

Université de Montréal

Évaluation de l'aspect régressif d'une hausse du tarif d'électricité en
utilisant un système de demande EASI.

par

Anabelle Maher

Département de sciences économiques

Faculté des arts et des sciences

Université de Montréal

Rapport de recherche présenté à la Faculté des études supérieures

en vue de l'obtention du grade de maîtrise

en sciences économiques

option économétrie

août, 2009

© Anabelle Maher, 2009

Sommaire

Dans cet article, l'impact d'une hausse de la tarification domestique de l'électricité sur la distribution des revenus est étudié. L'hypothèse à vérifier est qu'une augmentation de prix de l'électricité entraîne des effets redistributifs plus égalitaires. Pour analyser de tels effets, il faut d'abord modéliser l'impact d'une variation de prix sur la consommation globale d'un ménage, c'est pourquoi le modèle d'approximation de la demande EASI est utilisé. Ce modèle estime les parts de dépenses de certaines catégories de biens en fonction de variables explicatives telles que les prix. Suite à cette estimation, un impôt positif qui reflète l'effet d'une hausse de prix sur les revenus est construit. Les différents coefficients de la classe des S-Ginis sont obtenus pour cet impôt afin d'évaluer les propriétés d'égalité de la distribution de revenus associées à la nouvelle tarification. L'interprétation de ces indices d'équité permet d'infirmier l'hypothèse. La hausse des tarifs d'électricité a un faible caractère régressif et non pas progressif comme on le laisse souvent sous-entendre.

Mots Clés

Almost demand system, indice de Gini, indice de Kakwani, indice de Atkinson-Plotnick, indice de Reynolds-Smolensky, principe d'égalité, principe d'équité, principe d'iniquité horizontale et principe d'équité verticale.

Abstract

In this paper we study how changes in electricity prices for residential customers can impact the distribution of income. The assumption is that a raise of the rate of electricity results in a more equal distribution of income. The first step is to estimate the Exact Affine Stone Index (EASI) Implicit Marshallian Demand system in order to estimate the household's consumption and to analyze the impact of the change in price on their outcome. This Implicit Marshallian Demands system expresses the budget share as a function of prices, demographic characteristics and implicit utility function. A variable, α , which represents the impact of the change in electricity prices on the outcome is calculated. Measures of inequality are used to summarize the progressivity, the vertical equity and the horizontal inequity of this variable. The interpretation of the S-Gini index is the central point of the analysis.

Keywords

Almost demand system, Gini index, Kakwani index, Atkinson-Plotnick index, Reynolds-Smolensky index, equality principle, equity principle, horizontal iniquity principle, vertical equity principle.

Table des matières

1	Introduction	1
2	Approximation du modèle EASI au Québec	4
2.1	Revue de la littérature	4
2.1.1	Robert (2006)	4
2.1.2	Bernard (1996)	5
2.1.3	Lewbel et Pendakur (2008)	6
2.2	Analyse théorique du modèle EASI	6
2.3	Analyse empirique	12
2.4	Résultats empiriques	16
2.4.1	Analyse économétrique	21
2.4.2	Conditions imposées pour le respect des propriétés de la fonction de coût	22
2.4.3	Part des dépenses en aliments achetés au magasin	24
2.4.4	Part des dépenses en aliments achetés au restaurant	26
2.4.5	Part des dépenses en loyer	28
2.4.6	Part des dépenses en habillement	29
2.4.7	Part des dépenses en opérations	30
2.4.8	Part des dépenses en fourniture	32
2.4.9	Part des dépenses en transport	33
2.4.10	Part des dépenses en éducation et en loisir	34
2.4.11	Part de dépenses en électricité	35
3	Équité et Égalité au Québec	39
3.1	Revue de la littérature	39
3.2	Analyse théorique des propriétés d'équité et d'égalité	40
3.2.1	Tarif-électricité	41
3.2.2	Évaluation de l'équité	42
3.3	Analyse empirique	46
3.3.1	Création de la variable Tarif-électricité	47
3.3.2	Étude de l'équité de la distribution des revenus	49
3.4	Résultats empiriques	50
3.4.1	Principe d'égalité	51
3.4.2	Principe d'iniquité horizontale	52

3.4.3	La progressivité	53
3.4.4	Tarif-électricité	55
4	Conclusion	58
5	Annexe	60
5.1	Parts des dépenses des ménages	60
5.2	Approximation de la demande EASI	60
5.3	Perturbation des parts de dépenses	62
5.4	Courbe de Lorenz et de concentration	63
5.5	Différence entre les courbes de Lorenz et de concentration . .	64

Table des figures

1	Part des dépenses des ménages	8
2	Carré des résidus en fonction de la valeur prédite de la part .	23
3	Courbe d'Engel Marshallienne de $w_{aliment-m}$, 1997	26
4	Courbe d'Engel Marshallienne de $w_{aliment-r}$, 1997	27
5	Courbe d'Engel Marshallienne de w_{loyer} , 1997	28
6	Courbe d'Engel Marshallienne de $w_{habillement}$, 1997	30
7	Courbe d'Engel Marshallienne de $w_{operation}$, 1997	31
8	Courbe d'Engel Marshallienne de $w_{fourniture}$, 1997	32
9	Courbe d'Engel Marshallienne de $w_{transport}$, 1997	34
10	Courbe d'Engel Marshallienne de $w_{education-loisir}$, 1997	35
11	Courbe d'Engel Marshallienne de $w_{electricite}$, 1997	37
12	Courbe de Lorenz du revenu brut et de concentration du revenu net	52
13	Courbe de Lorenz et de concentration revenu net	53
14	Courbe de lorenz et de concentration avec IC à 95%, 2003 .	54
15	Différence entre la courbe de Lorenz du revenu brut et la courbe de concentration des autres variables, 2003	55
16	Part de la consommation d'électricité totale vs celle du revenu brut	56
17	Part des dépenses des ménages	60
18	Carré des résidus en fonction de la valeur prédite de la part .	62
19	Courbes de Lorenz et de concentration avec IC à 95%, 2004	63
20	Courbes de Lorenz et de concentration avec IC à 95%, 2005	63
21	Différence entre les courbes de Lorenz et de concentration, 2004	64
22	Différence entre les courbes de Lorenz et de concentration, 2005	64

Liste des tableaux

1. Évolution des structures tarifaires domestiques	15
2. Estimation de l'approximation du modèle EASI au Québec	16
3. Résultats du test de Wald et R^2 de l'estimation	22
4. Valeurs critiques de $w_{aliment-m}$ en fonction de y	24
5. Valeurs critiques de $w_{electricite}$ en fonction de y	36
6. Indices de la classe des S-Ginis	50

1 Introduction

Les questions qui concernent l'égalité et l'équité font souvent partie des principales interrogations d'une société. Par souci d'égalité l'état développe certaines politiques représentées soit par des taxes et des transferts, soit par des réglementations sur le prix des biens. L'électricité est un exemple de biens réglementés par une politique de prix. Étant un bien essentiel la société juge important que tous les ménages aient accès à l'électricité. Pour que les ménages à faible revenu se procurent ce bien, l'état veut qu'il leur soit offert à un prix inférieur au prix du marché. Jusqu'à cette étape, le processus est justifié; le problème survient lorsque ce prix bas est offert à tous les ménages. Ce qui implique que même les ménages à revenu élevé profitent de la politique. La théorie économique attribue à ce genre de politique un caractère régressif, en d'autres termes, elle serait plus profitable pour les riches que pour les pauvres.

Est-ce qu'une augmentation des tarifs de l'électricité régis par une politique de prix a un caractère progressif? Un des objectifs de la présente étude est de répondre à cette question en évaluant l'impact de la hausse de la tarification domestique de l'électricité d'Hydro-Québec qui est survenue le 1^{er} avril 2008 sur la distribution des revenus. Plus précisément, je vérifierai l'hypothèse qui indique qu'une hausse du tarif entraîne des effets redistributifs plus égalitaires.

Pour vérifier cette hypothèse, il faut d'abord étudier le comportement des ménages dans leur choix de consommation d'électricité. Dans ce dessein, nous utilisons l'approximation du modèle EASI. Contrairement aux modèles utilisés habituellement pour l'estimation de la demande d'électricité, celui-ci ne se concentre pas uniquement sur la consommation d'électricité, mais considère également tous les autres biens consommés par un ménage. Cette particularité augmente le niveau de cohérence. Ce modèle permet d'inclure les préférences non observables des ménages et de modéliser l'effet d'une variation de revenu sur les quantités consommées de façon plus complexe que ce que la modélisation linéaire ou quadratique permet de faire. Suite à

l'estimation de l'approximation du modèle EASI au Québec, nous capturons l'impact d'une augmentation de la tarification d'électricité dans la variable Tarif-électricité. Nous étudions les principes d'équité et d'égalité de la distribution des revenus des ménages québécois. Les indices de la classe des S-Ginis et les graphiques des courbes de Lorenz et de concentration sont obtenus et étudiés pour la variable Tarif-électricité, ainsi que pour les transferts et impôts de la politique fiscale. Nous obtenons ainsi une description générale de la situation de l'équité au Québec. Les résultats de cette étude nous permettent de vérifier l'aspect régressif de la hausse du prix de l'électricité.

La première partie de ce texte explique l'estimation de l'approximation de la demande EASI. Cette partie débute avec une courte revue de la littérature : deux modèles d'estimation de la demande d'électricité y sont d'abord expliqués. Cette littérature suivi par un modèle d'estimation des parts de dépenses consacrées à différentes catégories de biens. La seconde section est réservée à l'explication théorique des fondements et des avantages du modèle EASI. La description des données et des différents liens qui les unissent est faite dans la section suivante. Les résultats empiriques sont expliqués dans la dernière section.

L'utilisation de cette méthode permet d'obtenir une estimation cohérente qui explique la manière avec laquelle les ménages québécois répartissent leurs dépenses pour les principales catégories de biens, telles que l'électricité, la nourriture, le transport, le loisir, l'habillement et le loyer.

La seconde partie se concentre sur l'évaluation des principes d'équité et d'égalité et débute par une revue de la littérature qui concerne les méthodes d'évaluation des distributions et redistributions des revenus. La deuxième section traite de la modélisation théorique qui inclut le développement de la construction de la variable Tarif-électricité ainsi que l'explication des différents outils de l'analyse de l'équité : les courbes de Lorenz, les courbes de concentration et les indices de la classe des S-Ginis. Cette théorie est suivie par la description des données utilisées dans cette partie de la recherche. Les principaux résultats obtenus sont énoncés et étudiés dans la quatrième et dernière section de cette partie.

En se basant sur les indices de la classe des S-Ginis, la variable Tarif-électricité qui reflète la hausse de la tarification domestique de l'électricité et qui est construite suite à l'estimation des parts de dépenses en électricité

est caractérisée comme étant faiblement régressive. Ce résultat est obtenu à partir de la modélisation EASI et est probablement dû à la nature essentielle de l'électricité.

Passons maintenant à la première partie de cette recherche qui traite de l'estimation de l'approximation du modèle EASI pour les ménages québécois.

2 Approximation du modèle EASI au Québec

2.1 Revue de la littérature

2.1.1 Robert (2006)

Robert (2006) vérifie l'impact d'une hausse des tarifs d'électricité au prix du marché sur le secteur résidentiel au Québec. Notons que ce secteur est composé du secteur domestique et agricole.

La première étape de ce papier est d'estimer les élasticités prix de la demande d'électricité par le modèle linéaire de dépenses de Stone. Pour dériver le modèle de Stone, il faut d'abord considérer l'équation des dépenses totales, $X = \sum_{k=1}^n p_k q_k$, où X , p_k et q_k représente respectivement les dépenses totales, le prix et la quantité du bien k . L'étude est fondée sur l'équation de base de l'analyse de Stone :

$$\log q_i = \alpha_i + e_i \log \left(\frac{X}{P} \right) + \sum_{k=1}^n e_{ik} * \log \left(\frac{p_k}{P} \right),$$

où P représente un indice de prix et e_{ik} l'élasticité prix compensée. L'auteur modifie quelque peu cette équation afin de prendre en compte l'impact de certaines caractéristiques des ménages sur les dépenses en électricité, comme leur composition et leur lieu de résidence. Les biens considérés sont le gaz naturel, l'électricité et le mazout, ce qui implique que $n=3$. Le modèle est estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Les estimateurs des élasticités prix compensées sont utilisés pour montrer l'aspect régressif de la tarification de l'électricité au Québec. L'auteur arrive aux conclusions suivantes :

- la consommation d'électricité augmente avec le revenu ;
- la part du revenu consacrée aux dépenses en électricité diminue avec le revenu ;
- le prix moyen unitaire diminue avec la consommation.

Ces trois caractéristiques de la situation québécoise permettent de conclure que les ménages à faible revenu paient en moyenne plus cher le kilowattheure que les autres. Ce qui démontre que la consommation des ménages ayants un revenu élevé est en partie subventionnée par ceux qui ont un revenu plus faible.

Afin de donner un bon signal au consommateur et d'éviter le gaspillage, l'auteur propose de hausser les tarifs d'électricité au prix du marché et d'offrir une compensation aux ménages à faible revenu. Il est démontré que cette combinaison fournirait à Hydro-Québec des profits substantiels.

2.1.2 Bernard (1996)

L'article de Bernard, Bolduc et Bélanger (1996) modélise la demande d'électricité dans le secteur résidentiel au Québec par une approche micro-économétrique qui prend en compte les relations entre la décision du choix du système électrique et leur utilisation. Ce modèle est estimé par une approche en deux étapes. Considérons que chaque ménage doit faire un choix discret d'un système de chauffage i parmi les J différentes possibilités et doit aussi choisir x_i qui représente un choix continu de la quantité d'électricité conditionnelle au choix i . La façon la plus populaire de traiter ce genre de problème est d'estimer en maximisant la probabilité jointe de l'événement (i, x_i) , $g(i, x_i)$. Cette densité peut être réécrite sous la forme $P(i | x_i)f(x_i)$. En supposant que l'on peut ignorer la structure des relations qui lient la densité marginale et la densité jointe, $P(i | x_i)$ et $f(x_i)$ peuvent être estimées séparément.

La première étape estime le choix du système de chauffage pour les locaux et pour l'eau par un modèle de probit-polytomique. Le ménage choisit d'abord le type de chauffage pour les locaux et ensuite, selon ce choix, décide du système pour l'eau. Cette étape permet d'obtenir l'estimation de la probabilité pour laquelle un ménage avec certaines caractéristiques opte pour l'une ou l'autre des combinaisons du système de chauffage des locaux et de l'eau possibles.

La seconde étape estime par les moindres carrés ordinaires la demande d'électricité conditionnelle au choix i . Au lieu de considérer une variable explicative dichotomique, qui indique quelle situation parmi les J possibilités le ménage a choisie, les auteurs utilisent les probabilités estimées à l'étape précédente.

Par cette approche qui a été développée par Dubbin et McFadden(1984), ils obtiennent des élasticités par rapport aux prix et aux revenus faibles dans le court terme, ce à quoi les auteurs s'attendaient.

2.1.3 Lewbel et Pendakur (2008)

L'article de Lewbel et Pendakur (2008) utilise les notions de la théorie du consommateur afin de développer le système de demande EASI, un nouveau système de fonctions implicites de demande Marshallienne, qui respecte les avantages du système de demande Hicksienne et Marshallienne. Les auteurs proposent d'estimer de façon simultanée les parts des dépenses consacrées à différentes catégories de biens en utilisant des variables explicatives comme les indices de prix, l'utilité implicite, c'est-à-dire les dépenses nettes de l'indice de prix de Stone, et certaines caractéristiques démographiques des ménages. Le système de demande EASI présente plusieurs avantages : les termes d'erreur du modèle permettent aux préférences non-observées des ménages d'être hétérogènes, les courbes d'Engel dérivées du modèle ne sont pas restreintes à être linéaires ou quadratiques et comparativement à certains modèles de la même classe, comme le modèle AID, le modèle de demande EASI reste relativement simple.

Notre analyse de la demande d'électricité est basée sur ce modèle, alors la méthode sera développée de façon plus exhaustive dans la section suivante.

2.2 Analyse théorique du modèle EASI

La revue de littérature de la section précédente présente plusieurs modèles d'estimation de la demande d'électricité, il est donc pertinent de se questionner au sujet des raisons qui ont entraîné le choix du modèle «*The Exact Affince Stone Index (EASI) Implicit Marshallian Demand System*», développé par Lewbel et Pendakur (2008). Avant de développer la théorie du modèle EASI, nous démontrons l'importance des différences entre ce modèle et les autres qui sont généralement utilisés pour estimer la demande d'électricité, en expliquant ces principaux avantages.

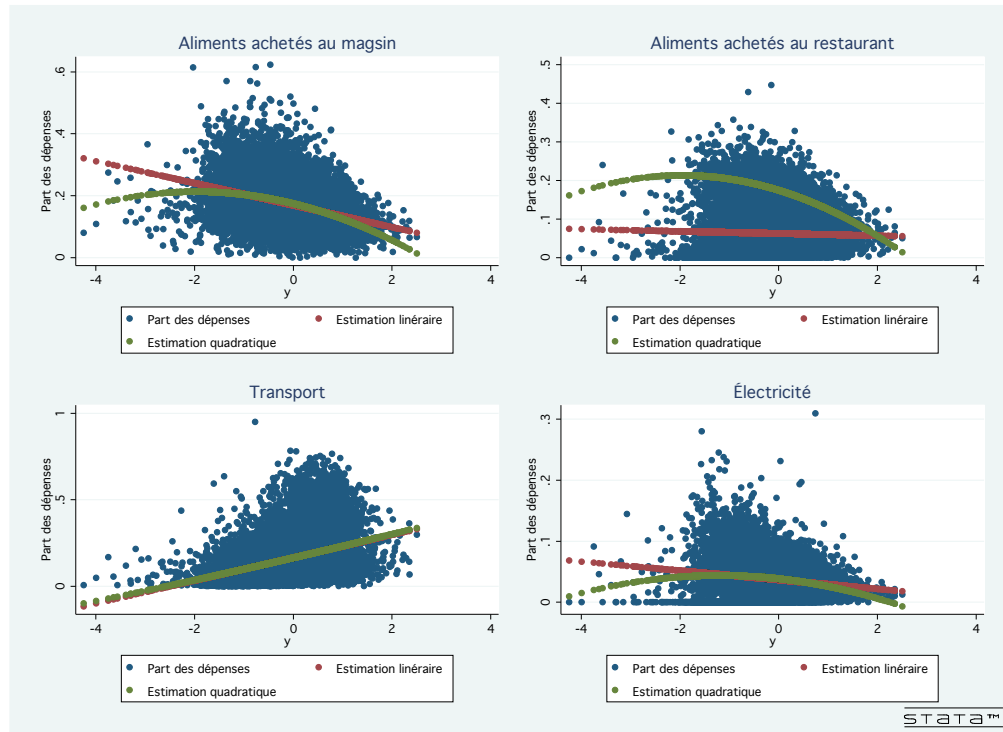
Lorsqu'une des variables qui influent sur la demande d'un bien varie, les ménages peuvent modifier leur consommation pour ce bien, mais peuvent également modifier leur consommation dans les autres types de biens qu'ils consomment. Par exemple si le prix de l'électricité augmente, les ménages peuvent réagir non seulement en ajustant leur demande pour ce bien, mais également en modifiant leurs habitudes de consommation des autres biens. Les deux premières études de la demande d'électricité présentées dans la

revue de la littérature ne prennent pas en compte l'impact d'un changement d'une variable sur la consommation de tous les biens consommés par un ménage. Par contre la méthode du dernier papier présenté considère ces effets. Le modèle EASI estime simultanément les parts de dépenses des principales catégories de biens qu'un ménage consomme. Cette méthode d'estimation entraîne beaucoup plus de cohérence dans le modèle, puisqu'il inclut la contrainte qu'à dépenses constantes, un ménage qui veut augmenter sa consommation d'un bien doit diminuer celle d'un autre bien.

La plupart des modèles de système de demande ne considèrent pas l'hétérogénéité des préférences inobservées des ménages. Le modèle EASI en prend compte, car les termes d'erreur de la demande Marshallienne implicite représentent par définition des paramètres aléatoires de l'utilité des ménages. Ce qui implique que les préférences non-observées peuvent être hétérogènes.

En général, les modèles paramétriques types considèrent que des courbes d'Engel linéaires ou quadratiques, ce qui exclut les courbures plus complexes. Afin de ne pas imposer au lien entre la demande et le chemin d'expansion du revenu d'évoluer de façon linéaire ou quadratique, le système de demande EASI peut être polynomial de degré supérieur à deux. L'importance de cet avantage est illustrée par les graphiques de la Figure 1, qui utilise les données de Statistique Canada de l'Enquête des dépenses des ménages. Les nuages de points que forment les parts de dépenses en aliments achetés au magasin, en aliments achetés au restaurant, en transports et en électricité par rapport au revenu, y , laissent croire que ces parts sont une fonction polynomiale de y du troisième ou quatrième ordre. Il est important de noter que la variable indépendante, y , est le logarithme des dépenses auquel nous soustrayons l'indice de prix de Stone, centré autour de sa médiane. Cette variable est donc une mesure des dépenses réelles. Cette transformation sera expliquée ultérieurement dans cette section. Les valeurs prédites d'une régression linéaire et quadratique des parts de dépenses par rapport au revenu sont illustrées dans les graphiques et montrent que ces régressions ne sont pas appropriées pour ces variables. L'évolution entre les parts des dépenses et y semble plutôt être du type polynomial d'un ordre supérieur à deux. Le modèle EASI permet d'inclure un polynôme allant jusqu'à l'ordre cinq, ce qui est une caractéristique très avantageuse. Les graphiques des parts de dépenses des autres catégories de biens qui sont utilisées dans la présente

FIGURE 1 – Part des dépenses des ménages



recherche se trouvent en annexe.

L'idée de base est de modéliser la manière avec laquelle un ménage caractérisé par L propriétés démographiques fait son choix de consommation parmi J catégories de biens. Les L caractéristiques sont dénotées par z_i , $i = 1, \dots, L$ et sont perçues comme des préférences observables des ménages, $z = (z_1, \dots, z_L)$. Un des grands avantages de la méthode est qu'elle permet d'inclure des préférences non observables du ménage, noté ε , pour chacune des J catégories de biens. Par la théorie du consommateur, un ménage choisit la quantité optimale de chacun des biens qu'il consomme en minimisant ses dépenses totales, qui sont fonction d'un vecteur $J \times 1$ de prix, p , exprimés en logarithme, sous contrainte que son utilité atteint au minimum un certain niveau. La solution de ce problème d'optimisation est donnée par x , qui représente les dépenses nominales totales du ménage exprimées en logarithme. Pour un ménage ayant des préférences caractérisées par z et ε , x est le logarithme du montant minimum nécessaire pour atteindre un niveau d'utilité u en faisant face au vecteur de prix p . Donc $x = C(p, u, z, \varepsilon)$ est le logarithme népérien de la fonction de coût.

Par le lemme de Shephard, la dérivée de la fonction $C(p, u, z, \varepsilon)$ par rapport aux prix représente les parts des dépenses Hicksiennes consacrées aux différentes catégories de biens. Cette dérivée est notée $w = \omega(p, u, z, \varepsilon) = \nabla_p C(p, u, z, \varepsilon)$. L'inverse par rapport à u de la fonction du log des dépenses est la fonction d'utilité indirecte $V(p, x, z, \varepsilon) = C^{-1}(p, \cdot, z, \varepsilon)$. En substituant cette fonction dans la demande Hicksienne, la demande Marshallienne est obtenue pour chacune des catégories de biens. Cette fonction serait fort utile afin de vérifier l'effet d'une variation de prix sur la consommation des ménages, mais dans la plupart des situations, il n'existe pas d'expression de la forme fonctionnelle de V . C'est pour cette raison que le modèle utilise une méthode plus générale qui consiste à définir u de façon implicite à l'aide d'une fonction. Voici un exemple de cette technique d'obtention de la demande Marshallienne qui permet de transporter les caractéristiques non observables des ménages. Considérons $x = C(p, u, z, \varepsilon) = u + p'm(u, z) + p'\varepsilon$. Par le lemme de Shephard, $w = \omega(p, u, z, \varepsilon) = \nabla_p C(p, u, z, \varepsilon) = m(u, z) + \varepsilon$. En substituant cette égalité dans la fonction $C(p, u, z, \varepsilon)$, nous obtenons :

$$\begin{aligned} x &= u + p' [m(u, z) + \varepsilon] \\ u &= x - p'w. \end{aligned}$$

Utilisons $x - p'w$, noté \bar{y} , comme fonction implicite qui définit u . w peut alors être réécrit :

$$w = m(u, z) + \varepsilon = m(x - p'w, z) + \varepsilon = m(\bar{y}, z) + \varepsilon$$

Dans cet exemple, l'utilité implicite est égale au log des dépenses nominales dégonflé par le log des indices des prix de Stone (1954), $p'w$, et représente une mesure des dépenses réelles. Il est toujours possible d'exprimer implicitement l'utilité u en fonction de $\omega(p, u, z, \varepsilon)$, p , x et z , $u = g(\omega(p, u, z, \varepsilon), p, x, z)$. Il est important de noter que $\omega(p, u, z, \varepsilon)$ est fonction de variables non observables, cette caractéristique est alors également imposée à $u = g(\omega(p, u, z, \varepsilon), p, x, z)$. Pour contrer ce problème, nous construisons la variable \bar{y} qui dépend uniquement des données observables, $\bar{y} = g(p, x, z, \varepsilon)$. Sous l'hypothèse que l'utilité est ordinale, la variable \bar{y} est po-

sée égale à une des valeurs possibles de u . Il est maintenant simple d'obtenir le système de demande Marshallienne implicite, $w = \omega(p, \bar{y}, z, \varepsilon)$, en remplaçant u par \bar{y} dans le système de demande Hicksienne. Le choix de la fonction g est très important. Dans l'exemple précédent, \bar{y} est considéré comme une approximation de la cardinalisation monétaire de l'utilité.

Le modèle considéré a une fonction de coût logarithmique un peu plus complexe que celle de l'exemple précédent, mais la fonction implicite de u est $g(w, p, x, z) = x - p'w$. L'explication de ce choix est faite ultérieurement.

La fonction paramétrique de coût qui est considérée dans notre modèle d'estimation du système de demande EASI a la forme suivante :

$$C(p, u, z, \varepsilon) = u + p' \left[\sum_{r=0}^5 b_r u^r + Cz + Dzu \right] + \frac{1}{2} \sum_{l=0}^L z_l p' A_l p + \frac{1}{2} p' B p u + p' \varepsilon. \quad (1)$$

Par le lemme de Shephard, les parts des dépenses hicksiennes et la fonction $g(w, p, x, z)$ associée à la fonction de coût (1) sont données par :

$$w = \sum_{r=0}^5 b_r u^r + Cz + Dzu + \sum_{l=0}^L z_l A_l p + B p u + \varepsilon \quad (2)$$

$$g(w, p, x, z) = \frac{x - p'w + \sum_{l=0}^L z_l p' A_l p / 2}{1 - p' B p / 2} \quad (3)$$

Le développement de l'équation (3) est placé en annexe. En remplaçant u par $\bar{y} = g(w, p, x, z)$, les parts de dépenses Marshalliennes implicites deviennent :

$$w = \sum_{r=0}^5 b_r \bar{y}^r + Cz + D z \bar{y} + \sum_{l=0}^L z_l A_l p + B p \bar{y} + \varepsilon \quad (4)$$

Dans le papier de Lewbel et Pendakur (2008) l'équation (4) est d'abord estimée en considérant y comme décrit par l'équation (3) et ensuite en considérant $\tilde{y} = x - p'w$, même si cette fonction n'est pas celle associée à l'équation

tion de coût (1). Les auteurs considèrent la seconde estimation comme une approximation du modèle EASI. L'estimation des deux modèles permet de vérifier leurs différences. Ils arrivent à la conclusion empirique qu'en considérant la fonction paramétrique de coût (1), l'estimation de l'approximation du modèle EASI, c'est-à-dire basée sur $\tilde{y} = x - p'w$, n'est pas significativement différente de l'estimation basée sur la valeur exacte de \bar{y} . En raison de ce résultat et du fait que l'utilisation de \tilde{y} simplifie beaucoup les calculs. Le modèle utilisé dans cette recherche est l'approximation du modèle EASI :

$$w = \sum_{r=0}^5 b_r \tilde{y}^r + Cz + Dz\tilde{y} + \sum_{l=0}^L z_l A_l p + Bp\tilde{y} + \tilde{\varepsilon} \quad (5)$$

$$\tilde{y} = x - p'w$$

Ce modèle explique les parts du budget consacrées à chacune des J catégories de biens par le niveau d'utilité implicite \tilde{y} , les caractéristiques des ménages z , et le log des indices de prix des catégories. Il permet aux prix d'avoir des effets différents en fonction de z et du niveau de \tilde{y} par les termes d'interaction $z_l p$, $l = 1, \dots, L$ et $p\tilde{y}$. Il est intéressant de noter que la partie $\sum_{r=0}^5 b_r \tilde{y}^r + Cz + Dz\tilde{y} + Bp\tilde{y}$ de l'équation (5) représente les courbes d'Engel pour chacune des catégories de biens considérée. Le modèle ne restreint ni ces courbes à être linéaires ou quadratiques ni à être identiques pour des catégories différentes de biens. Elles peuvent avoir une allure beaucoup plus complexe en raison du polynôme d'ordre cinq en \tilde{y} . Les caractéristiques démographiques des ménages sont aussi considérées comme variables explicatives du modèle et ces variables peuvent avoir des effets différents selon le niveau de l'utilité implicite par le terme d'interaction $z\tilde{y}$. Remarquons que les termes d'erreur de ce modèle sont, par définition, des caractéristiques non observables des ménages.

L'approximation du modèle EASI est obtenue en utilisant certaines propriétés de la théorie du consommateur. Pour que ces propriétés soient vérifiées, certaines conditions sont imposées à la fonction de coût comme la non décroissance, l'homogénéité du premier degré, la concavité et la continuité par rapport aux prix, la stricte croissance par rapport au niveau d'utilité. Afin d'assurer le respect de ces conditions, les contraintes suivantes sont

imposées sur les paramètres :

1. $1'_J b_0 = 1$;
2. $1'_J b_r = 0$ pour $r \neq 0$;
3. $A_l = A'_l$ et $1'_J A_l = 0'_J$ pour $l = 0, \dots, L$ (condition qui impose le respect de la symétrie de Slutsky) ;
4. $B = B'$ et $1'_J B = 0'_J$;
5. $1'_J C = 1'_J D = 0_L$;
6. $\varepsilon' 1_J = 0$;
7. $\sum_{l=0}^L z_l A_l + B u \leq 0$;
8. $p' [-b_{-1} u^{-2} + (\sum_{r=0}^5 b_r r u^{r-1}) + D z + B p / 2] \geq -1$.

Notons que la variable indépendante \tilde{y} est une fonction de w , ce lien entraîne de l'endogénéité dans notre modèle. Nous estimons que le biais d'endogénéité est petit et que de le corriger entraînerait un biais d'erreur de mesure plus important. Nous considérons \tilde{y} exogène, le modèle sera alors estimé tel quel.

2.3 Analyse empirique

L'approximation du modèle EASI est estimée avec des données tirées du fichier de microdonnées qui provient de l'Enquête sur les dépenses des ménages de 1997, 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004. Cette enquête fournit des renseignements sur les dépenses des ménages pour plusieurs catégories de biens (alimentation, éducation, loyer, santé, transport, loisir, électricité et habillement), sur les caractéristiques de leur logement, de leurs équipements et sur leur fonctionnement domestique.

L'analyse empirique utilise les dépenses annuelles pour 10 catégories de biens ($J = 10$) : les aliments achetés au magasin, les aliments achetés au restaurant, le logement, l'habillement, les opérations, les fournitures, les transports, le loisir et l'éducation, les soins personnels et de santé et l'électricité. Pour estimer le modèle, la catégorie des soins personnels et de santé est exclue. Ce qui entraîne que neuf parts des dépenses sont estimées.

L'échantillon contient 13 171 ménages. Les revenus de ces ménages sont tous non-négatifs et les dépenses pour leur logement, leurs transports, leurs loisirs et leur éducation sont non nulles.

Lors de l'estimation, la médiane de la variable $\tilde{y} = x - p'w$ est enlevée à cette dernière, ce qui implique que la régression prend en compte la distance du revenu de chacun des ménages par rapport à la médiane. Considérons $med(\tilde{y})$ comme étant la médiane de \tilde{y} , nous utilisons $y = \tilde{y} - med(\tilde{y})$ comme mesure implicite de l'utilité.

Treize caractéristiques démographiques sont considérées dans le modèle. Les premières variables concernent la composition du ménage : le nombre d'enfants de moins de 4 ans, le nombre d'enfants entre 5 et 17 ans, le nombre d'adultes âgés de plus de 65 ans et le nombre total de personnes dans le ménage. Ces variables sont notées respectivement $enfant_4$, $enfant_{5-17}$, $adulte_{65}$ et $taille$. Les variables qui indiquent le nombre d'enfants et le nombre d'adultes de plus de 65 ans dans le ménage ajustent les effets de la variable du nombre de personnes totales dans le ménage. Afin d'illustrer cet effet d'ajustement, considérons deux ménages : l'un qui est composé de deux adultes, et l'autre d'un adulte et d'un enfant de moins de 4 ans. La seconde personne du premier ménage, qui est un adulte, n'influencera pas de la même façon que la seconde personne du deuxième ménage, qui est un jeune enfant, les parts de dépenses. Les variables qui indiquent le nombre d'enfants et de personnes plus âgées permettent à un membre qui s'ajoute au ménage d'avoir un impact différent selon qu'il soit un enfant, un adulte ou une personne âgée. Il existe une corrélation importante entre la mesure des dépenses réelles d'un ménage, y , et sa taille.

Trois variables dichotomiques évaluent si le ménage utilise principalement l'électricité comme système énergétique : l'une détermine si le ménage utilise l'électricité comme système de chauffage principal des locaux ($electricite - locaux$), l'autre s'il utilise l'électricité comme système principal pour chauffer l'eau ($electricite - eau$) et la troisième s'il utilise principalement une cuisinière électrique ($electricite - cuisine$). La variable qui caractérise le chauffage des locaux est relativement corrélée avec celle qui définit le chauffage de l'eau, ce qui implique que lors de l'estimation, il serait fort étonnant que ces deux variables soient significatives simultanément dans l'équation d'une même part des dépenses. En considérant le fait que la consommation marginale d'électricité entraînée par l'utilisation d'une cuisinière électrique est faible, la variable qui détermine si le ménage utilise l'électricité pour faire fonctionner la cuisinière n'aura probablement pas une

grande influence sur les parts. Nous pensons que les catégories de biens qui sont les plus susceptibles d'être influencées par ces variables sont l'électricité et le loyer.

Certaines caractéristiques propres à la vie urbaine peuvent entraîner les ménages vivants en ville à consommer différemment de ceux qui vivent dans un milieu rural. Par exemple les habitants des régions sont plus éloignés des commodités et doivent probablement utiliser plus l'automobile qu'un urbain, ce qui peut provoquer une différence dans la part de dépenses consacrée au transport. C'est pour cette raison que nous incluons une variable binaire qui détermine si le ménage habite une région urbaine ou rurale, notée *urbrur*.

Le nombre de pièces de la résidence d'un ménage peut influencer sur les parts de dépenses des catégories de biens telles que le loyer, les fournitures et l'électricité. Nous l'avons donc utilisé comme covariante. Cette variable, notée *piece*, est corrélée avec la taille du ménage et la mesure implicite de l'utilité, y .

L'âge de la personne de référence d'un ménage a une influence sur la répartition des dépenses. Cette personne est le membre du ménage qui est le principal soutien financier. Nous avons alors inclus comme variable explicative le groupe d'âge de la personne de référence, *age*. Cette variable est fortement liée avec le nombre d'adultes de plus de 65 ans.

Il est plausible qu'un ménage dont le montant des dépenses est grand agisse différemment qu'un ménage qui dépense très peu. Pour capter cet effet, nous construisons une variable dichotomique qui détermine si le ménage a de grandes dépenses en se basant sur les dépenses en carburant et la notons *essence*. Si les dépenses d'un ménage en essence et autres carburants sont plus grandes que 50\$ par semaine, nous considérons que le ménage a de grandes dépenses et l'indicatrice prend la valeur un. Comme cette variable détermine l'ampleur des dépenses des ménages, elle est positivement corrélée avec y .

Afin de permettre au modèle d'introduire de faibles variations dans les goûts des ménages, dans la qualité et la composition des produits, nous incluons une variable de temps, *temps*. La prudence est de mise lors de l'utilisation de cette variable puisque son évolution est fortement liée à celle des indices de prix.

Les prix sont notés p et sont indicés par le nom de chacune des catégories

TABLE 1 – Évolution des structures tarifaires domestiques

	Redevance, R	30 premiers kWh, t_1	Reste de l'énergie, t_2
	\$	\$/kWh	\$/kWh
mai 1997	0.387	0.0466	0.0588
mai 1998	0.390	0.0474	0.0597
janvier 2004	0.4017	0.0488	0.0615
avril 2004	0.4064	0.0495	0.0624
avril 2005	0.4064	0.0502	0.0633
avril 2006	0.4064	0.0522	0.0683
avril 2007	0.4064	0.0529	0.0703
avril 2008	0.4064	0.0540	0.0733

de biens. Les indices de prix pour toutes les catégories de biens à l'exception de celui de l'électricité proviennent d'une base de données des indices de prix à la consommation publiée par CANSIM II. La raison pour laquelle celui de l'électricité n'est pas tiré de la publication de CANSIM II est qu'aucune information est disponible afin de s'assurer qu'il s'agit d'un indice qui reflète uniquement les tarifs domestiques de l'électricité. Nous en construisons un à partir des tarifs domestiques fournis par Hydro-Québec qui se trouvent dans la table 1.

La tarification d'électricité est constituée d'une redevance d'abonnement, R , et de deux niveaux de prix pour la consommation d'énergie, t_1 et t_2 . Pour construire un indice de prix moyen, nous calculons la quantité d'électricité consommée par un ménage i à l'aide des tarifs et des dépenses, $d_{electricite, i}$, dans cette catégorie. Nous évaluons le montant, M , qu'un ménage qui consomme moins de 30 kWh par jour dépenserait au maximum en électricité : $M = 365 * R + 30 * 365 * t_1$. Si les dépenses d'un ménage sont plus petites que M , alors nous calculons la quantité consommée en électricité pour ce ménage i , $c_i = (d_{electricite, i} - 365 * R) / t_1$, sinon, nous utilisons $c_i = (d_{electricite, i} - M) / t_2 + 30 * 365$. Nous divisons ensuite les dépenses en électricité par la quantité obtenue à l'étape précédente, ce qui permet d'obtenir pour chaque ménage le prix moyen d'un kWh, $p_{electricite, i} = d_{electricite, i} / c_i$.

En prenant la moyenne des $p_{electricite, i}$ sur tous les ménages de l'échantillon pour les six années considérées dans la recherche, nous obtenons l'indice de prix annuel de l'électricité. Pour une année κ , où il y a n ménages, $p_{electricit}^{\kappa} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_{electricite, i}$.

Les indices de prix sont normalisés de façon à ce qu'en 1997 tous les indices valent 1. Nous devons être particulièrement prudent lorsque nous utilisons les indices de prix, car ils sont fortement liés entre eux. Les prix du loyer, des aliments, des opérations et du transport ont des corrélations entre eux d'au moins 0.95, ces prix forment ce que nous nommons le groupe A. Les prix des fournitures, de l'électricité, du loisir et de l'éducation sont corrélés à plus de 0.90 et forment le groupe B. Les prix sont corrélés entre eux et avec certaines autres variables explicatives. La variable de temps est corrélée à plus de 0.98 aux indices de prix du groupe A et à environ 0.83 à ceux du groupe B. Seul l'indice de prix de l'habillement ne semble pas être corrélé avec les autres variables.

Le modèle (5) est estimé par un modèle de régressions apparemment indépendantes (SUR), l'estimation des parts de dépenses, \hat{w} , est ainsi obtenue. Le modèle SUR utilise la méthode des moindres carrés généralisés (MCG) afin de réduire l'hétéroscédasticité et la corrélation entre les perturbations.

2.4 Résultats empiriques

Les résultats de l'estimation pour chacune des équations des neuf parts de dépenses sont décrits dans la table 2 ci-dessous.

Table 2 : Estimation de l'approximation du modèle EASI au Québec

	Coefficient	Écart type	P-valeur
Part des dépenses en aliments achetés au magasin ($w_{aliment-m}$)			
y	-.0739357	.0017769	0.000
y^2	-.0086196	.0009199	0.000
y^3	.0064861	.0006681	0.000
y^4	.0010007	.0002066	0.000

	Coefficient	Écart type	P-valeur
<i>enfant</i> ₄	-.0178926	.0014837	0.000
<i>enfant</i> ₅₋₁₇	-.0088245	.0010423	0.000
<i>taille</i>	.0313395	.0007845	0.000
<i>âge</i>	.0034004	.0001659	0.000
<i>essence</i>	-.0069038	.0016417	0.000
<i>Paliment</i> - <i>m</i>	.0523217	.0094977	0.000
<i>y</i> * <i>Paliment</i> - <i>m</i>	.0697271	.0125847	0.000
<i>constante</i>	.0784219	.0021799	0.000

Part des dépenses en aliments achetés au restaurant ($w_{aliment-r}$)

<i>y</i>	.0074507	.001444	0.000
<i>y</i> ²	-.0031242	.0006524	0.000
<i>enfant</i> ₄	-.0063553	.0013694	0.000
<i>enfant</i> ₅₋₁₇	-.0037255	.0009676	0.000
<i>taille</i>	.0021144	.0007305	0.000
<i>urbrur</i>	-.0059774	.0013863	0.000
<i>Paliment</i> - <i>r</i>	.3060856	.0075955	0.000
<i>Phabillement</i>	-.0883047	.0048384	0.000
<i>y</i> * <i>Paliment</i> - <i>r</i>	-.1315458	.0103557	0.000
<i>constante</i>	.0346155	.0023456	0.000

Part des dépenses en loyer (w_{loyer})

<i>y</i>	-.0153169	.0033076	0.000
<i>y</i> ²	.0119595	.0011287	0.000
<i>enfant</i> ₄	.0288398	.0022826	0.000

	Coefficient	Écart type	P-valeur
<i>enfant</i> ₅₋₁₇	.0229802	.0016603	0.000
<i>taille</i>	-.0237873	.0012819	0.000
<i>urbrur</i>	-.0465851	.0024071	0.000
<i>essence</i>	-.0246052	.002728	0.000
<i>electricite - eau</i>	-.0062639	.0010974	0.000
<i>y * âge</i>	-.0035277	.0003507	0.000
<i>Ployer</i>	-.4832909	.0430435	0.000
<i>Pelectricite</i>	-.0765864	.0152821	0.000
<i>y * Ployer</i>	.0643899	.0570017	0.259
<i>constante</i>	.3914108	.0042046	0.000

Part des dépenses en habillement ($w_{habilleme\text{nt}}$)

<i>y</i>	.0065049	.001016	0.000
<i>enfant</i> ₄	-.0078297	.0008192	0.000
<i>taille</i>	.00354	.000326	0.000
<i>piece</i>	-.0012202	.0001458	0.000
<i>essence</i>	-.006492	.0013687	0.000
<i>y * âge</i>	.0006246	.0001328	0.000
<i>y * essence</i>	.0057601	.0017949	0.001
<i>Paliment-r</i>	-.0883047	.0048384	0.000
<i>Phabillement</i>	.0126301	.01735	0.467
<i>constante</i>	.0700149	.0011982	0.000

Part des dépenses en opérations ($w_{operation}$)

<i>y</i>	-.0074107	.0005552	0.000
----------	-----------	----------	-------

	Coefficient	Écart type	P-valeur
y^2	.0018029	.0003929	0.000
$enfant_4$.0246322	.0008672	0.000
$enfant_{5-17}$.0086293	.0005994	0.000
$taille$	-.0051107	.0004517	0.000
$piece$.0015609	.0001525	0.000
\hat{age}	-.0002475	.0000997	0.013
$urbrur$.0069336	.0008455	0.000
$P_{operation}$	-.0134265	.0274125	0.624
$P_{educatio-loisir}$	-.0326589	.0239187	0.172
$constante$.057086	.0015978	0.000

Part des dépenses en fournitures ($w_{fourniture}$)

y	.0063205	.0013891	0.000
y^2	.0036335	.0005587	0.000
$taille$	-.0038128	.0003885	0.000
\hat{age}	-.0017295	.0001395	0.000
$urbrur$.0075407	.0011608	0.000
$essence$	-.0050378	.0012827	0.000
$y * \hat{age}$.0004655	.000187	0.013
$P_{fourniture}$	-.0373125	.0253913	0.142
$constante$.0502851	.0020846	0.000

Part de dépenses en transport ($w_{transport}$)

y	.058133	.0035953	0.000
y^3	-.0085919	.0007845	0.000

	Coefficient	Écart type	P-valeur
y^4	-.0020465	.0002326	0.000
$enfant_{5-17}$	-.0155073	.0017037	0.000
$taille$	-.0069989	.0012336	0.000
$urbrur$.0378297	.002484	0.000
$essence$.0629329	.0037491	0.000
$y * \hat{age}$.0027274	.0003687	0.000
$y * essence$	-.0209295	.0043792	0.000
$p_{transport}$	-.0849899	.016425	0.000
$y * p_{transport}$.0481055	.0208072	0.021
$constante$.1458402	.0041824	0.000

Part des dépenses en éducation et loisir ($w_{education-loisir}$)

y	.0225907	.0011361	0.000
y^2	.0034385	.0008402	0.000
$enfant_4$	-.0251661	.0015545	0.000
$taille$.0018749	.0005911	0.000
\hat{age}	-.0057021	.0001713	0.000
$essence$	-.0158173	.0025358	0.000
$y * essence$.0129278	.0034813	0.000
$p_{operation}$	-.0326589	.0239187	0.172
$p_{education-loisir}$	-.1559672	.032104	0.000
$constante$.1372198	.0022709	0.000

Part des dépenses en électricité ($w_{electricite}$)

y	-.018762	.0008552	0.000
-----	----------	----------	-------

	Coefficient	Écart type	P-valeur
y^2	-.0052654	.0004268	0.000
y^3	.0013199	.0002825	0.000
y^4	.000443	.0000923	0.000
<i>piece</i>	.0045923	.0001239	0.000
<i>âge</i>	.0011762	.0000702	0.000
<i>urbrur</i>	.0042994	.0006112	0.000
<i>Ployer</i>	-.0765864	.0152821	0.000
<i>Pelectricite</i>	-.0231774	.0143464	0.106
$y * Pelectricite$.0498179	.0141002	0.000
<i>constante</i>	.0045266	.0011081	0.000

2.4.1 Analyse économétrique

L'étude économétrique de cette estimation débute par l'analyse de la p-valeur de chacun des paramètres du modèle. L'hypothèse que le coefficient n'est pas significatif à un niveau de 95% ne peut pas être rejetée pour sept des quatre-vingt-dix-huit variables explicatives de cette étude. Pour s'assurer que les variables associées à ces coefficients aient leur place dans le modèle, nous étudions la p-valeur associée au test de Wald. L'hypothèse nulle de ce test est que tous les coefficients d'une même équation sont simultanément non significatifs. Une p-valeur de 0.000 implique le rejet de cette hypothèse. Par les valeurs indiquées dans la table 3 l'hypothèse nulle est rejetée, car la p-valeur de toutes les équations des différentes parts de dépenses est 0.000.

Ce tableau présente également la valeur du R^2 pour chacune des équations. Ces valeurs peuvent être interprétées comme une mesure de la taille des perturbations par rapport aux parts des dépenses. Ces résultats démontrent qu'une grande partie de la variation des parts des dépenses est causée par de l'hétérogénéité inobservée.

TABLE 3 – Résultats du test de Wald et R^2 de l'estimation

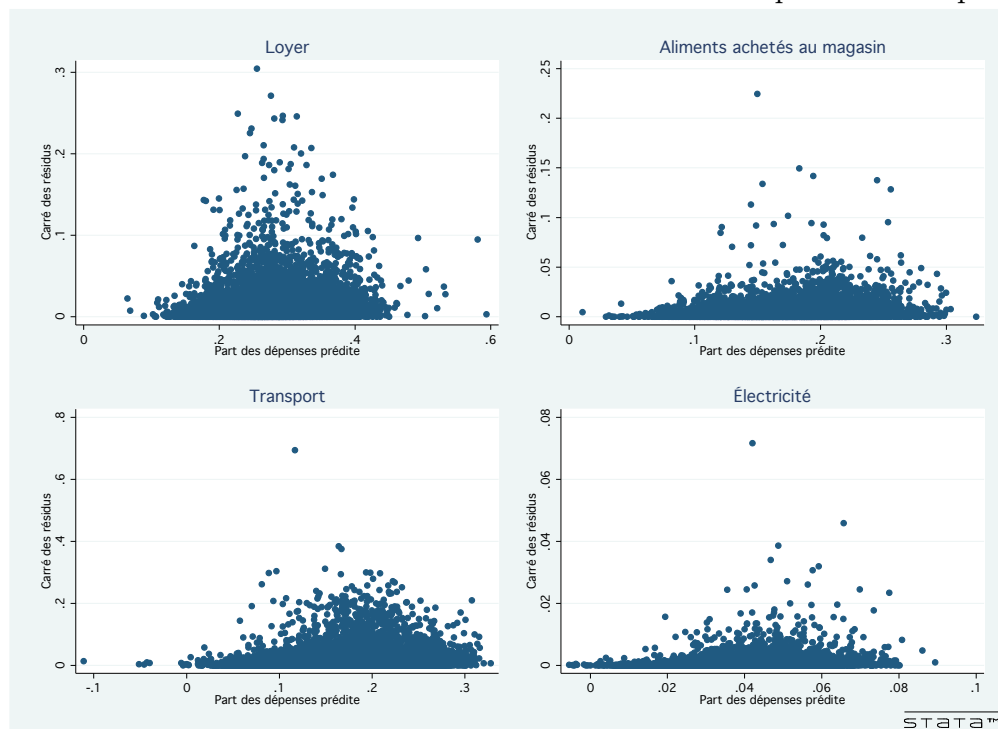
Équation	Valeur du R^2	Valeur de la χ^2	p-valeur
$w_{aliment-m}$	0.2928	5583.25	0.000
$w_{aliment-r}$	0.1472	2483.33	0.000
w_{loyer}	0.1996	3436.51	0.000
$w_{habillement}$	0.0689	1144.33	0.000
$w_{operation}$	0.1051	1565.17	0.000
$w_{fourniture}$	0.0273	421.66	0.000
$w_{transport}$	0.1969	3419.97	0.000
$w_{education-loisir}$	0.1236	2216.92	0.000
$w_{electricite}$	0.1913	3074.92	0.000

L'utilisation des MCG dans le modèle SUR élimine asymptotiquement l'hétéroscédasticité des résidus, mais même avec 13 171 observations, le nombre de ménages n'est pas suffisamment grand pour obtenir ce résultat. La figure 2 présente les graphiques des dispersions des carrés des résidus de quatre des neuf équations en fonction de la part prédite des dépenses. Le diagramme de la catégorie aliments achetés au magasin laisse paraître des perturbations homoscédastiques, tandis que celui de la catégorie transport présente une variation des carrés des résidus fonction des parts de dépenses prédites. Les perturbations de certaines équations ne sont donc pas homoscédastiques. Les dispersions des carrés des résidus de l'équation des autres parts de dépenses se trouvent en annexe.

2.4.2 Conditions imposées pour le respect des propriétés de la fonction de coût

Le développement du modèle est basé sur l'hypothèse que les propriétés des fonctions de coûts sont respectées. Il est alors important de vérifier la validité de ces propriétés. Sous l'hypothèse que les parts des dépenses sont positives, la fonction de coût (1) implique que les propriétés de non-décroissance et de continuité par rapport aux prix sont toujours respectées. L'homogénéité du premier degré et la symétrie de Slutsky sont assurées en

FIGURE 2 – Carré des résidus en fonction de la valeur prédite de la part



imposant les contraintes suivantes sur les paramètres du modèle lors de l'estimation :

1. le coefficient de la variable $p_{habille\text{ment}}$ de l'équation de $w_{alim\text{ent}-r}$ doit être égal à celui du $p_{alim\text{ent}-r}$ de l'équation de $w_{habille\text{ment}}$;
2. le coefficient de la variable $p_{electricite}$ de l'équation de w_{loyer} doit être égal à celui du p_{loyer} de l'équation de $w_{electricite}$;
3. le coefficient de la variable $p_{education-recreation}$ de l'équation de $w_{operation}$ doit être égal à celui du $p_{operation}$ de l'équation de $w_{education-recreation}$.

Les conditions de stricte monotonie et de concavité sont vérifiées par des tests d'hypothèse sur les coefficients faits après l'estimation. Notons que la valeur estimée d'une variable est représentée par l'ajout d'un accent circonflexe sur sa notation. Pour tester la condition de stricte monotonie, nous évaluons d'abord pour tous les ménages la valeur de $SM = p' \left[\sum_{r=0}^5 \hat{b}_r r y^{r-1} + \hat{D}z + \frac{\hat{B}p}{2} \right]$ et sa variance, en faisant l'hypothèse que les coefficients sont indépendants d'équation en équation. Nous testons l'hypothèse que SM est plus grand que -1 . Le résultat de ce test indique qu'on

ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle à un niveau de confiance de 95% et ce pour tous les ménages de l'échantillon.

Pour vérifier la concavité de la fonction $exp(C(p, u, z, \varepsilon))$ nous étudions la semi-négativité de la matrice $\sum_{l=0}^L z_l A_l + Bu$. Une matrice est semi négative si et seulement si toutes ses valeurs propres sont négatives. Le test appliqué sur la première valeur propre rejette l'hypothèse que cette dernière est négative à 95%. Ce qui implique que la matrice $\sum_{l=0}^L z_l A_l + Bu$ n'est pas semi négative. La condition sur le signe de la matrice est une condition suffisante, mais pas nécessaire. Ce résultat n'implique donc pas la non-concavité de la fonction $exp(C(p, u, z, \varepsilon))$. Il est possible en étudiant la hessienne de la fonction de coût de vérifier cette propriété. Ce test n'a pas été fait lors de la recherche, mais il aurait été fort intéressant de le faire afin d'obtenir la confirmation que toutes les propriétés sont respectées.

L'analyse économétrique du modèle et celle des propriétés des fonctions de coûts sont très importantes, mais il ne faut pas mettre de côté l'analyse économique qui permet de comprendre les impacts des différentes variables sur les parts des dépenses. Pour chacune des catégories nous illustrons la dispersion de la courbe d'Engel Marshallienne pour l'année 1997.

2.4.3 Part des dépenses en aliments achetés au magasin

Débutons par la catégorie des aliments achetés au magasin. Cette part est fonction d'un polynôme de degré quatre en y et d'un terme d'interaction entre l'indice de prix de cette catégorie et y . La table 4 contient les valeurs critiques de $w_{aliment-m}$ par rapport à y .

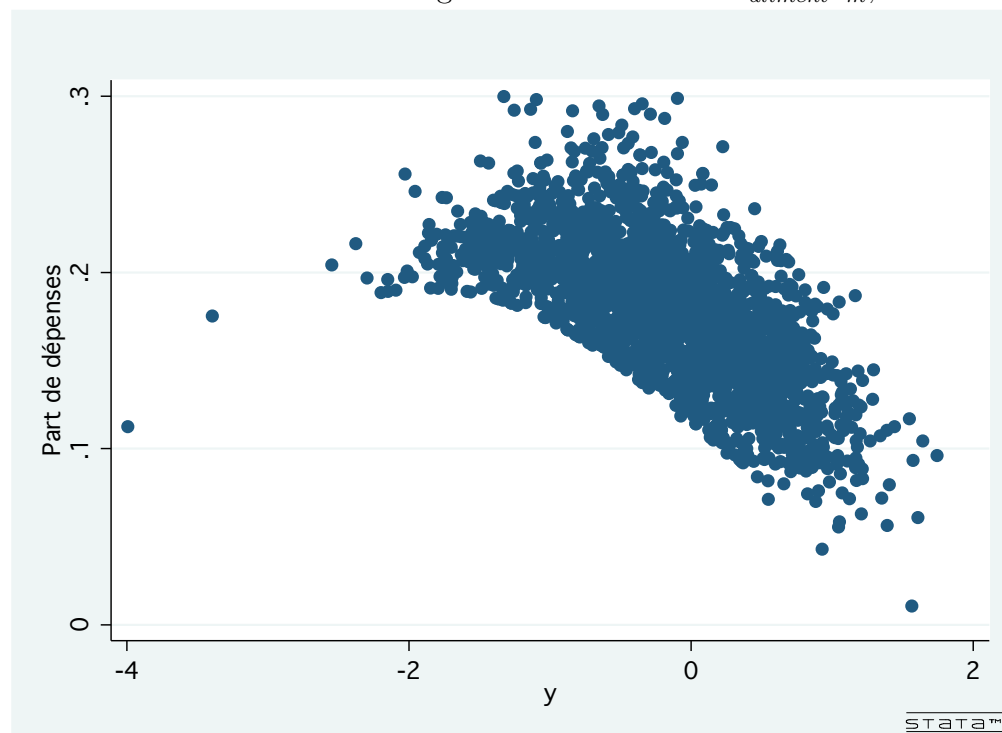
TABLE 4 – Valeurs critiques de $w_{aliment-m}$ en fonction de y

	valeur critique 1	valeur critique 2	valeur critique 3
1997	-4.9456	-1.8699	1.9848
2000	-4.9865	-1.7953	1.9511
2001	-5.0336	-1.7029	1.9861
2002	-5.0469	-1.6807	1.8970
2003	-5.0599	-1.6554	1.8847
2004	-5.0845	-1.6068	1.8606

Dans notre échantillon, aucune observation se situe avant la première valeur critique et très peu après la troisième. Ces valeurs critiques permettent à la pente de diminuer en valeur absolue. Entre la première et la deuxième valeur critique, $\frac{\partial w_{aliment-m}}{\partial y}$ est positif, ce qui signifie que pour les ménages à faible revenu, une variation de y entraîne une augmentation de la part des dépenses, donc une élasticité-revenu élevée de la demande. Les ménages dont la valeur de y est supérieure à la deuxième valeur critique diminuent leur part suite à une augmentation de y . Les ménages ayant un revenu moyen ou élevé réagissent moins fortement à une variation de revenu que ceux à revenu plus faible. Les ménages qui composent les premiers percentiles de la distribution de revenus augmentent plus que proportionnellement leur consommation suite à une hausse du revenu. Les ménages des percentiles supérieurs atteignent un plateau de consommation et modifient leurs quantités consommées moins que proportionnellement à la variation du revenu. Le plateau de consommation indique que les besoins en aliments achetés au magasin des ménages à revenu élevé n'augmentent pas aussi rapidement que leur revenu. Ces résultats qui montrent le caractère essentiel de cette catégorie de bien sont illustrés dans la figure 3.

Le signe positif de la variable *taille* reflète le fait qu'une personne supplémentaire dans le ménage fait augmenter la quantité de nourriture consommée. Donc la part des dépenses en aliments achetés au magasin est plus importante. Les coefficients des variables *enfant₄* et *enfant₅₋₁₇* sont plus petits en valeur absolue que celui de *taille* et est négatif, ce qui signifie que si la personne additionnelle est un enfant l'augmentation de la part des dépenses est moins importante que si c'était un adulte. Dû au terme d'interaction $y * p_{aliment-m}$, l'effet d'une variation de $p_{aliment-m}$ dépend de y . Pour les ménages dont $y < -0.7074$, $\frac{\partial w_{aliment-m}}{\partial p_{aliment-m}}$ est négative. Ces ménages, qui représentent environ les 20% de l'échantillon ayant les revenus les plus faibles, ont moins de possibilités de substitution entre les catégories, car certains biens essentiels comme les aliments et le loyer occupent une place importante de leurs dépenses. Leur demande d'aliments achetés au magasin est élastique par rapport au prix. Les autres ménages de l'échantillon augmentent la part des dépenses suite à une augmentation dans le prix des aliments achetés au magasin. La consommation de ces ménages diminue moins que proportionnellement que la hausse des prix.

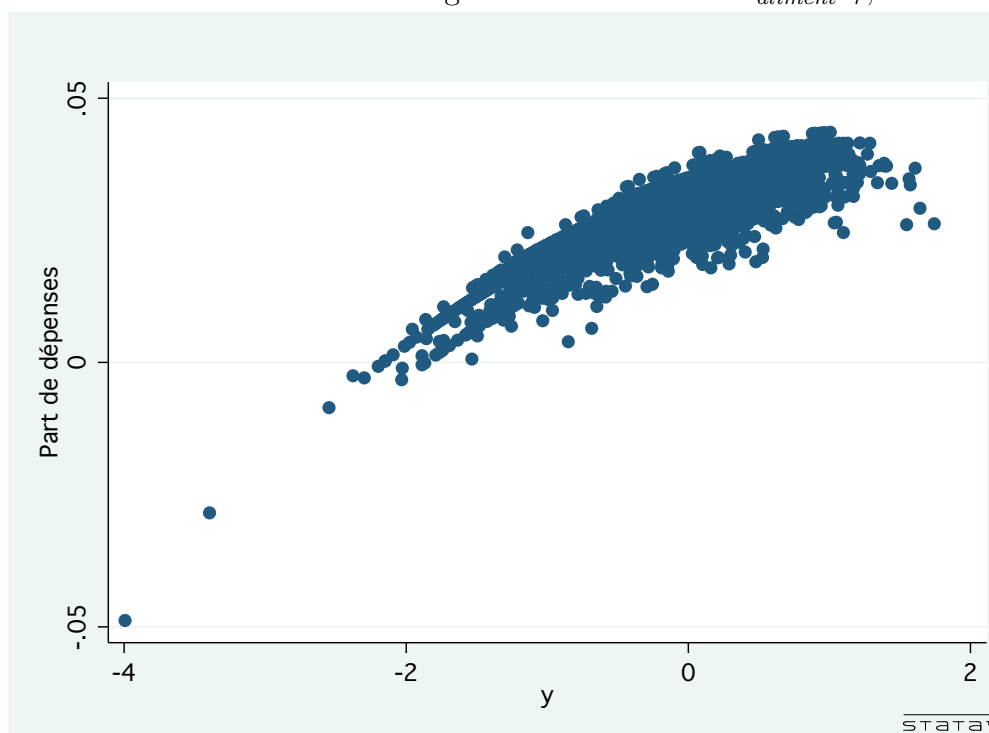
FIGURE 3 – Courbe d’Engel Marshallienne de $w_{aliment-m}$, 1997



2.4.4 Part des dépenses en aliments achetés au restaurant

Les aliments achetés au restaurant sont légèrement différents de ceux qui sont achetés au magasin dû au fait qu’une partie de la consommation est considérée de luxe et que l’équation est polynomiale de degré deux par rapport à y . Les valeurs critiques de $w_{aliment-r}$ pour les années 1997, 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004 sont respectivement 1.1923, -0.2641 , -0.8942 , -1.5919 , -2.3171 et -2.9699 . En 1997, la majorité des ménages ont une valeur de y plus petite que la valeur critique, cette majorité augmente donc leur part de dépenses en aliments achetés au restaurant suite à une augmentation de y ; seuls les ménages avec un revenu très élevé diminuent leur part. L’augmentation de $p_{aliment-r}$ entraîne une diminution du nombre de ménages qui ont une variation positive de leur part par rapport à une variation de y . En 2004, lorsque l’indice de prix de cette catégorie est le plus élevé de l’échantillon, seulement quatre ménages augmentent leur part de dépenses dans cette catégorie. La figure 4 représente la dispersion des parts de dépenses en 1997 et démontre le fait que cette année-là, la majorité des ménages augmentaient

FIGURE 4 – Courbe d’Engel Marshallienne de $w_{aliment-r}$, 1997



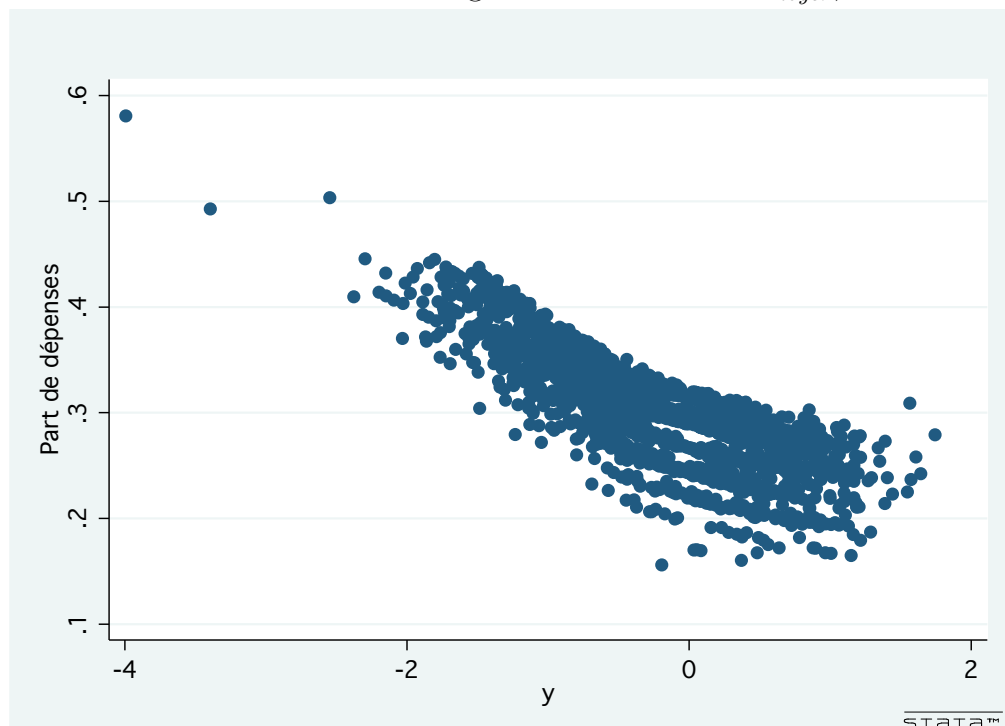
leur part de dépenses suite à une hausse de revenu. Nous remarquons également la présence d’un plateau de consommation qui atteint de plus en plus de ménages au cours des années.

Les effets de la composition du ménage sont relativement les mêmes que ceux qui sont expliqués pour les aliments achetés au magasin. La variable *urbrur* capte le fait que les ménages qui habitent en région rurale ont moins accès aux restaurants, cafés et traiteurs par son coefficient négatif. Les 99.97 premiers pourcents des ménages de l’échantillon, classés en ordre croissant selon leurs revenus, réagit à une hausse des prix en augmentant leur part de dépenses pour ce bien, ce qui entraîne de l’inélasticité dans leur demande pour ce type de bien. La partie de cette consommation considérée comme un luxe est un substitut à la partie luxe de l’habillement, c’est pour cette raison que *p_habillement* est une variable significative de cette équation et que l’élasticité prix croisée est négative et plus petite que un en valeur absolue.

2.4.5 Part des dépenses en loyer

L'équation de la catégorie loyer est fonction de y par un polynôme du deuxième degré, par un terme d'interaction avec l'âge de la personne de référence et par un terme d'interaction avec l'indice de prix des loyers. L'effet de y sur la part est donc fonction de \hat{age} et de p_{loyer} . Pour simplifier l'analyse, nous étudions l'effet lorsque $\hat{age} = 1$. Pour les années 1997, 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004, une variation de y aura un effet positif sur la part pour les ménages dont la valeur de y est supérieure à 0.6123, 0.5874, 0.5578, 0.5262 et 0.4973 respectivement. Ces ménages, qui ont un revenu élevé, profitent de la hausse de y pour augmenter leurs investissements dans l'immobilier. Les autres ménages n'augmentent pas ou très peu leurs dépenses pour le loyer, donc leur part diminue. Le plateau de consommation de cette part des dépenses concernent les ménages à faible revenu. Les autres ménages tendent plutôt à augmenter leur consommation de ce bien. La figure 5 illustre ces résultats.

FIGURE 5 – Courbe d'Engel Marshallienne de w_{loyer} , 1997



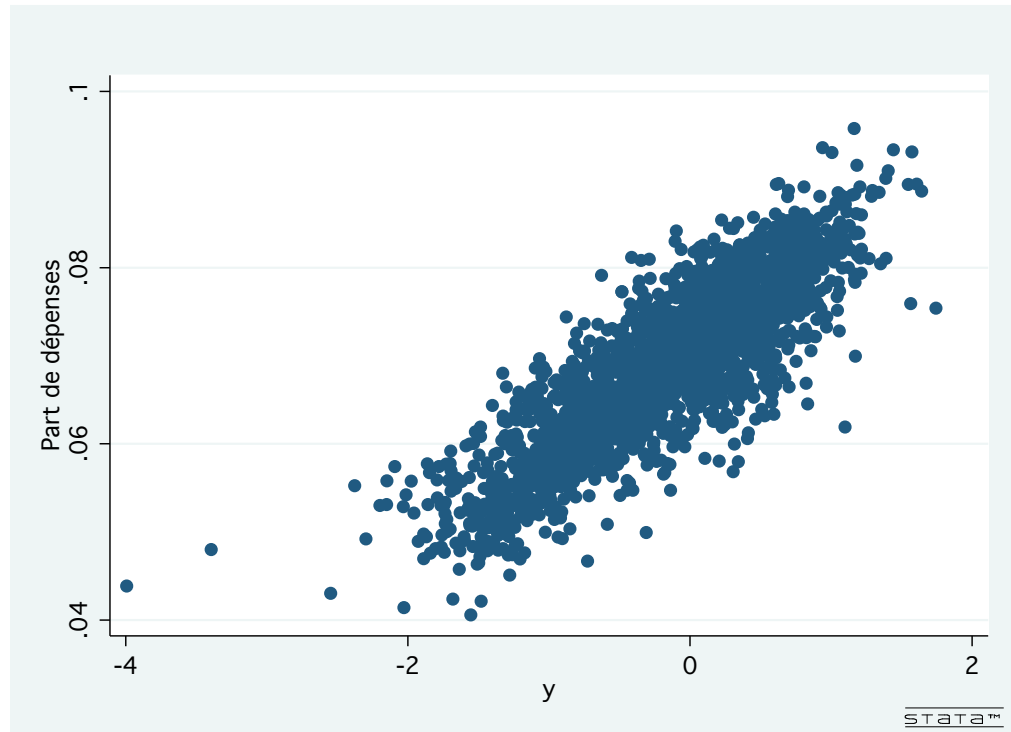
Nous remarquons que plus le prix du loyer augmente plus il y a de ménages qui augmentent leurs dépenses pour cette catégorie suite à une va-

riation positive de y , car une hausse du prix est perçue par les ménages comme une augmentation dans les rendements des investissements. L'âge de la personne de référence a un impact positif sur les valeurs critiques. Ce qui peut s'expliquer par le fait que les personnes plus âgées ont probablement déjà investi en achetant une ou plusieurs propriétés et sont donc maintenant moins enclines à investir à nouveau dans ce secteur. La variable *taille* a un effet négatif, car un adulte additionnel n'entraînera pas ou peu d'augmentation dans les frais pour le loyer. Les coefficients des variables *enfant*₄ et *enfant*₅₋₁₇ sont positifs et d'un ordre équivalent en valeur absolue au coefficient de *taille*. Lorsqu'un enfant entre 5 et 17 ans est ajouté au ménage, les effets des variables *taille* et *enfant*₅₋₁₇ s'annulent et lorsqu'un enfant de moins de 4 ans est ajouté, les effets ne s'annulent pas totalement, il reste un faible effet positif. Ce résultat illustre bien le fait que certains parents doivent emménager dans une résidence plus grande pour accueillir un enfant. Le signe négatif du coefficient de la variable *urbrur* démontre que les ménages vivants à la campagne accordent une moins grande part de leur budget à cette catégorie, ce qui peut refléter le fait que le prix d'un logement est plus élevé dans les grands centres urbains. La variation de la part en fonction du prix du loyer est négative pour tous les ménages de l'échantillon ; la demande de cette catégorie est élastique par rapport au prix. Les ménages diminuent leur consommation dans cette catégorie proportionnellement plus que la hausse en pourcentage du prix. L'électricité et le loyer sont des biens complémentaires, donc suite à une hausse du prix de l'électricité, les ménages modifient leur consommation dans cette catégorie de biens. Lorsque le prix de l'électricité augmente, les ménages diminuent leur part de dépenses en loyer. Nous avons également pensé inclure le prix des opérations et des fournitures, mais dû aux trop fortes corrélations entre les prix nous avons conclu, qu'il était préférable que non.

2.4.6 Part des dépenses en habillement

L'équation de l'habillement est linéaire en y et contient des termes d'interaction entre y , *âge* et *essence*. L'effet de la variation de y sur cette part est toujours positif, ce qui entraîne une élasticité par rapport au revenu plus grande que un. Les variables *âge* et *essence* entraînent une augmentation de

FIGURE 6 – Courbe d’Engel Marshallienne de $w_{habilleme\grave{e}nt}$, 1997

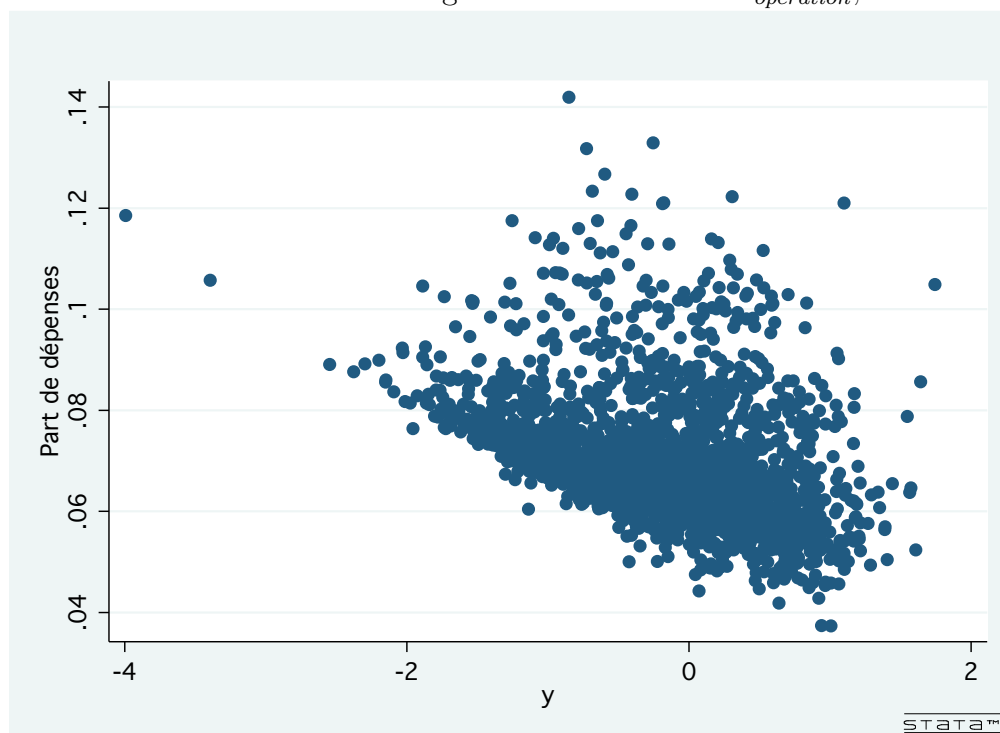


$\frac{\partial w_{habilleme\grave{e}nt}}{\partial y}$ et de l’élasticité-revenu. La linéarité de cette part est illustrée par la figure 6. Les effets des variables de composition du ménage indique qu’un adulte supplémentaire entraîne une variation positive dans les dépenses en habillement, donc la part des dépenses augmente. Pour capter le fait qu’un jeune enfant qui s’ajoute au ménage va entraîner une baisse des dépenses, le coefficient de la variable $enfant_4$ est négatif. L’effet d’une variation du prix de l’habillement est positif sur la $w_{habilleme\grave{e}nt}$, ce qui reflète une élasticité-prix de la demande plus petite que un. Le caractère essentiel de cette catégorie est illustré par le fait que la diminution de la consommation est plus petite que l’augmentation des prix en pourcentage et l’aspect luxueux est observé par le lien de cette part avec le prix des aliments achetés au restaurant.

2.4.7 Part des dépenses en opérations

La variation de la part des dépenses consacrée aux opérations par rapport à une variation de y est négative pour environ 99.91% de l’échantillon ; seuls les ménages les plus riches ont une variation positive. Cette valeur critique permet à la pente de la courbe d’Engel de tendre vers zéro. La demande de

FIGURE 7 – Courbe d’Engel Marshallienne de $w_{operation}$, 1997



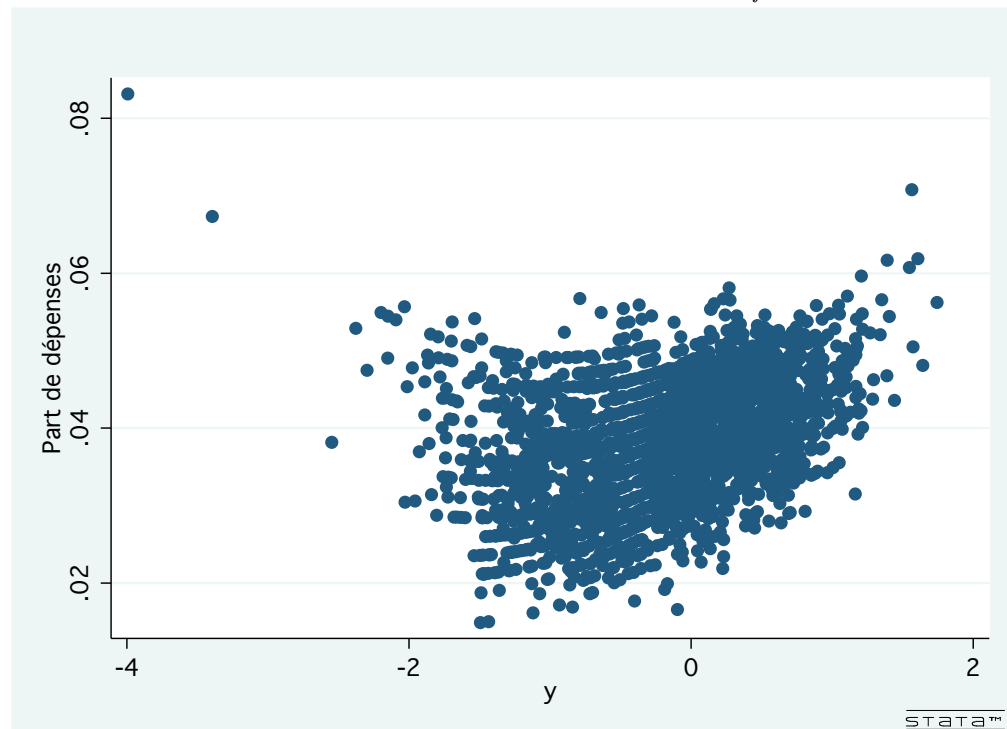
la majorité des ménages pour cette catégorie est inélastique par rapport au revenu. Même si le revenu augmente, les ménages ne consomment pas plus de service comme le téléphone et l’internet. La majorité des ménages se trouve donc sur un plateau de consommation. Une hausse du revenu n’entraîne pas une hausse des besoins pour ce type de bien. Seule une forte hausse du revenu amène les ménages à modifier leurs habitudes de consommation. La figure 7 montre l’impact négatif du revenu sur ces parts. Un adulte supplémentaire dans le ménage entraîne une diminution de la part, tandis qu’un enfant entraîne une augmentation. Nous notons également que plus il y a de pièces dans une habitation plus les dépenses en opérations sont élevées. Ce phénomène est capté par le signe positif du coefficient de *piece*. Les maisons et les terrains urbains sont souvent plus petits et nécessitent moins d’entretien, donc ces ménages consacrent une part moins importante de leur budget à ces dépenses que ceux qui vivent dans un milieu rural. Le prix des opérations a un effet négatif sur la part des dépenses, donc la demande de cette catégorie est élastique par rapport au prix. Les ménages réagissent fortement à une hausse de prix. Le caractère substitut de l’éducation et du loisir par rapport

aux opérations est illustré par l'impact négatif de $p_{education-recreation}$ sur la part des dépenses en opération.

2.4.8 Part des dépenses en fourniture

La part des dépenses en fournitures augmente suite à une augmentation de y , pour les ménages dont y est supérieur à -0.9338103 , en considérant $\hat{age} = 1$. Lorsque l'âge de la personne de référence augmente la valeur critique de $w_{fourniture}$ par rapport à y diminue. L'élasticité-revenu de la demande de ce bien est plus petite que un en valeur absolue pour les ménages à faible revenu, tandis que pour les ménages qui ont un revenu plus élevé celle-ci est plus grande que un. Ce type de bien se comporte un peu comme les opérations. La consommation des ménages qui ont un faible revenu varie très peu suite à une hausse de y , car ces ménages se trouvent sur un plateau de consommation, tandis que les ménages qui sont caractérisés par des revenus élevés réagissent à une hausse du revenu en augmentant leur consommation. Ces résultats sont illustrés dans la figure 8.

FIGURE 8 – Courbe d'Engel Marshallienne de $w_{fourniture}$, 1997



Le coefficient de la variable *taille* indique qu'une personne supplémen-

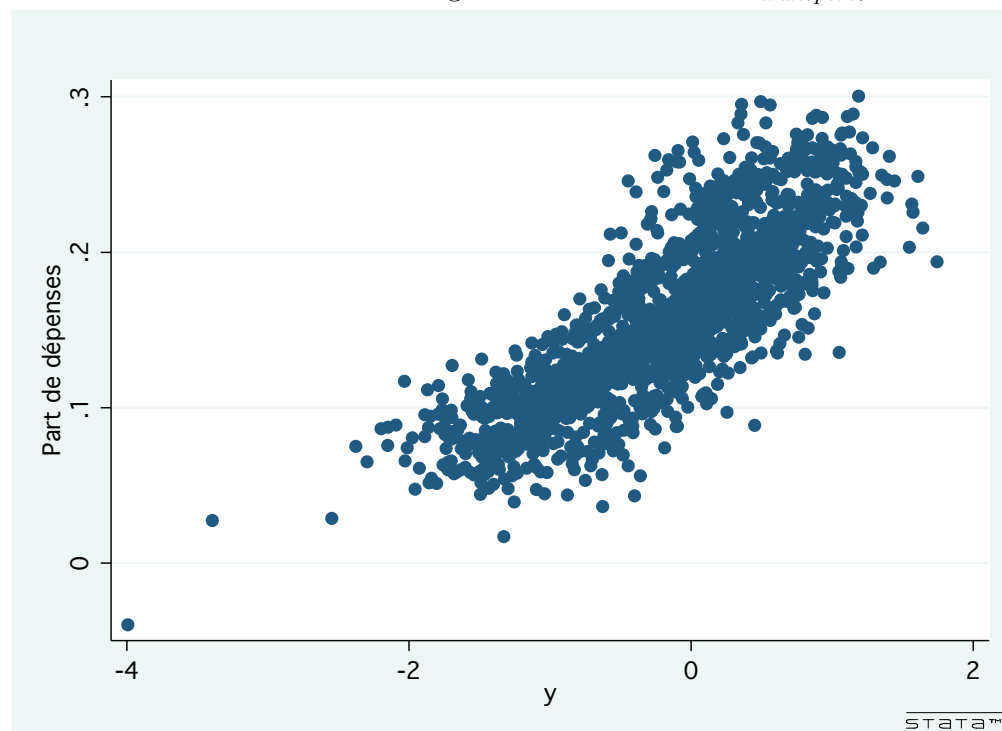
taire n'entraîne pas de forte augmentation des dépenses en fournitures. Aucune autre variable qui caractérise la composition du ménage influe sur cette catégorie. La variable *urbrur* agit sur les fournitures exactement comme elle le fait sur les opérations. Le coefficient de $p_{fourniture}$ indique que la demande pour ce bien est élastique par rapport au prix, ce qui reflète le caractère non essentiel de ce bien.

2.4.9 Part des dépenses en transport

L'évolution de la part des dépenses en transport est fonction de y , *essence*, *âge* et $p_{transport}$. Afin de bien comprendre les liens entre les différentes variables dans l'évaluation des valeurs critiques de la part en fonction de y nous considérons d'abord le cas où $essence = 0$ et $âge = 1$. Pour les années 1997 et 2000 à 2004, les valeurs critiques obtenues suite à l'étude des coefficients sont respectivement 1.4013, 1.5154, 1.5066, 1.5581 et 1.7121. Les ménages dont la valeur de y est plus petite que la valeur critique augmentent leur part des dépenses dans cette catégorie, ils ont donc une demande dont l'élasticité-revenu est élevée. Les autres ménages modifient moins leur consommation dans cette catégorie suite à une variation de y , car ils ont atteint un plateau de consommation. La présence de cette valeur critique capte le fait que la pente de la courbe d'Engel diminue. En considérant $essence = 1$, nous remarquons que la valeur critique associée à chacune des années diminue légèrement ; il y a beaucoup plus de ménages qui dépensent plus de cinquante dollars par semaine qui réagissent à une hausse de revenu en diminuant leur part de dépenses en transport. Lorsque l'âge de la personne de référence augmente, l'effet est inverse. La figure 9 représente la dispersion de la courbe d'Engel pour l'année 1997 sans imposer de valeur aux variables *âge* et *essence*.

Les ménages modifient leur consommation pour ce type de bien relativement de la même manière qu'ils le font pour les opérations et les fournitures. Les ménages qui habitent en ville ont accès à des moyens de transport moins coûteux, par exemple le transport en commun et le covoiturage, et se situent souvent à une plus petite distance des facilités et de leur emploi ; ils consomment donc une part moins importante de leurs dépenses en transport que ceux qui habitent dans un milieu rural. Le prix du transport a un impact

FIGURE 9 – Courbe d’Engel Marshallienne de $w_{transport}$, 1997

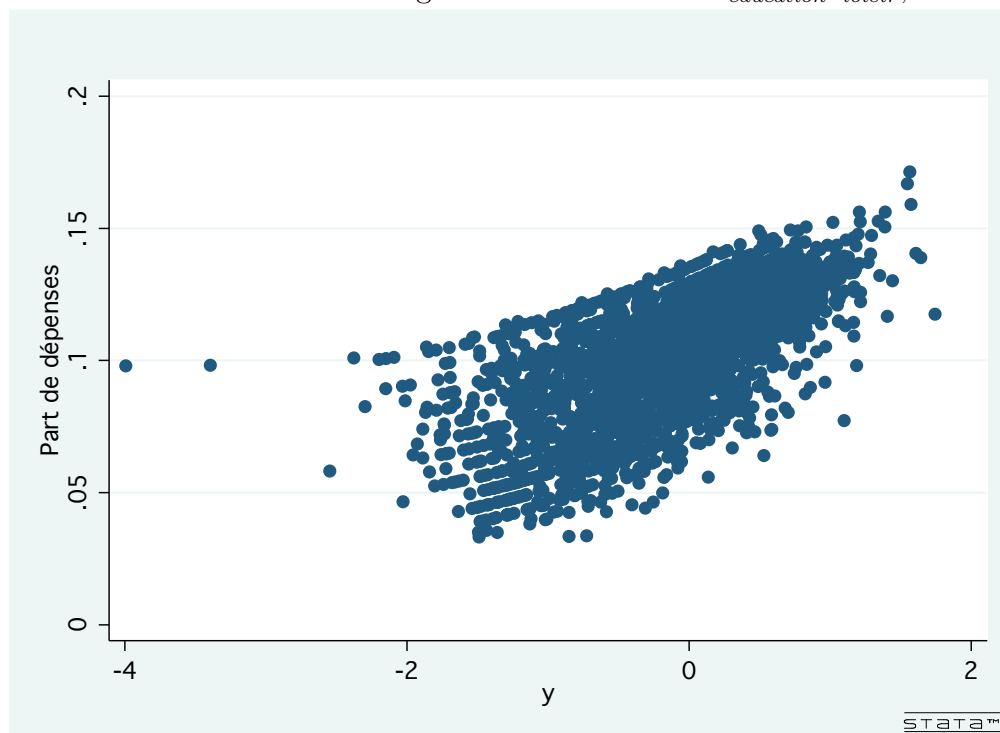


sur la variation de la part de cette catégorie qui est fonction du revenu. Les ménages dont $y \geq 1.76$ ont une demande inélastique par rapport au prix, tandis que les autres ménages réagissent plus fortement à une variation de prix.

2.4.10 Part des dépenses en éducation et en loisir

La fonction des parts de dépenses en éducation et en loisir est quadratique en y et contient un terme d’interaction entre les variables y et *essence*. La valeur critique pour les ménages qui ne dépensent pas plus de cinquante dollars en essence par semaine est -3.2849644 et celle des autres ménages est -5.1648248 . Les ménages qui se trouvent après cette valeur augmentent leur part de dépenses dans cette catégorie, tandis que les autres la diminuent. Dans l’échantillon, tous les ménages ont une valeur de y plus grande que la valeur critique, donc, comme il est montré dans la figure 10, une augmentation de y entraîne un effet positif sur la consommation consacrée à l’éducation et aux loisirs.

FIGURE 10 – Courbe d’Engel Marshallienne de $w_{education-loisir}$, 1997



Le coefficient de la variable *taille* est cohérent avec le fait qu’une personne supplémentaire dans le ménage entraîne une augmentation des dépenses dans cette catégorie de biens. Notons qu’un enfant de moins de quatre ans affecte négativement cette part. Le prix des opérations est inclus dans cette équation, car cette catégorie est substitut à celle de l’éducation et du loisir. Par symétrie, l’explication de l’impact de cette variable est la même que celle de $p_{education-loisir}$ sur $w_{operation}$. L’indice de prix de l’éducation et du loisir affecte négativement cette part, ce qui implique que la demande de cette catégorie est élastique.

2.4.11 Part de dépenses en électricité

La part de dépenses en électricité est représentée par une fonction polynomiale du quatrième ordre en y . Les valeurs critiques de cette part, qui se trouvent dans la table 5, sont fonction de $p_{electricite}$ puisqu’un terme d’interaction entre y et l’indice de prix est inclus dans l’équation. La part des dépenses des quelques ménages qui se situent avant la première valeur critique diminue avec une augmentation de y . Une petite variation de revenu ne permet

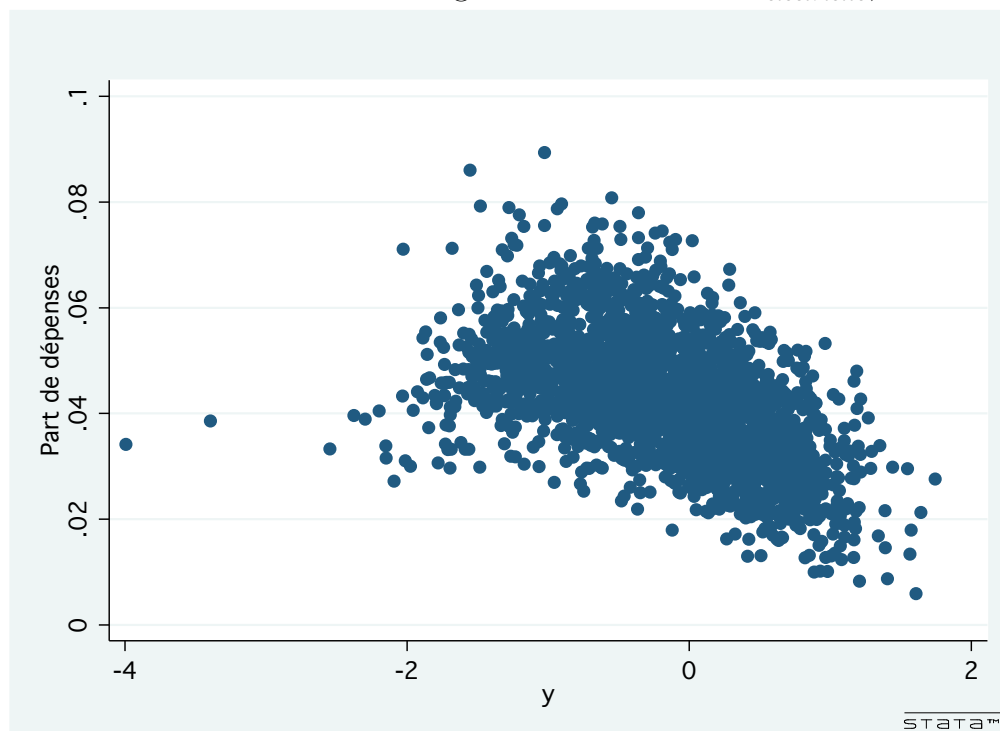
TABLE 5 – Valeurs critiques de $w_{electricite}$ en fonction de y

	valeur critique 1	valeur critique 2	valeur critique 3
1997	-3.0443	-1.5035	2.3132
2000 à 2003	-3.2107	-1.2575	2.2336
2004	-3.2254	-1.2346	2.2253

pas à ces ménages de modifier suffisamment leur situation pour entraîner des hausses dans leur consommation. Entre la valeur critique un et deux se trouvent environ trois pourcents de l'échantillon qui varient positivement leur part en électricité en fonction du revenu. Leur revenu est suffisamment élevé pour que, contrairement au groupe de ménages qui les précèdent, ceux-ci puissent modifier leurs habitudes en augmentant leur consommation. La majorité de l'échantillon se situe entre la valeur critique deux et trois. Ces ménages, qui ont atteint le second plateau de consommation, diminuent leur part de dépenses en électricité suite à une augmentation de y , ce qui implique que leur consommation d'électricité reste relativement stable. Leur demande est inélastique par rapport au revenu. Les ménages qui ont un revenu très élevé se situent après la troisième valeur critique et augmentent leur part de dépenses suite à une hausse du revenu. Ce qui implique que le revenu de ces ménages est suffisamment élevé pour les porter après le deuxième plateau. Leur revenu leur permet de modifier leurs habitudes pour consommer davantage. La flexibilité de la consommation de ces ménages provient de l'importance de l'élasticité-revenu de leur demande d'électricité. La figure 11 illustre ces résultats. L'absence d'observation avant la première et après la dernière valeur critique indique que ces valeurs critiques servent à faire diminuer la pente en valeur absolue.

Le coefficient de la variable *piece* indique qu'une pièce supplémentaire incite les ménages à consommer davantage d'électricité et la variable *age* capte le fait que les personnes plus âgées sont plus propices à avoir des propriétés plus grandes ou plus nombreuses ce qui augmentent leur consommation d'électricité. Le fait que les résidences rurales sont moins mitoyennes que les urbaines implique que les ménages qui habitent en milieu rural doivent chauffer davantage et ainsi augmenter leurs dépenses en électricité. Le prix

FIGURE 11 – Courbe d’Engel Marshallienne de $w_{electricite}$, 1997



du loyer est inclu dans l’équation de la part des dépenses en électricité, car le loyer est un bien complément à l’électricité. Comme l’estimation a été faite sous contrainte de symétrie, l’impact de p_{loyer} sur $w_{electricite}$ est le même que celui de $p_{electricite}$ sur w_{loyer} et est expliqué dans une sous-section de cette section. Le prix de l’électricité influe sur cette part en fonction de y . La demande d’électricité des 2.3% des ménages les plus riches est inélastique par rapport au prix. Ce qui indique que les ménages les plus riches ne réagissent pas fortement à une hausse des prix et conservent leurs habitudes de consommation. L’élasticité élevée de la demande des autres ménages démontre le fait que ces ménages réagissent fortement à une variation de prix en réduisant leur consommation d’électricité.

Cette section du rapport de recherche a servi à développer l’estimation de l’approximation du modèle EASI pour les ménages québécois. Cette méthode permet d’obtenir un modèle beaucoup plus cohérent que les deux autres présentés dans la revue de la littérature, puisqu’il prend en considération le choix des ménages dans leurs dépenses de tous les biens qu’ils consomment. Ce modèle permet aussi d’inclure de l’hétérogénéité dans les préférences

non observables des ménages et des courbes d'Engel plus complexes que des fonctions linéaires ou quadratiques. L'analyse du modèle obtenu suite à l'estimation par la méthode SUR permet de conclure que le modèle EASI apporte une valeur ajoutée à l'estimation de la demande d'un bien.

Cette estimation a été développée dans l'objectif de comprendre comment une hausse du prix de l'électricité affecte la distribution des ménages, afin de vérifier les effets sur les propriétés d'équité et d'égalité. Dans la prochaine section, nous expliquons d'abord comment l'estimation du modèle EASI est utilisée pour modéliser l'effet d'une variation du prix de l'électricité sur la distribution et analysons l'évolution des égalités au Québec.

3 Équité et Égalité au Québec

3.1 Revue de la littérature

Atkinson (1970)

Le but d'Atkinson (1970) est de vérifier les liens qui lient les mesures d'inégalité conventionnelles, comme les S-Ginis (ces mesures sont expliquées dans la section 3.3), à l'analyse de l'inégalité par l'étude d'une fonction de bien-être social qui dépend des revenus individuels.

Dans un premier temps, Atkinson développe un modèle qui permet d'ordonner des distributions de revenus. Considérons le revenu brut Y , $f(Y)$ une fonction de densité du revenu brut, $U(Y)$ l'utilité du revenu brut et $W = \int_0^{\bar{y}} U(Y)f(Y)dY$ une fonction de bien-être social. Pour que la distribution de revenus $f(Y)$ soit préférée à $f^*(Y)$ pour toute fonction d'utilité croissante et concave, il faut que les deux conditions sur les fonctions de répartitions suivantes soient satisfaites :

1. $\int_0^z [F(Y) - F^*(Y)] dY \leq 0 \forall z \text{ t.q. } 0 \leq z \leq Y$;
2. $F(Y) = \int_0^Y f(x)dx \neq \int_0^Y f^*(x)dx$ pour certains Y .

L'analyse faite par Atkinson permet de conclure que ces conditions sont vérifiées si la courbe de Lorenz de $f(Y)$ domine celle de $f^*(Y)$. Considérons $L(F(Y)) = \frac{1}{\mu} \int Y f(Y) dY$, où μ est la moyenne empirique de $f(Y)$, comme étant la forme fonctionnelle de la courbe de Lorenz. Cette conclusion tient sous l'hypothèse que les deux distributions de revenus partagent la même moyenne et permettent de comparer deux distributions sans spécifier de forme fonctionnelle à la fonction d'utilité. Cette condition est très restrictive, mais simplifie énormément les calculs. Par ailleurs, sans cette hypothèse, il serait possible de se tourner vers le principe de Pigou-Dalton¹. Il semble très difficile alors de classer les distributions de revenus sans spécifier d'autres caractéristiques de la fonction $U(Y)$ que la croissance et la concavité.

Dans la seconde partie de son article, l'auteur étudie les différences entre les résultats des conditions sur les fonctions de répartition et ceux qui sont

1. Ce principe indique qu'un transfert d'un ménage situé dans un quantile élevé vers un ménage d'un quantile plus faible, qui ne change pas la classification des ménages par les revenus, entraîne une distribution plus égalitaire, Dalton (1920).

obtenus par les principales mesures d'inégalité en considérant des fonctions de bien-être social alternatives. Ce qui permet non seulement de classer les distributions, mais aussi de quantifier le niveau d'inégalité. Atkinson conclut que les mesures d'inégalité comme les S-Ginis arrivent au même classement que son analyse seulement si les conditions sur les fonctions de répartition sont respectées. Si ces conditions ne sont pas vérifiées, il est possible de trouver des fonctions d'utilité qui contredisent ces mesures.

En conclusion, Atkinson souhaite que les mesures généralement utilisées dans l'étude des inégalités des distributions de revenus soient remplacées par une méthode plus directe qui utilise des fonctions de bien-être social.

Duclos et Tabi (1998)

Comme l'étude proposée par l'article d'Atkinson est plutôt théorique et difficile à appliquer, l'étude des inégalités de la présente recherche sera faite en se basant sur le travail de Duclos et Tabi (1998). Ces auteurs développent une méthode qui permet de comprendre comment les courbes de Lorenz et les courbes de concentration du revenu, des taxes et des transferts décrivent l'impact de l'état sur l'inégalité des revenus. Une description plus détaillée de l'article est faite dans la section 3.3.

3.2 Analyse théorique des propriétés d'équité et d'égalité

Afin d'évaluer l'impact d'une hausse de la tarification domestique de l'électricité sur les propriétés d'équité de la société québécoise, nous devons nous appuyer sur certains outils d'analyse. Comme la plupart des méthodes qui étudient les propriétés d'égalité d'une société, celle utilisée dans cette recherche, qui est expliquée par Duclos et Tabi (1998), est basée sur l'évaluation de la distribution des revenus par l'étude des impôts et des transferts. Afin de se référer à cette approche qui évalue les caractéristiques comme la progressivité, l'équité verticale, l'iniquité horizontale et l'égalité, nous construisons une variable qui reflète l'effet global d'une hausse de prix sur les dépenses des ménages et qui est interprétée comme un impôt positif qui affecte la distribution de revenus. Le développement de cette variable

se trouve dans la sous-section suivante et utilise comme variable principale la consommation d'électricité qui est obtenue en utilisant l'estimation de l'approximation du modèle EASI et les dépenses d'un ménage. L'utilisation de l'estimation de la demande Marshallienne est très importante puisqu'elle permet aux parts de dépenses de toutes les catégories de biens, en particulier de l'électricité, d'évoluer de façon non constante par rapport au revenu. La théorie économique indique que les parts de dépenses en électricité des ménages, qui ont un revenu élevé, ont tendance à être plus petites que celles des ménages qui ont un revenu plus faible. La sous-section 3.2.2 décrit la théorie de l'évaluation des principes d'équité et d'égalité d'une distribution de revenus.

3.2.1 Tarif-électricité

Afin de vérifier l'effet d'une augmentation de l'indice de prix de l'électricité sur la distribution des revenus, la variable Tarif-électricité, α , est construite et reflète l'impact de cette hausse sur le revenu de chacun des ménages. Les identités de la théorie des fonctions d'utilité indirecte, de dépenses et de demande Hicksienne forment la base de la construction de cette variable. En considérant le revenu disponible $N(Y)$, le niveau d'utilité u , le prix p , la demande Marshallienne $c(p, N(Y))$ et la demande Hicksienne $h(p, u)$, le développement de l'identité de Roy permet d'obtenir l'impact de la modification de la tarification. L'astérisque associé à la variable u indique que cette variable est à l'équilibre. En considérant $N(Y) = \exp[C(p, u^*, z, \varepsilon)]$, où $C(p, u^*, z, \varepsilon)$ est la fonction de coût (1) et en utilisant une identité entre la fonction d'utilité indirecte évaluée en $N(Y)$ et le niveau d'utilité d'équilibre on obtient : $u^* = V(p, N(Y))$.

En dérivant cette égalité par rapport au prix de l'électricité, $p_{electricite}$, et en utilisant le lemme de Shephard l'égalité suivante est obtenue :

$$0 = \frac{\partial V(p, N(Y))}{\partial p_{electricite}} + \frac{\partial V(p, N(Y))}{\partial N(Y)} h_{electricite}(p, u^*)$$

À l'équilibre, il y a égalité entre la demande Marshallienne et la demande

Hicksienne. Cette propriété des paramètres d'équilibre implique :

$$\frac{\partial V(p, N(Y))}{\partial p_{electricite}} = -\frac{\partial V(p, N(Y))}{\partial N(Y)} c_{electricite}(p, N(Y))$$

En remplaçant cette égalité dans la différentielle totale :

$$dV(p, N(Y)) = \frac{\partial V(p, N(Y))}{\partial p_{electricite}} dp_{electricite} + \frac{\partial V(p, N(Y))}{\partial N(Y)} dN(Y)$$

on obtient :

$$dV(p, N(Y)) = -\frac{\partial V(p, N(Y))}{\partial N(Y)} c_{electricite}(p, N(Y)) dp_{electricite}.$$

Donc $dN(Y) = c_{electricite}(p, N(Y)) dp_{electricite}$. Ce développement indique que la variable α doit être construite en multipliant la quantité consommée d'électricité, $c_{electricite}(p, N(Y))$, et la variation de l'indice de prix, $dp_{electricite}$. La consommation d'électricité de chaque ménage est estimée en utilisant l'approximation du modèle EASI développée dans la première partie de ce texte.

3.2.2 Évaluation de l'équité

L'analyse de la distribution des revenus est basée sur la méthode utilisée par Duclos et Tabi (1998). L'interprétation des courbes de Lorenz et de concentration ainsi que des indices de la classe des S-Ginis développés à partir de ces courbes permet de caractériser l'égalité de la répartition des revenus, l'iniquité horizontale, l'équité verticale et la progressivité des impôts et des transferts. La courbe de concentration représente la proportion de la totalité d'une variable qui est détenue par des individus sous différents quantiles d'une répartition des revenus. Un des avantages de cette méthode d'analyse est qu'elle permet de considérer les préférences sociales des répartitions de revenus en appliquant des poids éthiques aux indices.

En considérant Y le revenu brut d'un ménage, nous notons $T(Y)$ les taxes totales d'un ménage ayant un revenu Y (si $T(Y) \leq 0$, les taxes sont des impôts et si $T(Y) \geq 0$, les taxes sont des transferts) et $N(Y) = Y - T(Y)$ le revenu disponible (ou revenu net) correspondant à Y . Supposons que les revenus bruts et nets sont positifs, que les revenus bruts sont exogènes et que

toute l'information nécessaire à la comparaison du bien-être des ménages est contenue dans le revenu. La première étape consiste à construire la fonction de répartition de l'échantillon des revenus bruts, notée $q = F(Y)$, et celle des revenus nets, $F(N(Y))$, à partir des données. La moyenne empirique des revenus et celle des taxes sont alors obtenues en calculant respectivement :

$$\mu_Y = \sum_{Y \in \mathbb{R}_+} Y \Delta F(Y), \quad \mu_T = \sum_{Y \in \mathbb{R}_+} T(Y) \Delta F(Y)$$

Le taux de taxation et de transfert, τ , est obtenu par $\tau = \frac{\mu_T}{\mu_Y}$. Comme les taxes incluent les impôts, les transferts tirés de la politique fiscale et des politiques de prix, le taux moyen d'imposition peut être décomposé en une somme de taux moyens de tous les impôts et transferts. Il est alors possible de calculer les courbes de concentration et les différents indices discutés dans les sections ultérieures pour tous les éléments qui composent les politiques fiscales et les politiques de prix, en particulier $\alpha = -c_{electricite}(p, N(Y)) dp_{electricite}$.

Courbe de Lorenz et de concentration

La courbe de Lorenz des revenus bruts représente le pourcentage de la totalité des revenus bruts détenus par les ménages qui se trouvent dans les p premiers quantiles de la distribution de revenus classés par ordre croissant selon les revenus bruts. Notons cette courbe $L_Y(p)$:

$$L_Y(p) = \frac{1}{\mu_Y} \sum_0^{F^{-1}(p)} Y \Delta F(Y) \quad \forall p \in [0, 1]$$

Plus la distribution des revenus est égalitaire, plus la courbe de Lorenz se rapproche de la droite de 45° ; droite sur laquelle tous les ménages détiennent les mêmes revenus. Pour obtenir la courbe de Lorenz des revenus nets, $L_{N(Y)}(p)$, il suffit de remplacer μ_Y par $\mu_{N(Y)}$ et $F(Y)$ par $N(F(Y))$.

Les courbes de concentration d'une variable représentent le pourcentage de la totalité de cette variable détenue par une part, p , de la population classée en ordre croissant selon les revenus bruts. La courbe de concentration des revenus nets, $L_{c,N(Y)}(p)$, est obtenue par l'équation suivante :

$$L_{c,N(Y)}(p) = \frac{1}{\mu_{N(Y)}} \sum_0^{F^{-1}(p)} N(Y) \Delta F(Y)$$

Les ménages sont ordonnés selon leurs revenus bruts pour obtenir la courbe de concentration des taxes, qui est décrite par :

$$L_{c,T(Y)}(p) = \frac{1}{\mu_{T(Y)}} \sum_0^{F^{-1}(p)} T(Y) \Delta F(Y)$$

Les indices utilisés pour caractériser la distribution et la redistribution des revenus quantifient les distances entre les différentes courbes décrites ci-haut auxquelles des poids éthiques qui dépendent de p sont appliqués. Les poids éthiques représentent l'importance que la société accorde aux écarts de revenus entre les ménages.

Poids éthique

Le poids éthique considéré par cette recherche est celui développé par Yitzhaki (1983) et Donaldson et Weymark (1980) dont la forme fonctionnelle est donnée par :

$$K(q) = v(v-1)(1-q)^{(v-2)}$$

où v est un paramètre strictement plus grand que 1. Lorsque $v = 2$, $K(q)$ est constant en q , ce qui implique que le même poids est appliqué à tous les ménages peu importe leur niveau de revenu, $K(q) = 2(2-1)(1-q)^{(2-2)} = 2$. Plus v est grand, plus les ménages des quantiles petits ont un poids important. Le choix de v reflète un choix de société. Dans le cadre de la recherche, aucun groupe n'est pris en considération plus qu'un autre, car $v = 2$.

Les indices de la classe des S-Ginis

Le point de départ de l'analyse qui suit est de vérifier si l'inégalité des revenus bruts est plus grande que celle des revenus nets en comparant la courbe de Lorenz du revenu brut à celle du revenu net. Si et seulement si $L_{N(Y)}(q)$ domine $L_Y(q)$ les revenus nets sont plus égalitaires que les bruts pour toute mesure d'égalité qui donne le même poids à tous les ménages et

satisfait le principe des transferts de Pigou-Dalton.

Le coefficient de Gini indique un niveau d'égalité des revenus en calculant l'aire entre les courbes de Lorenz et la droite d'égalité absolue (droite de 45°) :

$$G(v) = \sum_{q \in [0,1]} [q - L_Y(q)] K(q) \Delta q$$

$$G(2) = \sum_{q \in [0,1]} 2 [q - L_Y(q)] \Delta q$$

Plus cet indice est faible, plus la courbe de Lorenz se rapproche de la courbe d'égalité absolue, et plus la distribution est qualifiée d'égalitaire. Si l'indice de Gini du revenu net de toutes les taxes incluant la variable Tarif-électricité est plus petit que celui du revenu brut, la distribution de revenus suite au changement de la tarification est plus égalitaire.

La progressivité des taxes est étudiée en évaluant la distance entre $L_Y(q)$ et $L_{c,T(Y)}(q)$. Plus cette distance s'accroît en p , plus les taxes sont progressives, c'est-à-dire que les ménages des quantiles faibles paient une part moins importante de la totalité de la taxe, tandis que ceux qui se trouvent dans les quantiles plus élevés en paient une part plus grande. L'indice de Kakwani, $\rho(v)$, sert à mesurer la progressivité :

$$\rho(v) = \sum_{q \in [0,1]} [L_Y(q) - L_{c,T(Y)}(q)] K(q) \Delta q$$

$$\rho(2) = \sum_{q \in [0,1]} 2 [L_Y(q) - L_{c,T(Y)}(q)] \Delta q$$

Un impôt positif est progressif si $\rho(v) \geq 0$, proportionnel si $\rho(v) = 0$ et régressif sinon. Un indice de Kakwani qui indique que α est progressif, implique que le changement de prix considéré entraîne une diminution de l'aspect régressif de la politique de prix.

L'iniquité horizontale évalue si le classement des ménages est maintenu suite à l'application des taxes et des transferts. Cette propriété est caractérisée en comparant la courbe de concentration des revenus nets à la courbe de

Lorenz des revenus nets. Si $L_{c,T(Y)}$ domine $L_{N(Y)}$, il y a présence d'iniquité horizontale. Pour vérifier s'il y a reclassement dans la distribution, l'indice d'Atkinson-Plotnick, $h(v)$, est utilisé :

$$h(v) = \sum_{p \in [0,1]} [L_{c,N(Y)}(p) - L_{N(Y)}(p)] K(p) \Delta p$$

$$h(2) = \sum_{p \in [0,1]} 2 [L_{c,N(Y)}(p) - L_{N(Y)}(p)] \Delta p.$$

Pour vérifier si le principe d'équité verticale est respecté, l'indice de Reynolds-Smolensky généralisé, $r(v)$, est calculé :

$$r(v) = \sum_{q \in [0,1]} [L_{c,N(Y)}(q) - L_Y(q)] K(q) \Delta q$$

$$r(v) = \sum_{q \in [0,1]} 2 [L_{c,N(Y)}(q) - L_Y(q)] \Delta q.$$

Comme il a été mentionné au début de cette section, chaque indice peut être calculé pour un impôt ou transfert particulier. Nous indiquerons les courbes de concentration et les indices par le nom de la variable considérée lorsqu'ils seront calculés. Par exemple, pour ς , nous obtiendrons : μ_{T_ς} , τ_ς , $L_{c,T_\varsigma(Y)}$, $G_\varsigma(2)$, $\rho_\varsigma(2)$, $h_\varsigma(2)$ et $r_\varsigma(2)$, en particulier pour $\varsigma = \alpha$. L'analyse de ces différents coefficients permettra de vérifier les propriétés d'équité de la variable Tarif-électricité.

3.3 Analyse empirique

Afin d'étudier les caractéristiques d'équité de la variable α et de les comparer à celles des impôts et des transferts de la politique fiscale imposée aux ménages québécois, il est nécessaire d'avoir des données sur leurs revenus et leurs taxes. Nous utilisons des données qui proviennent de l'Enquête dynamique sur le travail et le revenu des familles économiques (SLID) pour les années 2003, 2004 et 2005. Pour chacune des années, cette enquête est menée respectivement auprès de 2784, 5470 et 5188 ménages québécois. Les variables de cette base de données qui sont utilisées sont : le revenu brut,

le revenu net, l'âge de la personne de référence, la taille de la région de la résidence, le transfert du programme d'allocation familiale, la pension privée et publique, l'assurance-emploi (*chômage*), l'impôt sur le revenu et l'assistance sociale. Nous utilisons également dans cette partie de la recherche l'Enquête sur les dépenses des ménages de 1997 à 2004 et les données sur les prix utilisées lors de l'estimation du modèle EASI. Cette section débute par la construction de la variable Tarif-électricité qui est suivie par l'étude des propriétés d'égalité de la distribution des revenus pour les années 2003 à 2005.

3.3.1 Création de la variable Tarif-électricité

Nous voulons évaluer l'effet de la hausse du prix domestique de l'électricité survenue le 1^{er} avril 2008 sur la distribution des ménages de la base de données SLID. Pour évaluer l'impact de ce changement de tarification sur les données de 2003, 2004 et 2005 nous estimons cette hausse en pourcentage. Nous obtenons ainsi une estimation de la variation de l'indice de prix de 2003 à 2005 suite à une hausse du tarif en pourcentage équivalente à celle du 1^{er} avril 2008. Cette hausse en pourcentage de l'indice de prix est notée $\Delta p_{electricite}$. Nous calculons l'indice de prix de l'électricité pour les années 2007 et 2008 avec la méthode expliquée dans la section 2.3 et obtenons la variation en pourcentage par la formule suivante :

$$\Delta p_{electricite} = \frac{P_{electricite}^{2008} - P_{electricite}^{2007}}{P_{electricite}^{2007}} * 100.$$

Pour obtenir la variable Tarif-électricité pour le ménage i de l'année κ , $\hat{\alpha}_i^\kappa$, il faut estimer la consommation d'électricité de chacun des ménages en fonction de leurs revenus, de leurs caractéristiques démographiques et des prix. Dans ce dessein, nous multiplions la part des dépenses en électricité par le montant total des dépenses et divisons le tout par l'indice de prix de l'électricité de l'année considérée. La part des dépenses en électricité de chacun des ménages est obtenue à l'aide de l'estimation de l'approximation

du modèle EASI du Tableau 2 :

$$\begin{aligned} \hat{w}_{electricite,i} = & -0.018762y_i - 0.0052654y_i^2 + 0.0013199y_i^3 + 0.000443y_i^4 \\ & + 0.0045923piece_i + 0.0011762\hat{age}_i + 0.0042994urbrur_i \\ & - 0.0765864p_{loyer,i} - 0.0231774p_{electricite,i} \\ & + 0.0498179y_i * p_{electricite,i} + 0.0045266 \end{aligned} \quad (6)$$

Cette part des dépenses est prédite pour tous les ménages québécois de la base de données SLID des années 2003 à 2005, en utilisant le revenu disponible retranché de sa médiane pour remplacer y dans l'équation (6).

La base de données SLID ne contient pas de variable qui indique le nombre de pièces de la résidence, nous estimons donc cette variable, que nous notons $piece$ en utilisant comme covariantes : le revenu brut et la taille du ménage de la base de données sur les dépenses des ménages :

$$piece_i = \frac{0.00002Y_i}{(4.48e^{-07})} + \frac{0.5340467taille_i}{(0.0129847)} + \frac{3.244539}{(0.0334958)}$$

La p-valeur de chacun des coefficients obtenus lors de l'estimation est 0.000, ce qui indique que le revenu brut et la taille du ménage sont significatifs à 95%. Le R^2 de cette régression est 0.3233, ce qui est relativement faible, mais reste satisfaisant si l'on considère que nous prédisons $piece$ pour l'inclure dans l'équation (6). L'impact sur la part estimée des dépenses en électricité d'un biais causé par l'omission de variables pertinentes dans l'estimation du nombre de pièces de la résidence est faible puisque l'effet de la variable $piece$ sur $w_{electricite}$ n'est pas très important.

Puisqu'aucune variable de la base de données SLID fournit de l'information sur les dépenses totales d'un ménage, nous les avons estimées très simplement en fonction du revenu brut de la base de données sur les dépenses des ménages :

$$x_i = \frac{0.504388Y_i}{(0.0019657)} + \frac{8551.585}{(122.4865)}$$

Le R^2 de cette régression est 0.8333. La valeur élevée de cette mesure de la qualité d'ajustement de la droite de régression indique que la variation des revenus bruts prend en compte une grande partie de la variation totale

des dépenses d'un ménage. L'hypothèse que le coefficient de Y est nul est rejetée à 95%, puisque la p-valeur est 0.000.

La consommation d'électricité et la variation de prix pour l'année κ sont obtenues en utilisant respectivement les formules suivantes : $c_i^\kappa(p, N(Y)) = \hat{w}_{electricite,i}^\kappa * \hat{x}_i^\kappa$ et $dp_{electricite}^\kappa = \Delta p_{electricite} * p_{electricite}^\kappa$. Nous obtenons ensuite la variable Tarif-électricité pour le ménage i : $\alpha_i^\kappa = c_i^\kappa(p, N(Y)) * dp_{electricite}^\kappa$.

3.3.2 Étude de l'équité de la distribution des revenus

Afin d'évaluer les propriétés d'équité de la variable Tarif-électricité, nous utilisons à titre de mesure de comparaison les impôts et transferts suivants : le programme d'assistance sociale, le régime de pension publique et privée, le programme d'allocation familiale, la sécurité de vieillesse, l'assurance-emploi (*chômage*) et l'impôt sur le revenu.

Nous contrôlons l'hétérogénéité des familles en divisant toutes les variables de l'étude par un facteur qui dépend de la taille de la famille. Le facteur est construit en utilisant l'échelle d'équivalence de l'OCDE (1982), qui attribue un poids de 1 au premier adulte, 0.7 aux adultes suivants et 0.5 aux personnes de moins de 16 ans.

Nous calculons la courbe de Lorenz des revenus bruts, la courbe de Lorenz et de concentration des revenus nets des taxes et les courbes de concentration de tous les impôts et transferts décrits ci-haut. L'étude de ces courbes et de leurs différences nous permet de calculer les indices $G_\zeta(2)$, $\rho_\zeta(2)$, $h_\zeta(2)$ et $r_\zeta(2)$. L'analyse de ces indices permet de vérifier si la distribution des revenus nets est plus égalitaire que celle des revenus bruts, si les impôts et les transferts sont progressifs et s'il y a présence d'iniquité verticale. La comparaison des indices associés à la variable Tarif-électricité avec ceux qui sont associés aux éléments de la politique fiscale permet de définir si la hausse de la tarification domestique de l'électricité a un aspect progressif ou régressif et si cet aspect est important.

Afin de comprendre l'évolution de l'équité et de l'égalité de la société québécoise, cette étude est menée pour les années 2003, 2004 et 2005.

3.4 Résultats empiriques

Les courbes de Lorenz et de concentration des différentes variables considérées dans la présente recherche ont été obtenues et sont utilisées pour étudier la distribution de revenus au Québec. La comparaison des différentes courbes permet de conclure sur les propriétés d'égalité, de progressivité, d'équité verticale et d'iniquité horizontale. Les conclusions obtenues dans cette section sont aussi vérifiées par les indices de Gini, de Kakwani, de Reynold-Smolensky et d'Atkinson-Plotnick. Les résultats des trois premiers indices se trouvent dans la table 6 et ceux d'Atkinson-Plotnick se trouvent dans la section réservée à cet indice.

Table 6 : Indices de la classe des S-Ginis .

	2003	2004	2005
Indice de Gini			
Revenu brut	0.4124 (0.0053)	0.3645 (0.0033)	0.3796 (0.0037)
Revenu net	0.3829 (0.0048)	0.3288 (0.0029)	0.3419 (0.0033)
Indice de Kakwani $\rho(2)$			
Tarif-électricité	-0.1091 (0.0030)	-0.2561 (0.0036)	-0.2590 (0.0037)
Impôt sur le revenu	0.1564 (0.0045)	0.1109 (0.0048)	0.1197 (0.0047)
Assistance sociale	-0.7863 (0.0420)	-0.9805 (0.0211)	-1.0157 0.0192557
Pension privée	-0.1046 (0.0265)	-0.2151 (0.0179)	-0.2073 (0.0181)
Pension publique	-0.4102 (0.0208)	-0.0733 (0.0043)	-0.0648 (0.0047)
Allocation familiale	-0.3813 (0.0247)	-0.5431 0.0158	-0.3317 (0.0139)
Sécurité de vieillesse	-0.5571 (0.0221)	-0.6966 (0.0123)	-0.7162 (0.01326)

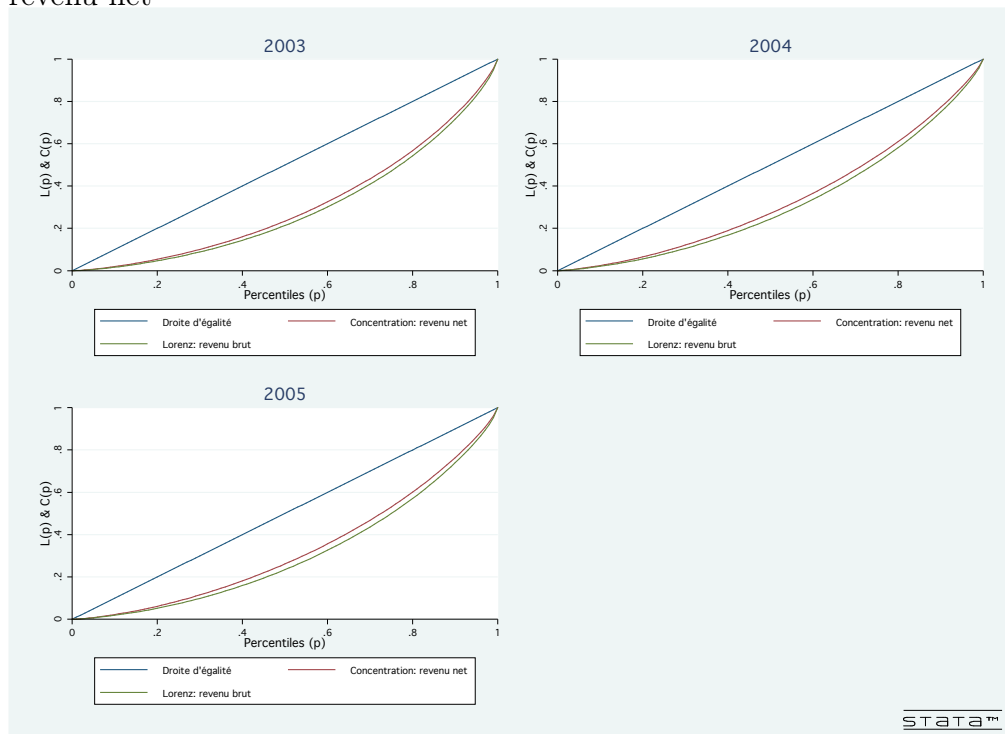
	2003	2004	2005
Chômage	-0.1427 (0.0243)	-0.1906 (0.0153)	-0.2123 (0.01620)
Indice de Reynold-smolensky $r(2)$			
Tarif-électricité	0.00005 (.)	0.00012 (0.00001)	0.00033 ($3.92e^{-06}$)
Impôt sur le revenu	0.00324 (0.00116)	0.01119 (0.00051)	0.01196 (0.00051)
Assistance sociale	0.00895 (0.00075)	0.00705 (0.00044)	0.00723 (0.00046)
Pension privée	0.00705 (0.00159)	0.01019 (0.00079)	0.00995 (0.00080)
Pension publique	0.01721 (0.00085)	0.00190 (0.00011)	0.00165 (0.00012)
Allocation familiale	0.00569 (0.00046)	0.00296 (0.00016)	0.00812 (0.00045)
Sécurité de vieillesse	0.02708 (0.00136)	0.03339 (0.00109)	0.02708 (0.00136)
Chômage	0.00386 0.00061	0.00552 (0.00046)	0.00557 (0.00044)

3.4.1 Principe d'égalité

Nous remarquons par la figure 12 que la courbe de Lorenz des revenus bruts est dominée par celle des revenus nets, pour les trois années prises en considération.

Ce qui implique que l'inégalité des revenus bruts est plus importante que celle des revenus nets pour toutes les mesures d'égalité qui sont symétriques et qui satisfont le principe de Pigou-Dalton. Cette observation est confirmée par le fait que les indices de Gini du revenu net sont significativement inférieurs à ceux du revenu brut pour les trois années considérées. La distribution des revenus nets se rapproche plus de la droite d'égalité absolue que celle des revenus bruts. Les indices de Gini indiquent que les distributions de revenus bruts et nets sont plus égalitaires en 2004 et 2005 qu'en 2003,

FIGURE 12 – Courbe de Lorenz du revenu brut et de concentration du revenu net



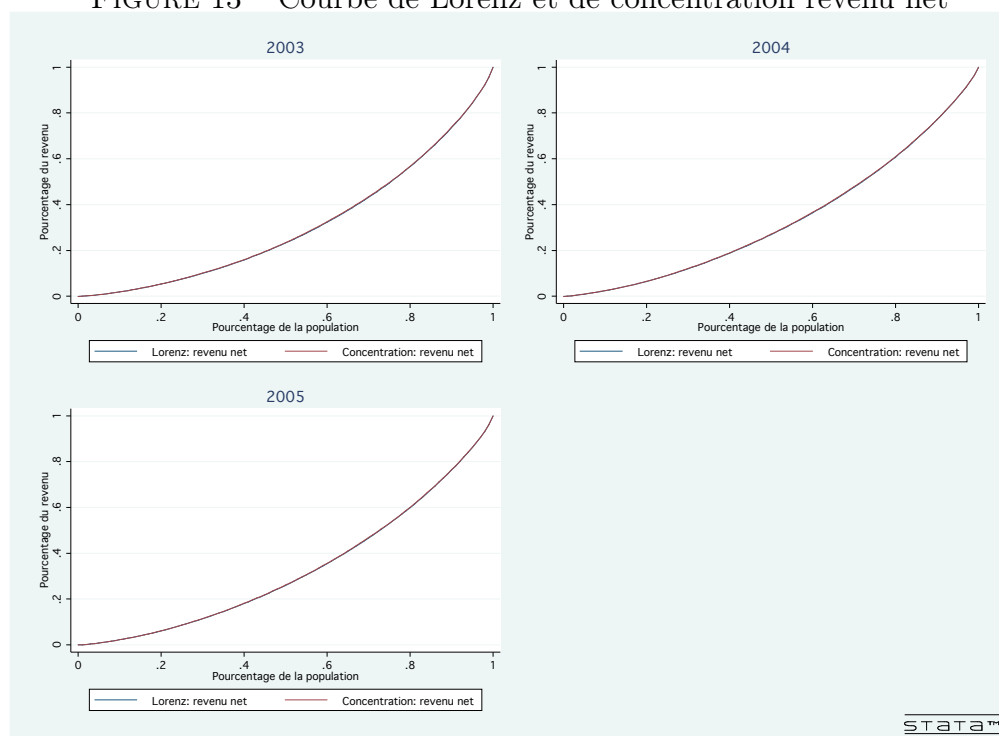
bien que le niveau d'égalité semble diminuer entre 2004 et 2005.

3.4.2 Principe d'iniquité horizontale

Pour que le principe d'iniquité horizontale soit respecté, il faut que la courbe de concentration du revenu net domine en tout point la courbe de Lorenz du revenu net. Il est très difficile de vérifier ce résultat graphiquement. La figure 13 nous permet de constater que les deux courbes sont très près l'une de l'autre.

L'analyse graphique ne permet pas de conclure ; nous comparons les indices d'Atkinson-Plotnick des années 2003, 2004 et 2005 qui sont respectivement 0.0323 , 0.0383 et 0.0399 . Cette comparaison montre que l'importance de l'iniquité horizontale croît dans le temps. La redistribution des revenus a un impact plus important sur le classement des ménages en 2005 qu'en 2004 et 2003.

FIGURE 13 – Courbe de Lorenz et de concentration revenu net



3.4.3 La progressivité

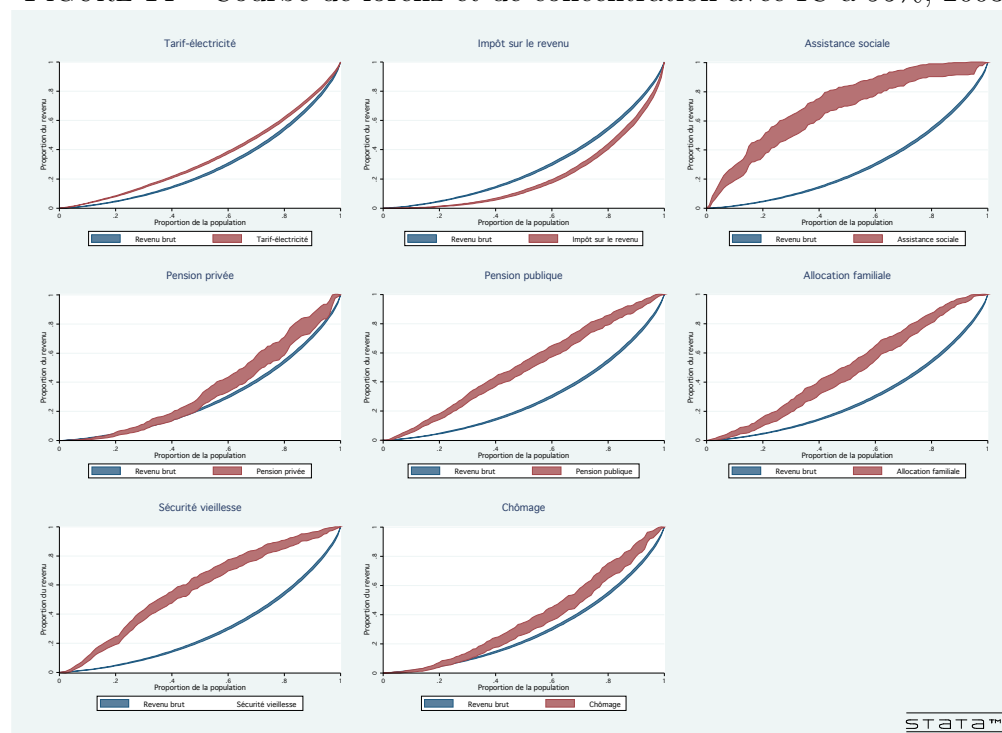
La figure 14 compare les courbes de concentration de la variable Tarif-électricité et des différentes taxes à la courbe de Lorenz du revenu brut pour l'année 2003. Les graphiques des années 2004 et 2005 se trouvent en annexe.

Notons que pour toutes les années, tous les transferts de la politique fiscale sont progressifs, car leur courbe de concentration domine celle du revenu brut. L'impôt sur le revenu est également progressif, car la courbe de Lorenz domine sa courbe de concentration. Nous remarquons que la pension publique et l'assurance-emploi sont des mesures qui deviennent de plus en plus redistributives avec les années.

L'indice de Kakwani des transferts sont tous négatifs, ce qui confirme leur caractère progressif et le signe positif de l'indice de l'impôt sur le revenu indique que cet impôt est également progressif. L'assistance sociale, la pension privée, la sécurité de vieillesse sont des transferts qui deviennent plus progressifs année après année, tandis que la progressivité de la pension publique et de l'impôt sur le revenu diminue avec les années.

La courbe de concentration de la variable Tarif-électricité domine la

FIGURE 14 – Courbe de Lorenz et de concentration avec IC à 95%, 2003



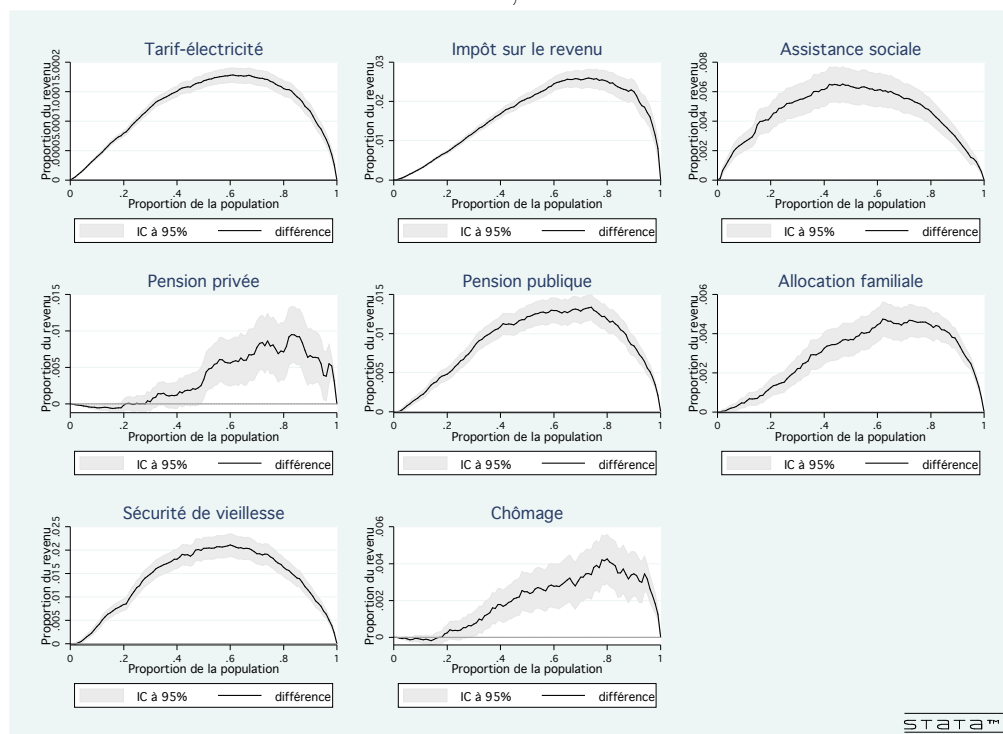
courbe de Lorenz, ce qui implique que cette variable est régressive. La variable Tarif-électricité a un indice de Kakwani significativement non positif, ce qui implique que cette variable est statistiquement régressive et ce caractère s'intensifie avec années. La hausse des tarifs domestiques d'électricité est régressif. L'étude des indices de Reynold-Smolensky permet de déterminer si la progressivité des taxes est importante. En 2003, la progressivité des programmes de sécurité de vieillesse et de pension publique est relativement importante, mais cette importance diminue avec les années. En 2004 et 2005, le programme d'assurance-emploi et d'impôt sur le revenu sont les variables qui ont les plus importants aspects de progressivité. Ces deux politiques fiscales entraînent d'importants impacts redistributifs sur la distribution des revenus.

Cet indice permet également de vérifier l'importance de la régressivité de la variable Tarif-électricité. Pour les trois années considérées l'indice est petit, donc la régressivité de la hausse des tarifs domestiques d'électricité est très faible. Ces conclusions sont appuyées par la représentation graphique de la différence entre les courbes de Lorenz du revenu brut et les courbes

de concentration des autres variables. La figure 15 représente les graphiques pour l'année 2003. Les graphiques des autres années sont placés en annexe.

Ces graphiques vérifient à partir de quel pourcentage de la population le taux d'impôt ou de transfert est plus grand ou plus petit que la moyenne. Par exemple les 75 premiers pourcents de la population ordonnée en ordre croissant du revenu brut ont un taux d'imposition sur le revenu inférieur à la moyenne.

FIGURE 15 – Différence entre la courbe de Lorenz du revenu brut et la courbe de concentration des autres variables, 2003



3.4.4 Tarif-électricité

L'analyse des différentes courbes et indices nous permet d'infirmer l'hypothèse que la hausse de la tarification de l'électricité entraîne des effets redistributifs plus égalitaires, car la variable Tarif-électricité qui représente cette hausse est définie comme étant régressive par l'indice de Kakwani. La nature de l'électricité explique ce résultat ; l'électricité est un bien essentiel. La variation de la consommation de ce type de bien par rapport aux revenus est fonction de l'endroit où se situe le ménage dans la distribution des

FIGURE 16 – Part de la consommation d’électricité totale vs celle du revenu brut



revenus. Les ménages qui ont un revenu faible utilisent une part plus importante de leur revenu pour les dépenses en électricité et vont réagir fortement à une variation du revenu en augmentant leur consommation, tandis que les ménages qui ont un revenu plus élevé n’ont pas nécessairement besoin de consommer beaucoup plus d’électricité. S’ils modifient leur consommation d’électricité suite à une hausse de leur revenu, cette variation sera moins que proportionnelle à la variation du revenu. Le revenu a donc un impact non-constant sur les parts des dépenses en électricité. Cet impact non-linéaire sur la consommation est possible en raison de l’utilisation de l’approximation du modèle EASI, développée dans la première partie de cette recherche. Plus le revenu augmente, plus la consommation des ménages devient inélastique. Les ménages pauvres consomment déjà une part importante de leur revenu pour ce bien, l’augmentation des tarifs entraîne simplement une hausse de leurs dépenses pour ce bien.

Afin de comprendre la raison pour laquelle la courbe de concentration de la variable Tarif-électricité se trouve au-dessus de la courbe de Lorenz

du revenu brut, nous comparerons l'évolution de la part de la totalité de la consommation d'électricité à celle de la part de la totalité du revenu brut détenu par différents quantiles de la population. Nous remarquons que la part de la variable Tarif-électricité supportée par les pauvres est plus grande que leur part de revenu. Ce qui implique que pour les plus petits percentiles de la population, la courbe de concentration de Tarif-électricité est au-dessus de la courbe de Lorenz du revenu brut. Comme les quantiles plus riches augmentent, mais moins que proportionnellement, leur consommation d'électricité suite à une augmentation du revenu, leur part de la totalité de la consommation en électricité augmente en même temps que le revenu, mais de moins en moins rapidement. La courbe de concentration est au-dessus de la courbe de Lorenz. La figure 16 illustre le fait que la part de la consommation totale d'électricité des ménages à faible revenu est plus grande que leur part du revenu brut total.

Il est démontré dans cette recherche que la hausse des tarifs d'électricité a un aspect régressif. L'évolution des principes d'égalité et d'équité est ambiguë. Comme nous l'avons mentionné, la distribution des revenus de 2005 est plus égalitaire que celle de 2003, mais moins que celle de 2004. Certains transferts tendent vers un plus grand niveau de progressivité plus grand, comme le programme de sécurité de vieillesse et d'assistance sociale, mais d'autres, tel que l'impôt sur le revenu, tendent vers le contraire. Il semble que les distributions de revenus des années 2004 et 2005 respectent plus les principes d'équité et d'égalité que celle de l'année 2003, mais il est impossible de conclure sur l'évolution générale des principes au cours des années.

4 Conclusion

En plus de créer du gaspillage des ressources en ne donnant pas le bon signal aux consommateurs, la politique de prix de l'électricité entraîne que la consommation des ménages à revenus élevés est financée par celle des ménages à faibles revenus. Le but de l'étude était de vérifier si la hausse des tarifs domestiques de l'électricité du 1^{er} avril 2008 a diminué le caractère régressif de la politique de prix.

La méthode utilisée permet d'adapter les techniques d'évaluation des distributions et redistributions des revenus, qui habituellement s'appliquent à l'évaluation des transferts et des impôts, à l'étude de l'effet d'une hausse tarifaire de l'électricité. La construction d'une variable qui reflète l'effet de l'augmentation de prix est basée sur l'estimation de l'approximation de la demande EASI. Un des principaux avantages de cette méthode est qu'elle estime simultanément les parts de dépenses des différentes catégories de biens consommés par un ménage. Cette particularité nous permet d'obtenir un modèle beaucoup plus cohérent. Le fait que les courbes d'Engel peuvent être plus complexes qu'une droite ou une courbe quadratique, s'est avéré empiriquement être un avantage fort pertinent. De plus ce modèle inclut de l'hétérogénéité dans les préférences non observées. L'utilisation de cette méthode nous a permis d'obtenir un modèle d'estimation des parts de dépenses des ménages statistiquement et économiquement valable, qui est la base de la construction de la variable Tarif-électricité. Les indices de la classe des S-Ginis et les courbes de Lorenz et de concentration forment le centre de l'étude de l'équité et de l'égalité des distributions de revenus. Nous avons démontré que pour les années 2003, 2004 et 2005 la distribution de revenus nets est plus égalitaires que celle des revenus bruts, ce qui indique que la politique fiscale a des effets redistributifs plus égalitaires. Sans toute fois obtenir une évolution claire de la situation entre les années 2003 et 2005, nous concluons tout de même de la distribution de revenus de 2005 tend à réduire plus l'inégalité que celle de 2003.

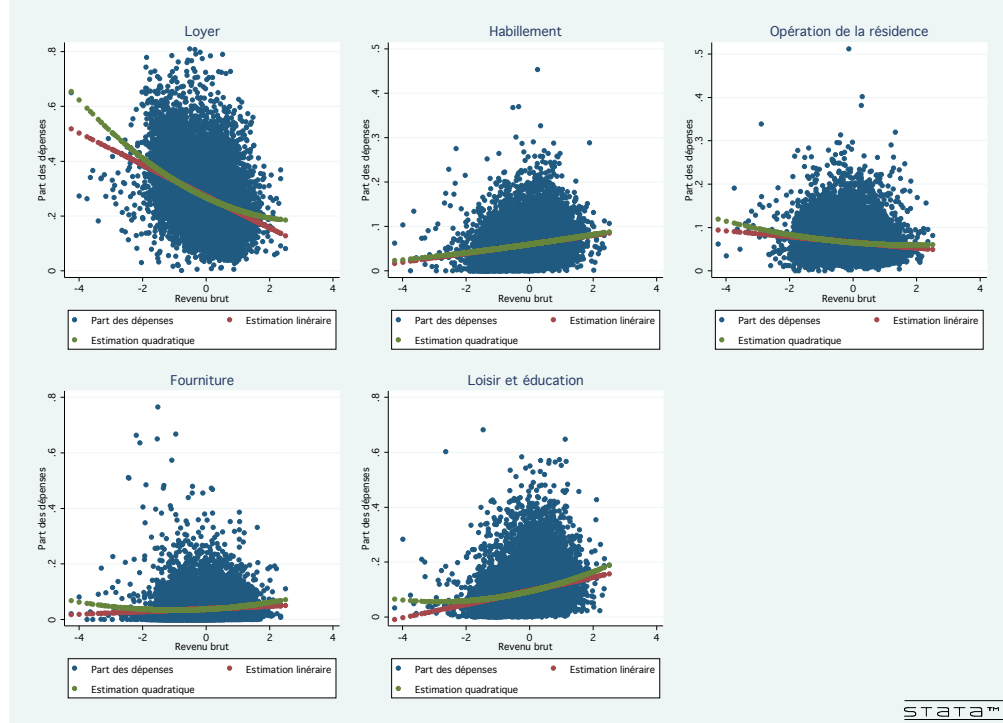
Notre hypothèse qui indique qu'une hausse des tarifs domestiques d'électricité entraîne des effets redistributifs plus égalitaires est infirmée. Nous avons réussi à démontrer l'aspect régressif faible de la variable qui représente l'effet de la hausse du prix sur la distribution de revenu. Suite à ces

résultats, il est important de se demander ce qu'il pourrait être implanté comme système pour réduire l'aspect régressif de la politique de prix. Il serait intéressant de vérifier si une hausse des tarifs combinée avec une compensation faite aux ménages à faible revenu aurait un impact plus égalitaire souhaité. Si tel est le cas, il faudrait étudier quelles politiques de compensation permettraient la réduction du caractère régressif de la politique de prix de l'électricité.

5 Annexe

5.1 Parts des dépenses des ménages

FIGURE 17 – Part des dépenses des ménages



5.2 Approximation de la demande EASI

Considérons la fonction de coût (1) :

$$x = C(p, u, z, \epsilon) = u + p' \left[\sum_{r=0}^5 b_r u^r + Cz + Dzu \right] + \frac{1}{2} \sum_{l=0}^L z_l p' A_l p + \frac{1}{2} p' B p u + p' \epsilon$$

$$\text{alors } x = u + c(p, z)' m(u, z, \epsilon) + T(p, z) + S(p, z) u$$

$$\text{où } m(u, z, \epsilon) = \sum_{r=0}^5 b_r u^r + Cz + Dzu + \epsilon$$

$$T(p, z) = \frac{1}{2} \sum_{l=0}^L z_l p' A_l p$$

$$S(p, z) = \frac{1}{2} p' B p \text{ et } c(p, z) = p.$$

On obtient alors une fonction de demande Hicksienne des parts de budget suivante :

$$\begin{aligned} w &= \nabla_p c(p, z)' m(u, z, \varepsilon) + \nabla_p T(p, z) + \nabla_p S(p, z)u \\ m(u, z, \varepsilon) &= [\nabla_p c(p, z)']^{-1} [w - \nabla_p T(p, z) - \nabla_p S(p, z)u] \end{aligned}$$

Substituons $m(u, z, \varepsilon)$ dans la fonction x :

$$x = u + c(p, z)' [\nabla_p c(p, z)']^{-1} [w - \nabla_p T(p, z) - \nabla_p S(p, z)u] + T(p, z) + S(p, z)u$$

Maintenant résolvons en isolant u :

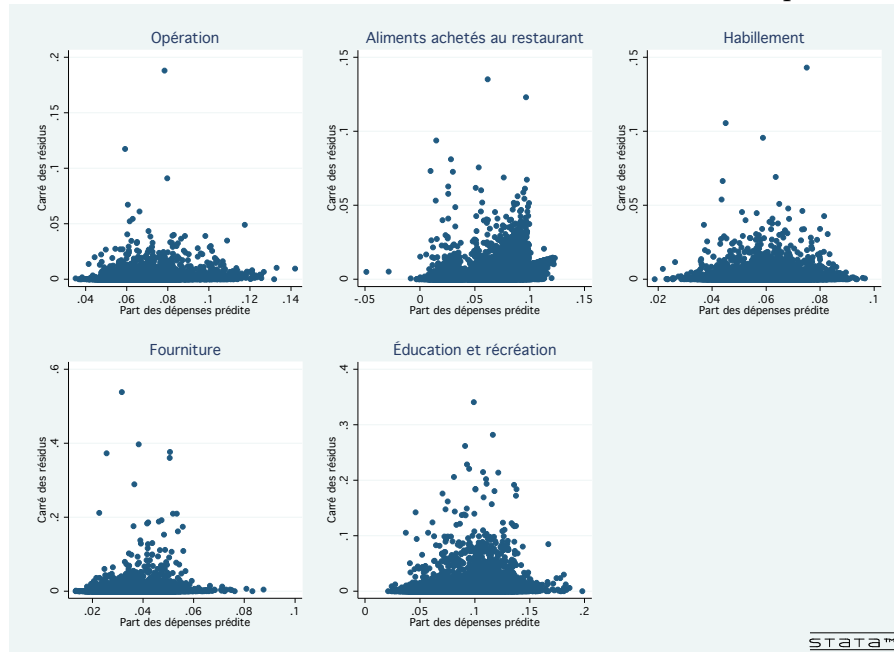
$$u = \frac{x - T(p, z) - c(p, z)' [\nabla_p c(p, z)']^{-1} [w - \nabla_p T(p, z) - \nabla_p S(p, z)u]}{1 + S(p, z) - c(p, z)' [\nabla_p c(p, z)']^{-1} \nabla_p S(p, z)}$$

En remplaçant les fonctions $T(p, z)$, $S(p, z)$, $c(p, z)$ et $m(u, z, \varepsilon)$, en simplifiant et en posant $u = \bar{y}$, on obtient :

$$\bar{y} = g(w, p, x, z) = \frac{x - p'w + \sum_{l=0}^L z_l p' A_l p/2}{1 - p' B p/2}.$$

5.3 Perturbation des parts de dépenses

FIGURE 18 – Carré des résidus en fonction de la valeur prédite de la part



5.4 Courbe de Lorenz et de concentration

FIGURE 19 – Courbes de Lorenz et de concentration avec IC à 95%, 2004

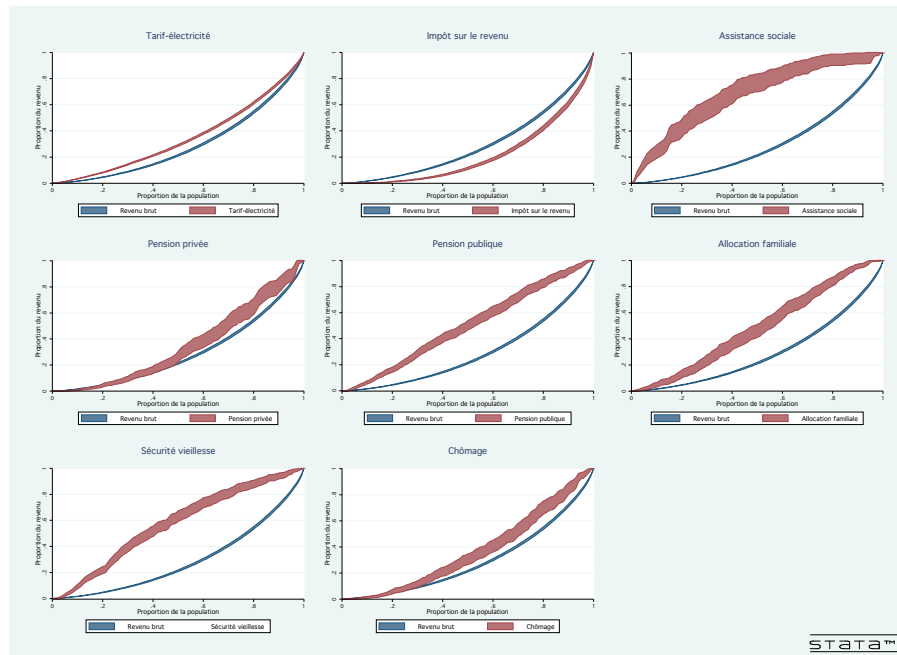
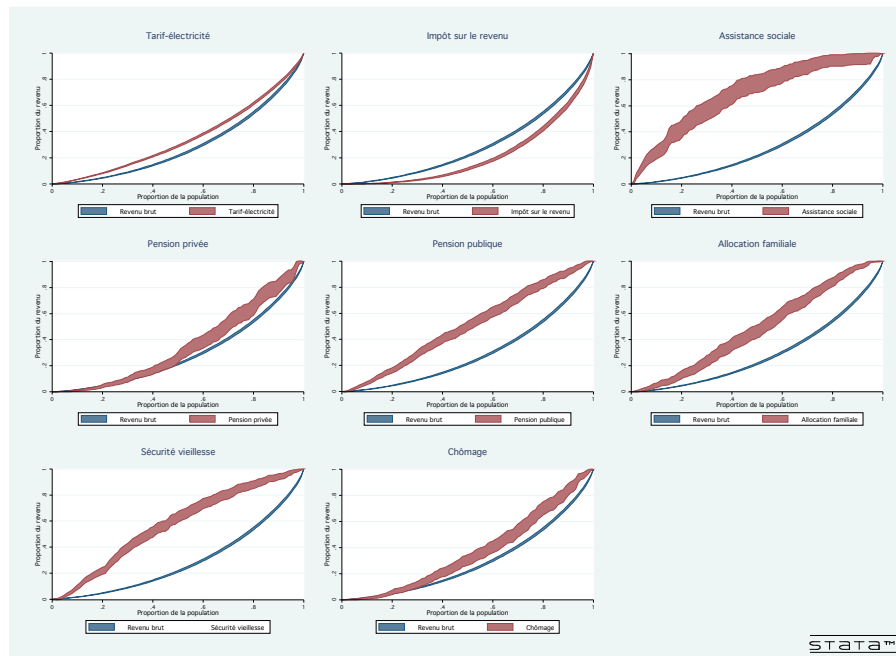


FIGURE 20 – Courbes de Lorenz et de concentration avec IC à 95%, 2005



5.5 Différence entre les courbes de Lorenz et de concentration

FIGURE 21 – Différence entre les courbes de Lorenz et de concentration, 2004

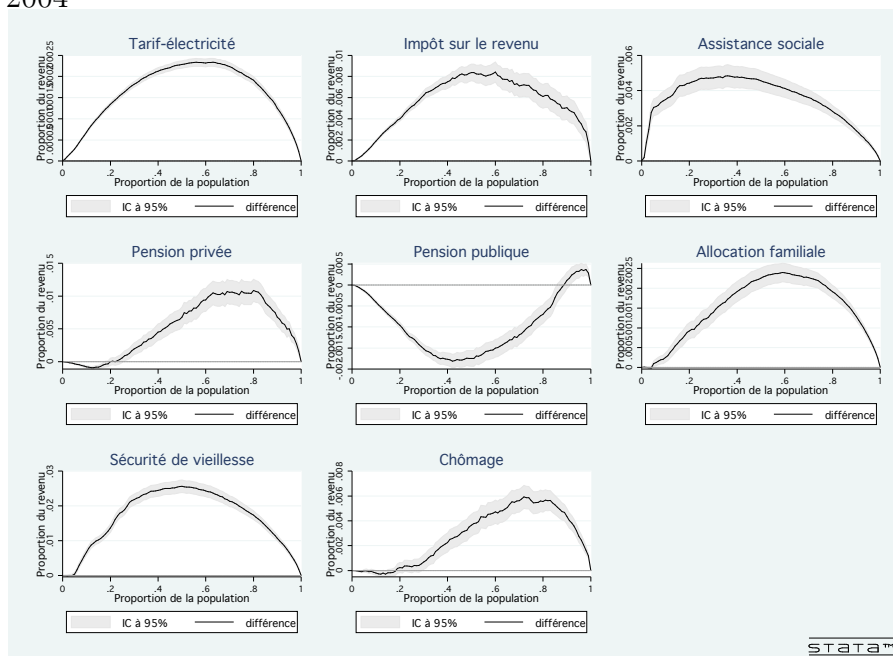
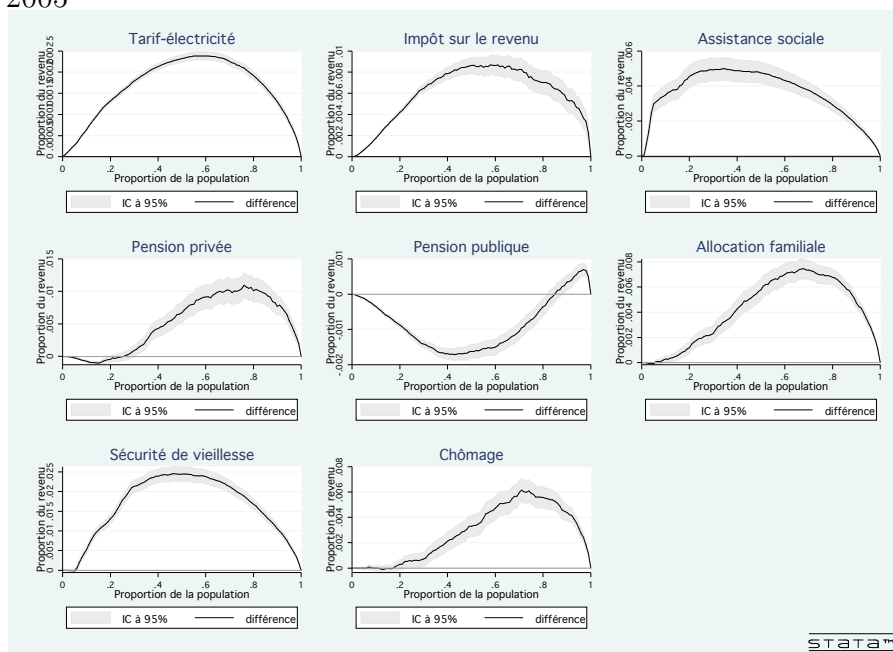


FIGURE 22 – Différence entre les courbes de Lorenz et de concentration, 2005



Références bibliographiques

Atkinson, A.B (1970), «On the Measurement of Inequality.», *Journal of Economic Theory*, 2, pp.244-263.

Bernard, J-T., Denis Bolduc et Donald Bélanger (1996), « Quebec Residential Electricity Demand : A Microeconomic Approach», *The Canadian Journal of Economics*, Vol.29, No 1, pp.92-113.

Dalton, Hugh (1920), «The Measurement of the Inequality of Incomes», *The Economic Journal*, Vol 30, No. 119, pp.348-361

Donaldson, D. et J.A. Weymark (1980), «A single parameter generalization of the Gini indices of inequality», *Journal of Economic Theory*, 22, pp.67-86.

Dubin, Jeffrey A. et Daniel L. McFadden (1984), « An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption», *Econometrica*, Vol. 52, No.2, pp.345-362.

Hydro-Québec, « Évolution des structures tarifaires-Tarif D 1975-2008 », 1^{er} avril 2008

Lewbel, Arthur et Krishna Pendakur (2008), « Tricks With Hicks : The EASI Demand System », *Boston College Working Papers in Economics*, No 651.

Robert, Maryse (2006), « Impact de la tarification de l'électricité au prix du marché sur le secteur résidentiel : application à la province de Québec », (Claude Montmarquette, directeur de recherche), rapport de recherche, Département de sciences économiques, Université de Montréal.

Statistiques Canada, Cansim II, Consumer Price Index (CPI), 2001 Basket Content, No 3260002

Statistique Canada, Enquête dynamique sur le travail et le revenu des familles économiques, 2003

Statistiques Canada, Enquête sur les dépenses des ménages, 1997-2004.

Stone, J.R.N (1953), « The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom », *National Institute of Economic and Social Research* , Vol 1, pp. 1920-1938

Tian, Guoqiang (2008), «Lecture Notes Microeconomic Theory», *Department of Economics Texas A&M University*

Yitzhaki, S (1983), « On an extension of the Gini index », *International Economic review*, 24, pp.617-628.