que chaque élément de la matrice de Slutsky est défini de la façon suivante :

$$S_{ij} = \frac{\partial x_i}{\partial p_j} + \frac{\partial x_i}{\partial y} x_j$$

$$\text{or } x_i = \frac{w_i y}{p_i}$$

Ainsi

$$\frac{\partial x_i}{\partial p_j} = \frac{\partial w_i}{\partial p_j} \frac{y}{p_i} - \delta_{ij} w_i \frac{y}{p_i p_j} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} \frac{y}{p_i p_j} - \delta_{ij} w_i \frac{y}{p_i p_j}$$

où δ_{ij} est le delta kronecker, c'est-à-dire que $\delta_{ij}=0$ quand $i \neq j$ et $\delta_{ij}=1$ quand $i=j$.

$$\frac{\partial x_i}{\partial y} = \frac{w_i}{p_i} + \frac{\partial w_i}{\partial y} \frac{y}{p_i} = \frac{w_i}{p_i} + \frac{\partial w_i}{\partial \ln y} \frac{1}{p_i}$$

Donc

$$\begin{aligned}
S_{ij} &= \frac{\partial x_i}{\partial p_j} + \frac{\partial x_i}{\partial y} x_j = \left(\frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} \frac{y}{p_i p_j} - \delta_{ij} w_i \frac{y}{p_i p_j} \right) + \left(\frac{w_i}{p_i} + \frac{\partial w_i}{\partial \ln y} \frac{1}{p_i} \right) \frac{w_j y}{p_j} \\
&= \frac{y}{p_i p_j} \left(\frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} - \delta_{ij} w_i + w_i w_j + \frac{\partial w_i}{\partial \ln y} w_j \right)
\end{aligned}$$

Puisque notre fonction est de type translog :

$$w_i = \frac{\alpha_i + \sum_k \beta_{ik} \ln p_k - \sum_k \beta_{ik} \ln y}{\sum_l \alpha_l + \sum_l \left(\sum_k \beta_{lk} \ln p_k - \sum_k \beta_{lk} \ln y \right)}$$

Dénotons le numérateur N_i et le dénominateur D .

Les deux dérivées de la matrice de Slutsky sont donc :

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \frac{\partial N_i}{\partial \ln p_j} \frac{1}{D} - \frac{N_i}{D^2} \frac{\partial D}{\partial \ln p_j} = \frac{\beta_{ij}}{D} - \frac{w_i}{D} \sum_l \beta_{lj} = \frac{1}{D} \left(\beta_{ij} - w_i \sum_l \beta_{lj} \right)$$

$$\frac{\partial w_i}{\partial \ln y} = \frac{\partial N_i}{\partial \ln y} \frac{1}{D} - \frac{N_i}{D^2} \frac{\partial D}{\partial \ln y} = \frac{\left(-\sum_k \beta_{ik} \right)}{D} - \frac{w_i \left(-\sum_l \sum_k \beta_{lk} \right)}{D} = \frac{1}{D} \left(-\sum_k \beta_{ik} + w_i \sum_l \sum_k \beta_{lk} \right)$$

Finalement, nous obtenons l'équation suivante décrivant chaque terme de la matrice de Slutsky de notre système d'équation :

$$S_{ij} = \frac{y}{p_i p_j} \frac{1}{D} \left(\beta_{ij} - w_i \sum_l \beta_{lj} - w_j \sum_k \beta_{ik} - \delta_{ij} w_i + w_i w_j \left(1 + \sum_l \sum_k \beta_{lk} \right) \right)$$

APPENDICE C

COEFFICIENTS ESTIMÉS

Tableau C.1
Paramètres estimés pour la régression 1 : Québec

Paramètre	Valeur estimée	Écart-type	Statistique t	Valeur p
A1	-0,851257	0,182541	-4,663360	[,000]
B11	0,023394	0,038663	0,605080	[,545]
B12	0,018062	0,051133	0,353242	[,724]
B13	0,002805	0,010718	0,261718	[,794]
B14	0,015167	0,030449	0,498126	[,618]
B15	-0,110187	0,038742	-2,844150	[,004]
S1	0,098659	0,095276	1,035510	[,300]
S2	0,698919	0,186023	3,757160	[,000]
C11	0,014862	0,002231	6,661300	[,000]
C12	0,021759	0,003132	6,947700	[,000]
C21	0,000706	0,002257	0,312692	[,755]
C22	-0,040024	0,003128	-12,796900	[,000]
C31	0,001934	0,000449	4,303410	[,000]
C32	0,005372	0,000592	9,076710	[,000]
C41	-0,017470	0,003256	-5,365550	[,000]
C42	0,014624	0,004546	3,217030	[,001]
B22	-0,281922	0,106149	-2,655910	[,008]
B23	-0,004355	0,016487	-0,264160	[,792]
B24	0,090594	0,058091	1,559520	[,119]
B25	0,111644	0,057714	1,934430	[,053]
B33	-0,026735	0,004014	-6,659830	[,000]
B34	0,001461	0,010502	0,139154	[,889]

B35	0,028201	0,011514	2,449350	[,014]
B44	-0,069378	0,040443	-1,715450	[,086]
B45	0,004181	0,034413	0,121488	[,903]
B55	-0,045326	0,055612	-0,815041	[,415]
A2	-0,009309	0,267920	-0,034744	[,972]
A3	0,110060	0,054064	2,035740	[,042]
A4	0,168416	0,161402	1,043450	[,297]

Tableau C.2
Paramètres estimés pour la régression 2 : Québec urbain

Paramètre	Valeur estimée	Écart-type	Statistique t	Valeur p
A1	-0,833728	0,194339	-4,290070	[,000]
B11	0,014521	0,041055	0,353702	[,724]
B12	0,043705	0,053940	0,810258	[,418]
B13	0,001387	0,011347	0,122270	[,903]
B14	0,000864	0,032171	0,026852	[,979]
B15	-0,109556	0,041271	-2,654550	[,008]
S1	0,169914	0,100986	1,682540	[,092]
S2	0,926651	0,182803	5,069110	[,000]
C11	0,012528	0,002217	5,651470	[,000]
C12	0,017128	0,002891	5,924920	[,000]
C21	-0,000621	0,002545	-0,243927	[,807]
C22	-0,041767	0,003295	-12,677000	[,000]
C31	0,002100	0,000497	4,222970	[,000]
C32	0,006011	0,000619	9,712900	[,000]
C41	-0,013574	0,003403	-3,989450	[,000]
C42	0,019101	0,004424	4,317400	[,000]
B22	-0,246712	0,110917	-2,224300	[,026]
B23	-0,002614	0,017287	-0,151213	[,880]
B24	0,100535	0,060981	1,648610	[,099]
B25	0,034466	0,060812	0,566765	[,571]

B33	-0,026855	0,004253	-6,314130	[,000]
B34	0,000336	0,011036	0,030416	[,976]
B35	0,029170	0,012241	2,382890	[,017]
B44	-0,087179	0,042453	-2,053540	[,040]
B45	0,026851	0,036433	0,736998	[,461]
B55	0,007110	0,059323	0,119852	[,905]
A2	-0,385479	0,282911	-1,362540	[,173]
A3	0,115614	0,057486	2,011190	[,044]
A4	0,276030	0,171119	1,613090	[,107]

Tableau C.3
Paramètres estimés pour la régression 3 : Québec rural

Paramètre	Valeur estimée	Écart-type	Statistique t	Valeur p
A1	-0,857160	0,466562	-1,837180	[,066]
B11	0,088547	0,099633	0,888729	[,374]
B12	-0,175206	0,133572	-1,311700	[,190]
B13	0,022549	0,027951	0,806750	[,420]
B14	0,100123	0,079304	1,262520	[,207]
B15	-0,096096	0,099012	-0,970547	[,332]
S1	-0,090979	0,222762	-0,408414	[,683]
S2	-0,255632	0,614741	-0,415838	[,678]
C11	0,024493	0,007108	3,445810	[,001]
C12	0,046119	0,013991	3,296450	[,001]
C21	0,007794	0,004446	1,752960	[,080]
C22	-0,024847	0,008374	-2,967260	[,003]
C31	0,002462	0,000874	2,816910	[,005]
C32	0,004347	0,001424	3,053020	[,002]
C41	-0,037228	0,009355	-3,979690	[,000]
C42	-0,018100	0,018120	-0,998880	[,318]
B22	-0,207745	0,273109	-0,760667	[,447]
B23	-0,059699	0,044053	-1,355140	[,175]

B24	-0,075057	0,148011	-0,507108	[,612]
B25	0,468686	0,151704	3,089480	[,002]
B33	-0,020300	0,010354	-1,960610	[,050]
B34	0,025680	0,027909	0,920109	[,358]
B35	0,031671	0,029780	1,063500	[,288]
B44	0,080035	0,106215	0,753522	[,451]
B45	-0,082417	0,089187	-0,924095	[,355]
B55	-0,333977	0,145874	-2,289490	[,022]
A2	1,759600	0,701382	2,508770	[,012]
A3	0,116024	0,139706	0,830486	[,406]
A4	-0,244783	0,416560	-0,587631	[,557]

Tableau C.4
Paramètres estimés pour la régression 4 : Maritimes

Paramètre	Valeur estimée	Écart-type	Statistique t	Valeur p
A1	-0,120337	0,068430	-1,758550	[,079]
B11	-0,080346	0,018956	-4,238530	[,000]
B12	0,019932	0,007912	2,519380	[,012]
B13	-0,007480	0,004722	-1,584040	[,113]
B14	-0,026433	0,007571	-3,491120	[,000]
B15	0,044017	0,014713	2,991720	[,003]
S1	0,188691	0,063925	2,951750	[,003]
S2	0,687582	0,136663	5,031210	[,000]
C11	0,012908	0,001643	7,855460	[,000]
C12	0,019332	0,002492	7,758560	[,000]
C21	0,002335	0,001282	1,821360	[,069]
C22	-0,041958	0,001887	-22,231100	[,000]
C31	0,005044	0,000248	20,358800	[,000]
C32	0,006603	0,000335	19,734800	[,000]
C41	-0,023179	0,002376	-9,755400	[,000]
C42	0,008189	0,003571	2,293520	[,022]

B22	-0,145356	0,013672	-10,631600	[,000]
B23	0,032169	0,003706	8,680660	[,000]
B24	0,110733	0,008459	13,089800	[,000]
B25	-0,072027	0,010594	-6,798500	[,000]
B33	-0,021705	0,002171	-9,996570	[,000]
B34	-0,033707	0,003435	-9,813860	[,000]
B35	0,030528	0,004577	6,670130	[,000]
B44	-0,030466	0,008683	-3,508540	[,000]
B45	0,020530	0,008512	2,411970	[,016]
B55	-0,039215	0,017410	-2,252380	[,024]
A2	-0,803072	0,050800	-15,808600	[,000]
A3	0,124326	0,021568	5,764240	[,000]
A4	0,220203	0,041613	5,291740	[,000]

Tableau C.5
Paramètres estimés pour la régression 5 : Prairies

Paramètre	Valeur estimée	Écart-type	Statistique t	Valeur p
A1	-0,202589	0,047536	-4,261770	[,000]
B11	-0,054369	0,009502	-5,721730	[,000]
B12	0,038677	0,005153	7,506230	[,000]
B13	-0,003608	0,002714	-1,329350	[,184]
B14	-0,039666	0,005394	-7,354300	[,000]
B15	0,016323	0,010094	1,617130	[,106]
S1	0,115327	0,057166	2,017410	[,044]
S2	0,849881	0,118012	7,201670	[,000]
C11	0,010801	0,001273	8,485080	[,000]
C12	0,010551	0,001909	5,526900	[,000]
C21	0,003004	0,001125	2,670730	[,008]
C22	-0,036923	0,001654	-22,323800	[,000]
C31	0,002955	0,000243	12,165200	[,000]
C32	0,006297	0,000341	18,454500	[,000]

C41	-0,016629	0,001861	-8,936400	[,000]
C42	0,016254	0,002768	5,873060	[,000]
B22	0,002895	0,008452	0,342550	[,732]
B23	0,012936	0,002245	5,761660	[,000]
B24	-0,084669	0,007133	-11,869900	[,000]
B25	-0,023743	0,007940	-2,990240	[,003]
B33	-0,012610	0,001414	-8,918400	[,000]
B34	-0,011400	0,002479	-4,599530	[,000]
B35	0,014204	0,003665	3,875210	[,000]
B44	0,115784	0,009330	12,410500	[,000]
B45	0,048477	0,008195	5,915710	[,000]
B55	-0,075963	0,016932	-4,486510	[,000]
A2	-0,527654	0,037851	-13,940300	[,000]
A3	0,045375	0,017357	2,614170	[,009]
A4	0,291475	0,040048	7,278160	[,000]

Tableau C.6
Paramètres estimés pour la régression 6 : Colombie-Britannique

Paramètre	Valeur estimée	Écart-type	Statistique t	Valeur p
A1	-0,547952	0,213308	-2,568830	[,010]
B11	-0,011398	0,038519	-0,295913	[,767]
B12	0,001403	0,017209	0,081516	[,935]
B13	0,004391	0,008365	0,524955	[,600]
B14	0,014884	0,017427	0,854066	[,393]
B15	-0,053012	0,044952	-1,179290	[,238]
S1	0,058374	0,121635	0,479911	[,631]
S2	0,770931	0,207191	3,720860	[,000]
C11	0,006059	0,002473	2,449940	[,014]
C12	0,008950	0,002985	2,997760	[,003]
C21	0,011163	0,002169	5,146290	[,000]
C22	-0,032276	0,002598	-12,423900	[,000]

C31	0,002148	0,000471	4,560270	[,000]
C32	0,004642	0,000560	8,293870	[,000]
C41	-0,010507	0,003075	-3,416960	[,001]
C42	0,022075	0,003704	5,959780	[,000]
B22	-0,032231	0,024645	-1,307810	[,191]
B23	-0,026989	0,008391	-3,216510	[,001]
B24	-0,011989	0,016556	-0,724142	[,469]
B25	0,015323	0,025726	0,595646	[,551]
B33	-0,010650	0,004762	-2,236650	[,025]
B34	0,014136	0,006859	2,060930	[,039]
B35	0,019915	0,011692	1,703320	[,089]
B44	0,009429	0,020236	0,465940	[,641]
B45	-0,000571	0,028536	-0,020015	[,984]
B55	0,003986	0,065442	0,060913	[,951]
A2	-0,387935	0,120206	-3,227250	[,001]
A3	0,072122	0,055203	1,306480	[,191]
A4	0,067587	0,135200	0,499904	[,617]

Tableau C.7
Paramètres estimés pour la régression 7 : Ontario

Paramètre	Valeur estimée	Écart-type	Statistique t	Valeur p
A1	-0,508409	0,346590	-1,466890	[,142]
B11	0,014870	0,073411	0,202561	[,839]
B12	-0,025425	0,035991	-0,706438	[,480]
B13	-0,010814	0,006648	-1,626610	[,104]
B14	0,018940	0,020482	0,924736	[,355]
B15	-0,041296	0,073733	-0,560082	[,575]
S1	-0,027505	0,118943	-0,231247	[,817]
S2	0,411465	0,253614	1,622410	[,105]
C11	0,011082	0,002312	4,792470	[,000]
C12	0,017409	0,003508	4,962620	[,000]

C21	0,008458	0,002219	3,811050	[,000]
C22	-0,031008	0,003285	-9,440200	[,000]
C31	0,002503	0,000438	5,708540	[,000]
C32	0,003499	0,000610	5,737180	[,000]
C41	-0,018377	0,003161	-5,814030	[,000]
C42	0,010696	0,004749	2,252000	[,024]
B22	0,040726	0,052049	0,782455	[,434]
B23	0,009613	0,008163	1,177740	[,239]
B24	-0,012886	0,029111	-0,442671	[,658]
B25	-0,069781	0,047327	-1,474440	[,140]
B33	-0,019878	0,002512	-7,913390	[,000]
B34	-0,004993	0,005880	-0,849120	[,396]
B35	0,027044	0,010231	2,643410	[,008]
B44	-0,037944	0,031225	-1,215190	[,224]
B45	0,070871	0,029930	2,367920	[,018]
B55	0,006148	0,093238	0,065934	[,947]
A2	-0,844696	0,221357	-3,816000	[,000]
A3	0,103554	0,048051	2,155100	[,031]
A4	0,435152	0,143535	3,031680	[,002]

Tableau C.8

Paramètres estimés pour la régression 8 : Québec urbain à quatre biens

Paramètre	Valeur estimée	Écart-type	Statistique t	Valeur p
A1	-0,407834	0,006173	-66,071100	[,000]
B11	-0,102171	0,027849	-3,668800	[,000]
B12	0,077415	0,050892	1,521150	[,128]
B13	-0,012532	0,007877	-1,590980	[,112]
B14	-0,031063	0,028511	-1,089500	[,276]
S1	0,218353	0,056270	3,880420	[,000]
S2	0,964670	0,097969	9,846680	[,000]
C11	0,015844	0,002069	7,659780	[,000]

C12	0,023450	0,002536	9,246720	[,000]
C21	-0,004238	0,001971	-2,149630	[,032]
C22	-0,063062	0,002386	-26,425000	[,000]
C31	0,004464	0,000569	7,851940	[,000]
C32	0,011019	0,000669	16,479700	[,000]
B22	-0,363719	0,125420	-2,900010	[,004]
B23	0,019200	0,017872	1,074330	[,283]
B24	0,170010	0,068861	2,468880	[,014]
B33	-0,022679	0,003942	-5,753100	[,000]
B34	0,010582	0,010778	0,981813	[,326]
B44	-0,104364	0,045857	-2,275880	[,023]
A2	-0,685441	0,008828	-77,641000	[,000]
A3	-0,055230	0,002168	-25,476400	[,000]

APPENDICE D

FACTEURS D'ÉQUIVALENCE ESTIMÉS NON NORMALISÉS

Tableau D.1
Facteurs d'équivalence estimés non normalisés

Cas type	Québec		Québec urbain		Québec rural	
	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type
1 A	1,34	0,09	1,46	0,10	0,93	0,22
1 A 1E	1,39	0,11	1,57	0,12	0,89	0,22
1 A 2 E	1,43	0,13	1,65	0,14	0,85	0,23
1 A 3 E	1,46	0,15	1,71	0,17	0,82	0,25
1 A 4 E	1,49	0,16	1,77	0,20	0,80	0,26
1 A 5 E	1,51	0,18	1,82	0,22	0,78	0,27
1 A 6 E	1,53	0,19	1,86	0,24	0,76	0,27
2 A	1,66	0,20	1,92	0,22	0,90	0,36
2 A 1E	1,72	0,21	2,06	0,24	0,85	0,35
2 A 2 E	1,77	0,23	2,16	0,27	0,82	0,35
2 A 3 E	1,81	0,25	2,25	0,30	0,79	0,35
2 A 4 E	1,84	0,26	2,32	0,33	0,77	0,35
2 A 5 E	1,86	0,28	2,38	0,36	0,75	0,35
2 A 6 E	1,89	0,29	2,44	0,38	0,73	0,35
3 A	1,95	0,30	2,37	0,36	0,88	0,46

Cas type	Maritimes		Prairies		Colombie-Britannique	
	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type
1 A	1,28	0,07	1,39	0,06	1,40	0,11
1 A 1E	1,35	0,08	1,45	0,07	1,49	0,13
1 A 2 E	1,41	0,09	1,50	0,08	1,57	0,16
1 A 3 E	1,44	0,11	1,53	0,10	1,66	0,20
1 A 4 E	1,47	0,12	1,57	0,11	1,74	0,23
1 A 5 E	1,49	0,13	1,59	0,12	1,83	0,27
1 A 6 E	1,50	0,14	1,61	0,13	1,91	0,30
2 A	1,50	0,14	1,74	0,14	1,79	0,24
2 A 1E	1,59	0,15	1,82	0,14	1,90	0,26
2 A 2 E	1,66	0,16	1,88	0,16	2,01	0,29
2 A 3 E	1,70	0,18	1,93	0,17	2,12	0,33
2 A 4 E	1,73	0,19	1,96	0,18	2,22	0,37
2 A 5 E	1,75	0,20	2,00	0,19	2,33	0,41
2 A 6 E	1,76	0,21	2,02	0,20	2,44	0,46
3 A	1,69	0,20	2,07	0,21	2,17	0,38
1 A	Ontario		Québec urbain modifié			
1 A 1E	Valeur estimée	Écart-type	Valeur estimée	Écart-type		
1 A 2 E	1,19	0,11	1,48	0,06		
1 A 3 E	1,19	0,12	1,62	0,07		
1 A 4 E	1,20	0,14	1,72	0,09		
1 A 5 E	1,21	0,16	1,80	0,11		
1 A 6 E	1,22	0,18	1,87	0,13		
2 A	1,23	0,19	1,94	0,15		
2 A 1E	1,24	0,21	1,99	0,17		
2 A 2 E	1,34	0,22	1,96	0,13		
2 A 3 E	1,35	0,22	2,14	0,15		
2 A 4 E	1,36	0,24	2,28	0,17		
2 A 5 E	1,37	0,25	2,39	0,19		

2 A 6 E	1,38	0,27	2,48	0,21
3 A	1,39	0,28	2,56	0,24
1 A	1,40	0,29	2,63	0,26
1 A 1E	1,48	0,32	2,44	0,22

BIBLIOGRAPHIE

- Barten, Anton P. « Family Composition, Prices and Expenditure Patterns », *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London, Butterworths, 1964.
- Blackorby, Charles et David Donaldson. « Adult-Equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being », *Social Choice and Welfare*, vol. 10, 1993, pages 335-361.
- Blundell, Richard et Arthur Lewbel. « The Information Content of Equivalence Scales », *Journal of Econometrics*, vol. 50, 1991, pages 49-68,
- Deaton, Angus et John Muellbauer. « Economics and consumer behavior », *Cambridge University Press*, Cambridge, London, 1980, 450 pages.
- Christensen, L.R., D.W. Jorgenson et L.J. Lau. « Conjugate duality and the transcendental logarithmic function », *Econometrica*, 1971, 39, pages 28-45.
- Christensen, L.R., D.W. Jorgenson et L.J. Lau. « Transcendental logarithmic production frontiers », *Review of Economics and Statistics*, 1973, 55, pages 28-45.
- Christensen, L.R., D.W. Jorgenson et L.J. Lau. « Transcendental logarithmic utility functions », *American Economic Review*, 1975, 65, pages 367-383.
- Engel, Ernst. « Die Lebenskosten Belgischer Arbeiter-familien Fruher und Jetzt », *Bulletin de L'Institut International de Statistique* 9, 1895, pages 1-124.

- Gorman, W. M. « Tricks with Utility Functions. », *Essays in Economic Analysis*, édité par J.H. Artis et A.R. Nobay, Cambridge University Press, 1976.
- Jorgenson, Dale W. et Daniel T. Slesnick. « Aggregate Consumer Behavior and Household Equivalence Scales », *Journal of Business & Economic Statistics*, Avril 1987, Vol. 5, no 2, pages 219-232.
- Jorgenson, Dale.W., L. J. Lau. « The structure of consumer preferences », *Annals of Economic and Social Measurement*, 1975, 4, pages 49-101.
- Jorgenson, Dale.W., L. J. Lau et T. M. Stoker, « The transcendental logarithmic model of aggregate consumer behavior », *Advances in Econometrics*, vol. 1, 1982, pages 97-238.
- Lewbel, A. « Fractional demand systems », *Journal of Econometrics*, 1987, 36, pages 311-337.
- Lewbel, A. « Household equivalence scales and welfare comparisons », *Journal of Public Economics*, 1989, pages 337-391.
- Muellbauer, John. « Household Composition, Engel Curves, and Welfare Comparisons Between Households : A Duality Approach », *European Economic Review*, 5, 1974, pages 103-122.
- Muellbauer, John. « Testing the Barten Model of Household Consumption Effects dans the Cost of Children », *Economic Journal*, 87, 1977, pages 460-487.
- Muellbauer, John. « The Estimation of the Prais-Houthakker », *Econometrica*, vol. 48 no. 1, janvier 1980, pages 153-176.

- Moschini, Giancarlo. «Imposing Local Curvature Conditions in Flexible Demand Systems», *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 17, No. 4, Oct. 1999, pages 487-490.
- Nelson, Julie A. « Household Equivalence Scales : Theory versus Policy? », *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, No. 3, Juillet 1993, pages 471-493.
- Nicol, Christopher J. « Identifiability of Household Equivalence Scales through Exact Aggregation: Some Empirical Results », *The Canadian Journal of Economics*, Vol.27, No. 2, Mai 1994, pages 307-328.
- Phipps, Shelley A. « What is the Income “Cost of a Child” Exact Equivalence Scales for Canadian Two-Parent Families », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 1, Fév. 1998, pages 157-164.
- Pollak, R. A. Et T.J. Wales. « Welfare comparisons and equivalence scales » *American Economic Review*, Papers and Proceedings 69, pages 216-221.
- Prais, S. J. et H. S. Houthakker. « The Analysis of Family Budgets », *Cambridge University Press*, Cambridge, 1955.
- Simmons, P. et D. Weiserbs, « Translog flexible functional forms and associated demand systems », *American Economic Review*, 1979, 69, pages 892-901.