

N° attribué par la bibliothèque

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

THÈSE

pour obtenir le grade de

Docteur de Université Montpellier 1

Spécialité : **Sciences économiques**

préparée à l'UMR MOISA

dans le cadre de l'École Doctorale Économie & Gestion - EDEG

présentée et soutenue publiquement

par

Thomas Allen

le 18 mai 2010

Titre:

**Impacts des variations de prix sur la qualité nutritionnelle
du panier alimentaire des ménages français**

Directeur de thèse: **Martine Padilla**

Jury

France Caillavet	Directeur de recherche, INRA	Rapporteur
Marie-Claude Pichery	Professeur à l'Université de Bourgogne	Rapporteur
Jean-Marie Boisson	Professeur à l'Université Montpellier 1	Examineur
Philippe Bontems	Directeur de recherche, INRA	Examineur
Nicole Darmon	Ingénieur de recherche, INSERM	Examineur
Martine Padilla	Directeur de recherche, CIHEAM-IAMM	Directrice de thèse



Cette thèse a bénéficié d'un financement du conseil régional Languedoc Roussillon.

Remerciements

Je tiens avant tout à remercier ma directrice de thèse, Martine Padilla, pour la confiance qu'elle m'a accordée pendant ces trois années. Je lui sais également gré de son soutien, efficace et désintéressé, à tous les moments clés de ce parcours de thèse et de la délicatesse avec laquelle elle a su faire et défaire les noeux inextricables des relations humaines.

Je voudrais remercier Louis-Georges Soler et France Caillavet de m'avoir accueilli au sein de leur laboratoire pour des séjours parfois longs et de m'avoir donné accès à cette base de données, ô combien riche mais redoutable, du panel TNS/Secodip. Je suis également très reconnaissant à France Caillavet ainsi qu'à Marie-Claude Pichery d'avoir accepté d'être rapporteurs de cette thèse. Je remercie aussi Nicole Darmon, Jean-Marie Boisson et Philippe Bontems d'avoir accepté d'être membres de mon jury.

Je remercie les membres de mon comité de thèse, Sandrine Dury, Véronique Nichèle, Olivier Allais et Bernard Ruffieux pour leurs conseils et leur bienveillance pendant ces visio-conférences depuis les trois coins de la France.

Enfin, je remercie chaleureusement, quitte à me répéter, Véronique Nichèle, Bénédicte Oberti, Olivier Allais, Sébastien Lecocq et Cédric Lecogne pour leurs relectures précises et rigoureuses. Un grand merci à Claude aussi.

Thank also to my family, specially to my mother who accomplished without complaints the endless errands that I asked her to do. Thanks to Bruno. Thanks to my father. Last but not least, thanks to you, Teresa, for enjoying life together with me. Grazie Teresa.

Résumé

Cette thèse étudie les conditions de taxation indirecte optimale qui permettent d'améliorer l'adéquation de la ration alimentaire des ménages français aux recommandations nutritionnelles. L'approche adoptée exige d'estimer un système complet de demande alimentaire afin de mettre à jour les élasticités-prix. Les comportements de consommation alimentaire des ménages sont décrits par une forme fonctionnelle AI (Deaton et Muellbauer, 1980). Deux spécifications quadratique et dynamique autorisant, respectivement, de possibles non-linéarités des courbes d'Engel et la persistance d'habitudes de consommation sont testées. L'estimation se fait par les moindres carrés linéaires itérés (Blundell et Robin, 1999) sur données de pseudo-panel. Une base de données, s'étalant sur 156 périodes de 4 semaines, de 1996 à 2007, a été constituée par l'agrégation en 8 cohortes de ménages et le regroupement de coupes transversales issues de TNS Worldpanel. L'adéquation aux recommandations nutritionnelles est évaluée au moyen de trois indicateurs : le MAR (*Mean Adequacy Ratio*), le LIM (Score des Composés à Limiter) et le SAIN (Score d'Adéquation Individuel aux recommandations Nutritionnelles). Dans la lignée des mécanismes théoriques de taxation optimale initiée par Ramsey (1927), une application à un objectif de politique nutritionnelle permet de dériver les variations de prix, ou taux de taxe, optimales. Chacune apparaît comme une fonction des élasticités-prix, directes et croisées, de la demande et des indicateurs d'adéquation aux recommandations. L'impact des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles du panier alimentaire, ainsi les taux de taxation de produits optimaux sont estimés. L'incidence de ces scénarios de politique sur le bien-être des ménages et les inégalités nutritionnelles est abordée dans un dernier chapitre.

Abstract

This thesis aims at simulating optimal prices satisfying public health recommendations in terms of nutrient adequacy. This implies to estimate a complete food demand system in order to compute price elasticities. Food consumption behaviors are described by an AI functional form (Deaton and Muellbauer, 1980). The demand system is estimated using the Iterated Least Square Estimator developed by Blundell and Robin (1999). Augmented specifications to control for, respectively, non-linearities in expenditure patterns and habit persistence are tested. We use French household expenditure data drawn from TNS Worldpanel covering 156 periods of 4 weeks from 1996 to 2007. Given the nature of our data, households are split into 8 cohorts. Issues afferent to pseudo-panel data are presented. Nutrient adequacy is defined using three nutrient only-based indicators : the MAR (Mean Adequacy Ratio), the LIM (*Score des Composés à Limiter*) and the SAIN (*Score d'Adéquation Individuel aux recommandations Nutritionnelles*). Optimal prices are derived following Ramsey's approach to optimal taxation ; Maximizing social welfare under nutritional constraints results in optimal price variations or tax rates, each defined as a function of all direct and cross price elasticities and the above mentioned indicator for all food groups. Further developments allow to estimate the impacts of price variations on nutrient adequacy. Incidence on social welfare and nutritional inequalities is assessed in a last chapter.

Table des matières

Remerciements	i
Résumé	ii
Abstract	iii
Table des matières	iv
Liste des figures	ix
Liste des tableaux	xi
1 Introduction générale	1
I La demande alimentaire et les problèmes de nutrition en France	12
2 Alimentation et nutrition	13
1 Introduction	13
2 Demande alimentaire et épidémiologie nutritionnelle	14
2.1 Tendances de consommation alimentaire	14
2.2 Evolution générale des prix 1960-2008	20
2.3 Prévalence de l'obésité et autres pathologies liées à l'alimentation	24
3 Alimentation et santé des populations	29
3.1 Régime alimentaire et maladies chroniques non-transmissibles	29
3.2 Inégalités sociales et nutrition	32
3.3 Les politiques alimentaires et les recommandations nutritionnelles	35
4 Mesurer la qualité nutritionnelle du panier alimentaire	38

4.1	Apports nutritionnels et équilibre alimentaire	38
4.2	Rations alimentaires et indicateurs de qualité	40
4.3	Adéquation aux recommandations et apports nutritionnels conseillés	44
5	Conclusion	46
3	Les données de l'étude : Dépenses alimentaires et qualité nutrition- nelle	47
1	Introduction	47
2	Données de pseudo-panel	48
2.1	Les données TNS Worldpanel	48
2.2	La technique des pseudo-panels	56
2.3	Agrégation et construction des variables	62
2.4	Qualité nutritionnelle et groupes alimentaires	68
3	Statistiques descriptives	70
3.1	Caractéristiques et représentativité de l'échantillon	70
3.2	Evolution et répartition des dépenses alimentaires	73
4	Conclusion	78
II	Analyse de la demande alimentaire : Impacts des va- riations de prix sur la demande alimentaire	79
4	Approches et problématiques de la modélisation de la demande alimentaire	80
1	Introduction	80
2	Théorie microéconomique du consommateur	81
2.1	Les fonctions de demande	81
2.2	Les propriétés des fonctions de demande	85
3	Agrégation et séparabilité des préférences	89
3.1	Séparabilité et arbre d'utilité	90
3.2	<i>The Composite Commodity Theorem</i>	93
4	Spécification des préférences	94

4.1	Formes fonctionnelles et approche différentielle	94
4.2	Les systèmes de demande flexibles	97
5	L'hypothèse de formation des habitudes de consommation	104
5.1	Formulation dynamique des comportements	105
5.2	Une version dynamique du modèle AI	107
6	Conclusion	111
5	Estimation d'un système de demande alimentaire	112
1	Introduction	112
2	La méthode d'estimation du système	113
2.1	L'estimateur des Moindres Carrés Linéaires Itérés	114
2.2	Endogénéité et variables instrumentales	116
2.3	Hétérogénéité inobservée et données de panel	119
3	Contraintes liées à la présence d'un terme endogène retardé	124
3.1	Hétérogénéité inobservée et complémentarité adjacente	124
3.2	Endogénéité et biais des estimateurs	125
3.3	Estimateurs efficaces et dimension temporelle	127
4	Tests de spécification et d'hypothèses	130
4.1	Tests sur les contraintes théoriques	130
4.2	Tests de spécification	133
4.3	Tests d'exogénéité et de validité des instruments	138
5	Les résultats	140
5.1	Les paramètres d'estimation	140
5.2	Les élasticités prix et dépense	150
6	Conclusion	155
III	Analyse de la qualité nutritionnelle : Impacts des variations de prix sur la qualité nutritionnelle	157
6	Taxation optimale et adéquation aux recommandations nutritionnelles	158
1	Introduction	158

2	Taxation indirecte et politique alimentaire	159
2.1	Le cadre juridique et législatif	159
2.2	Taxes <i>ad valorem</i> et alimentation	162
3	Modèle de taxation optimale et objectifs nutritionnels	165
3.1	La question de la fiscalité publique	165
3.2	Le modèle de Ramsey (1927)	166
3.3	Un modèle de taxation optimale appliqué aux politiques nu- tritionnelles	171
4	Simulations de politique fiscale	181
4.1	Simulations pour l'indicateur MAR	181
4.2	Simulations pour l'indicateur LIM	189
4.3	Simulations pour l'indicateur SAIN	193
5	Impacts des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles	197
5.1	La mesure théorique de l'impact des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles	197
5.2	Les élasticités-prix de l'adéquation aux recommandations nu- tritionnelles	199
6	Conclusion	203
7	Incidence fiscale et bien-être des ménages	205
1	Introduction	205
2	Bien-être des ménages et gain équivalent	206
2.1	Bien-être et variation équivalente	206
2.2	Fonction d'utilité indirecte et revenu équivalent	210
3	Analyse en bien-être et analyse distributive	211
3.1	Scénarios de taxation et perte de bien-être	212
3.2	Incidence fiscale et classe de revenu	213
4	Inégalités nutritionnelles et réduction des écarts	214
4.1	Dispersion et coefficient de variation	214
4.2	Indice de concentration des inégalités nutritionnelles	218
5	Conclusion	221

8 Conclusion générale	222
Bibliographie	229
Annexes	245

Liste des figures

2.1	Evolution croisée des produits bruts et produits élaborés	18
2.2	Evolution des volumes et prix relatifs de la consommation alimentaire	21
2.3	Evolution des prix par groupe alimentaire – 1960-2008	22
2.4	Prévalence de l’obésité chez les adultes dans les pays développés . . .	25
2.5	Evolution de la prévalence de l’obésité par région 1997-2009	27
2.6	Parts budgétaires des produits alimentaires selon les déciles extrêmes de revenu disponible par unité de consommation	33
2.7	Critères d’évaluation du <i>Healthy Eating Index</i>	43
3.1	Arborescence de la nomenclature INSEE pour les produits laitiers . .	50
3.2	Arborescence de la nomenclature TNS pour les produits laitiers . . .	51
3.3	Répartition des dépenses alimentaires par classe de revenu – Viandes, poissons et produits laitiers	74
3.4	Répartition des dépenses alimentaires par classe de revenu – Fruits, légumes et féculents	75
3.5	Evolution des dépenses alimentaires par cohorte	76
3.6	Evolution des prix par groupe alimentaire – 1996-2007	77
4.1	Shéma du processus de budgétisation	91
4.2	Stock d’habitudes et sentier de consommation optimale	106
4.3	Impact d’une hausse des prix et équilibre stationnaire	107
6.1	Comportement du consommateur et ajustement de la qualité nutri- tionnelle suite à une baisse du prix du bien X_1	177

7.1 Courbes de concentration des indicateurs d'adéquation aux recommandations 220

Liste des tableaux

2.1	Evolution de la consommation alimentaire en volume – 1974-2006 . . .	16
3.1	Nombre d’observations et pourcentages d’observations supprimées . . .	55
3.2	Taille des cellules et répartition en dessous de 100 individus	61
3.3	Statistiques descriptives - Variables explicatives	71
3.4	Répartition des cohortes par année	72
5.1	Tests de spécification - Modèles AI	141
5.2	Tests de spécification - Modèle QUAI	145
5.3	Tests de spécification - Modèle AI dynamique	146
5.4	Effets des variables socio-démographiques	148
5.5	Elasticités-dépense	151
5.6	Elasticités-prix directes non-compensées	152
5.7	Elasticités-prix non-compensées - AI-LSDV-3SLS	154
6.1	MAR - Taxes et subventions optimales - Niveau national	182
6.2	MAR - Taxes et subventions optimales par classe de revenu	188
6.3	LIM - Taxes et subventions optimales - Niveau national	190
6.4	LIM - Taxes et subventions optimales par classe de revenu	192
6.5	SAIN - Taxes et subventions optimales - Niveau national	195
6.6	SAIN - Taxes et subventions optimales par classe de revenu	196
6.7	Elasticités-prix des indicateurs de qualité nutritionnelle	200
7.1	Pertes équivalentes par indicateur	212
7.2	Distribution des pertes équivalentes par indicateur et classe de revenu	213
7.3	Dispersion des indicateurs d’adéquation aux recommandations	217

7.4 Concentration des indicateurs d'adéquation aux recommandations . . 219

Chapitre 1

Introduction générale

Cette thèse a pour thème central la question de la pertinence et de la faisabilité d'une taxation indirecte des produits alimentaires orientée à des fins de politique nutritionnelle. Les résultats de plusieurs enquêtes épidémiologiques indiquent une progression de la prévalence de maladies chroniques non-transmissibles en partie liées à une alimentation déséquilibrée. Cette préoccupation d'ordre de santé publique a incité les pouvoirs publics à engager une réflexion sur les instruments à mobiliser pour inverser ces tendances. Compte tenu des déterminants comportementaux de ces pathologies nutritionnelles et des contraintes budgétaires qui reposent sur les choix alimentaires, un volet d'actions a consisté à étudier l'impact des incitations financières sur le respect des recommandations nutritionnelles et l'incidence de ces maladies. La contrainte de coût a en particulier suscité l'attention des autorités et des chercheurs. Le prix est en effet traditionnellement considéré comme un facteur de choix déterminant et un levier possible d'action publique.

Dans ce travail, nous chercherons à mettre à jour les conditions de taxation de produits qui permettent d'améliorer l'adéquation de la ration alimentaire des ménages français aux recommandations nutritionnelles. Inscrite en équilibre partiel, c'est-à-dire sans tenir compte des effets d'ajustement de l'offre aux variations de prix entraînées par l'introduction de taxes ou subventions nutritionnelles, cette étude propose un modèle de taxation optimale appliqué à une politique alimentaire. L'impact des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles du panier alimentaire, ainsi que les niveaux optimaux de taxe et subvention de produits seront estimés. L'incidence de ces scénarios de politique sur le bien-être

des ménages et les inégalités nutritionnelles sera abordée dans un dernier chapitre.

Question de recherche

On observe une progression de la prévalence de l'obésité et du surpoids en France depuis 1990. Le poids moyen des français adultes a augmenté de 3,1 kg en moyenne sur les 12 dernières années (OBEPI¹, 2009). Toutefois, ce processus n'a pas touché de manière égale tous les groupes sociaux. On constate notamment que les écarts entre catégories socioprofessionnelles se sont accrus (de Saint Pol, 2007). Le nombre de personnes traitées pour un diabète accuse également une hausse d'environ d'environ 4,3% en moyenne par an entre 2000 et 2009 (OBEPI, 2006, 2009). De même, les maladies cardiovasculaires restent, avec les cancers, la principale cause de décès en France (29% des décès, Cambou, 2008). De manière générale, Hercberg et Brücker (2006) rapportent un risque plus élevé de maladies dont la nutrition est un déterminant majeur chez les plus défavorisés. En matière de comportement d'achats d'alimentaires, en particulier de répartition du budget par poste de consommation, Caillavet *et al.* (2009) relèvent également des écarts accentués entre catégories socio-professionnelles. Les cadres et professions intellectuelles supérieures consacrent ainsi une part plus importante de leur budget aux produits de la mer, fruits et boissons alcoolisées que les ouvriers. Se pose alors la question de savoir dans quelle mesure les déterminants socio-économiques des comportements alimentaires expliqueraient les inégalités sociales observées face aux maladies chroniques nutritionnelles, conséquences d'une consommation insuffisante ou au contraire excessive de certains aliments.

Il apparaît que la qualité nutritionnelle des aliments est statistiquement corrélée au coût de la ration. A apports énergétiques constants, il semble exister une association négative entre le coût des rations et la densité énergétique (Darmon *et al.*, 2004). Les aliments riches en calories, comme les féculents raffinés, produits gras-salés et gras-sucrés, constituent une source d'énergie à bon marché par rapport aux fruits et légumes ou à la viande. Sous l'effet de la contrainte budgétaire, les choix alimentaires s'orientent donc vers une alimentation de plus forte densité énergétique (Darmon *et al.*, 2003) au détriment d'un panier alimentaire de meilleure qualité

1. ObEpi-Roche, Enquête Nationale sur la Prévalence de l'Obésité et du Surpoids en France.

nutritionnelle (Darmon *et al.*, 2002). Poursuivant l'analyse, Maillot *et al.* (2007) montrent l'existence d'une corrélation positive entre le coût de l'énergie et la qualité nutritionnelle des aliments², et concluent qu'une alimentation riche en nutriments essentiels coûte plus cher à apports et densité énergétiques constants. Ces résultats posent la question de l'accessibilité des ménages les plus modestes aux aliments de bonne qualité nutritionnelle et de leur possibilité d'adopter les comportements alimentaires conformes aux recommandations. Par programmation mathématique, intégrant différents niveaux de contraintes d'habitudes alimentaires ou d'acceptabilité sociale des aliments, Maillot *et al.* (2008) établissent à 3,32 euros le coût minimal d'une ration quotidienne satisfaisant les apports nutritionnels conseillés (ANC). Ce montant apparaît au dessus des dépenses moyennes des populations les plus défavorisées qu'on évalue proches de 2,60 euros par jour (ABENA³, 2007, cité par Poisson, 2008).

L'impact de la contrainte budgétaire, et en particulier du coût de la ration, sur la composition en nutriments et calories du panier alimentaire des ménages indique que des mesures économiques seraient à même de modifier l'équilibre alimentaire. Se pose alors la question des instruments à mobiliser pour modifier les comportements des consommateurs. Les politiques d'information nutritionnelle, si elles peuvent modifier les attitudes, n'ont pas démontré de véritables transformations des comportements de consommation (Guthrie et Smallwood, 2003) et peuvent s'avérer régressives (Etilé, 2005). Au contraire, les politiques ciblées se révèlent plus efficaces. Les interventions menées États Unis, en particulier les distributions de bons d'achats alimentaires à destination des ménages défavorisés, ont montré les effets positifs possibles d'une intervention publique ciblée (Anderson *et al.*, 2001).

Si les plus importants écarts aux recommandations et notamment les plus fortes prévalences d'obésité et de surpoids sont reportés pour les ménages les plus défavorisés, l'obésité et le surpoids concerne toutefois 46,4% de la population française adulte (OBEPI, 2009). Dans son ensemble, l'état nutritionnel de la population française n'est pas satisfaisant puisque seulement 3% des français respectent toutes

2. Maillot *et al.* (2007) retiennent le MAR, le *Mean Adequacy Ratio*, comme marqueur de qualité nutritionnelle.

3. Etude Alimentation et état nutritionnel des bénéficiaires de l'aide alimentaire, 2004-2005.

les recommandations nutritionnelles (Darmon, 2002)⁴. On observe également des transformations structurelles du panier alimentaire des ménages français (Combris, 2003)⁵. L'inadéquation aux recommandations nutritionnelles et ses conséquences sur la santé ne touchent donc pas uniquement les ménages dont le niveau de vie serait au dessous du seuil de pauvreté mais une large frange de la population française. Il s'agit donc de penser à la conception d'une politique publique qui puisse, collectivement, modifier les habitudes alimentaires individuelles. On a ainsi vu se poser de manière récurrente la question de la pertinence de taxer ou de subventionner les produits alimentaires. Un récent rapport, commandé aux inspections générales des finances et des affaires sociales, s'est proposé d'étudier l'efficacité et la capacité de la mise en place d'une contribution sur les produits à « favoriser une modification des comportements et un meilleur équilibre alimentaire » (IGF/IGAS, 2008, p. 1). On cherche en particulier à savoir si la structure des prix des produits alimentaires va à l'encontre des recommandations nutritionnelles (Bontems et Réquillart, 2009). Notre travail s'inscrit dans la lignée de ces questions.

Question de recherche :

Dans quelle mesure une intervention sur la structure des prix des produits alimentaires permettrait de transformer la composition du panier alimentaire des ménages vers une ration plus adéquate aux recommandations nutritionnelles ?

La contribution essentielle de ce travail consiste à introduire une modélisation du comportement du consommateur dans la détermination des apports nutritionnels. Les études précédentes n'intégraient le comportement du consommateur que comme contrainte fixée dans un programme d'optimisation mathématique de la qualité nutritionnelle (ou de minimisation du coût) et ne pouvaient envisager les modifications d'arbitrage entraînées par une variation des prix. Le coût minimal avancé pour satisfaire les recommandations nutritionnelles pouvait donc exiger de s'éloigner sensiblement des habitudes alimentaires. En d'autres termes, il s'agissait, au regard de la structure des prix en vigueur, d'identifier l'allocation des biens qui minimisait

4. Source : Enquête ASPCC - Enquête Association Sucre-Produits Sucrés Communication Consommation (1996). Sur données plus récentes, on relève que 11% des français ne remplissent pas leurs besoins nutritionnels en protéines, 15% en lipides et 92% en glucides (CREDOC, Enquête CCAF - Comportements et Consommations Alimentaires en France, 2007).

5. Nous précisons que toutes ces transformations ne sont pas nécessairement à condamner.

le coût de la ration et satisfaisait les recommandations nutritionnelles⁶. L'objectif est désormais inverse; il s'agit de déterminer, compte tenu des préférences des individus et donc de leurs réactions aux prix, les variations de prix qui permettent d'atteindre les recommandations nutritionnelles? A budget constant, quels seraient les niveaux de prix qui permettraient d'optimiser l'adéquation du panier alimentaire des ménages aux recommandations nutritionnelles?

La théorie du consommateur constitue un corpus économique cohérent qui caractérise à plus d'un titre l'approche économique. Dans le cadre hypothético-déductif traditionnel de la micro-économie, nous souhaitons tester un modèle théorique d'ajustement de la qualité nutritionnelle du panier alimentaire des ménages aux variations de prix. Compte tenu du comportement du consommateur et de ses préférences, nous envisageons de mettre à jour les conditions d'optimisation de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles dans le cadre d'une intervention publique sur les prix. En agissant sur la structure du panier alimentaire, les variations de prix modifient la variété, l'équilibre et l'homogénéité de la consommation alimentaire des ménages et, en conséquence, la qualité nutritionnelle.

Hypothèses de recherche

Nous répondrons à cette question en trois mouvements auxquels correspondent trois blocs d'hypothèses. Un premier jeu d'hypothèses concerne la **modélisation de la demande** et les comportements de consommation alimentaire des ménages. Il s'agit de mettre à jour les fonctions de réaction des consommateurs aux variations de prix. A partir de ces résultats, nous posons trois hypothèses supplémentaires qui ont trait directement aux conditions de mise en place d'une politique de taxation nutritionnelle. Enfin, un dernier bloc d'hypothèses vise à évaluer l'incidence des scénarios fiscaux envisagés sur le bien-être des ménages et les inégalités nutritionnelles.

Hypothèse 1 :

Une modification de la structure des prix alimentaires transforme la composition du panier alimentaire des ménages.

6. Une série de contraintes d'acceptabilité sociale des aliments encadreraient les transformations possibles du panier.

Cette première hypothèse reprend un résultat standard en économétrie appliquée de la demande qui postule que les prix ont un impact sur la répartition des consommations des ménages par poste. Il s'agira essentiellement de procéder à l'estimation des élasticités-prix, directes et croisées, de la demande pour un certain nombre de groupes alimentaires et de contrôler leur valeur et significativité statistique. Nous reviendrons en particulier sur le modèle de demande AI développé par Deaton et Muellbauer (1980a).

Hypothèse 2 :

Les effets de la contrainte budgétaire sur la consommation alimentaire varient avec le niveau de revenu.

Les systèmes de demande linéaires reposent sur une modélisation des courbes d'Engel, c'est-à-dire de la relation entre le revenu (ou la dépense totale) et la consommation, linéaires. Nous pouvons cependant penser que les ajustements de la demande aux variations de revenu épousent des processus plus complexes. Nous proposons donc de reprendre une formulation plus flexible du système de demande qui autorise les non-linéarités des courbes d'Engel sous-jacentes et, en conséquence, des élasticités-prix et revenu non-constantes avec le revenu. Une référence essentielle sera Banks *et al.* (1997).

Hypothèse 3 :

Une incitation financière surpasse l'inertie des comportements due à la formation d'habitudes de consommation.

Brown (1952) est parmi les premiers à poser l'hypothèse de phénomènes d'habitudes de consommation, en particulier pour expliquer que les propensions marginales à consommer sont moins fortes sur le court terme que sur le long terme. L'hypothèse de persistance d'habitudes de consommation a été depuis reprise pour expliquer certaines « anomalies » économiques, notamment les questions d'*excess smoothness* et *excess sensitivity* de la consommation (Campbell et Deaton, 1989). L'hypothèse consiste à considérer que les niveaux de consommation passés influencent les arbitrages présents. En la matière, nous nous inscrirons dans la lignée des travaux de Blanciforti et Green (1983).

Une dernière hypothèse méthodologique portera sur la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée dans les modèles de demande conditionnellement linéaires sur données de pseudo-panel.

Le deuxième bloc d'hypothèses a trait directement aux questions de **faisabilité et de pertinence d'une politique de taxation nutritionnelle**.

Hypothèse 4 :

Une modification de la structure des prix permet d'améliorer l'adéquation du panier alimentaire des ménages français aux recommandations nutritionnelles.

Cette hypothèse constitue la pierre angulaire de ce travail. Elle pose qu'il existe une structure de prix qui, compte tenu du budget alloué à la politique nutritionnelle et des préférences du consommateur, conduirait ce dernier à transformer la composition de son panier vers une ration plus satisfaisante au regard des conditions de l'équilibre alimentaire.

Hypothèse 5 :

Les variations de prix optimales par aliment sont des fonctions décroissantes de leurs apports et densité nutritionnelles, ainsi que de leurs élasticités-prix propres.

Nous postulons que les variations de prix optimales, par aliment, sont cohérentes avec les indicateurs d'adéquation aux recommandations nutritionnelles : à l'optimum, on observe une baisse des prix des produits alimentaires de bonne qualité nutritionnelle et, inversement, une augmentation des prix des produits alimentaires de mauvaise qualité nutritionnelle. La deuxième partie de l'hypothèse reprend un résultat courant en économie de la taxation optimale, connu sous l'expression de « règle de l'élasticité inverse », qui recommande de taxer un bien d'autant plus faiblement que l'élasticité-prix de la demande pour ce bien est forte.

Hypothèse 6 :

Les réponses aux incitations financières en matière d'adéquation aux recommandations nutritionnelles varient par classe de revenu.

Cette hypothèse pose l'existence de disparités par classe de revenu en matière de préférences et donc de réaction aux variations de prix. En conséquence, nous

postulons que des simulations par classe de revenu aboutiront à des prix optimaux, pour chaque groupe alimentaire, différents par classe de revenu.

Un dernier ensemble d'hypothèses aborde la question de l'**incidence des scénarios de politique** envisagés sur le bien être des ménages et les inégalités nutritionnelles.

Hypothèse 7 :

Une politique de taxation/subvention de produits a un impact négatif sur le bien-être des ménages et pénalise plus fortement les ménages les plus modestes.

La modification de la structure des prix entraîne une nouvelle allocation des biens plus satisfaisante au regard d'un critère d'adéquation aux recommandations nutritionnelles, mais qui procure moins d'utilité au consommateur. Cette perte en bien-être est plus forte pour les ménages les plus modestes pour lesquels on relève les plus importants écarts aux recommandations.

Hypothèse 8 :

Une politique de taxation/subvention de produit permet de réduire les inégalités nutritionnelles.

Une intervention sur les prix, relâchant la contrainte budgétaire, profitera essentiellement aux ménages les plus modestes pour lesquels la propension marginale à consommer, en particulier des produits alimentaires, est plus élevée.

Approche méthodologique

Ce travail repose essentiellement sur les apports scientifiques de trois courants de littérature. Les sciences de la nutrition et de santé publique, auxquelles nous pouvons ajouter l'économie de la santé, constituent notre première référence dans la mesure où elle détermine la problématique de cette thèse et les instruments d'analyse. Il a en effet été nécessaire de définir la notion d'équilibre alimentaire et ce qu'on entend par un panier de bonne qualité nutritionnelle. Les autorités de santé publique publient des recommandations correspondant aux quantités d'énergie et de nutriments nécessaires pour couvrir les besoins nutritionnels de la majorité de la population. Des indicateurs ont ensuite été développés afin d'évaluer l'adéquation d'une ration

à ces recommandations nutritionnelles. Compte tenu de notre question de recherche et de l'approche économique, nous serons amenés à sélectionner une classe spécifique d'indicateurs (Maidden, 1976 ; Darmon et Darmon, 2008) compatibles avec un modèle de taxation optimale.

Le deuxième courant de littérature mobilisé est en effet celui de l'économie publique et, en particulier, celui de la taxation indirecte optimale. La fiscalité est un objet historiquement bien constitué dans le corpus scientifique économique. La taxation optimale s'intéresse en particulier à la conception des taxes et à leur incidence sur l'économie. Les taxes indirectes sont parmi les taxes les plus utilisées. La principale raison est qu'elles sont relativement faciles à mettre en place et permettent d'apporter d'importants revenus à l'autorité qui les collecte. Dans ce travail, nous nous inscrirons dans la lignée des travaux de Ramsey (1927) et chercherons à modéliser les conditions d'optimisation des niveaux de taxes et subventions au regard d'un objectif de politique nutritionnelle. L'approche de simulation numérique est dans l'esprit des travaux réalisés par Murty et Ray (1989) sur données indiennes.

Enfin, un dernier pan de la littérature économique est celui de l'économie de la demande et en particulier à la demande alimentaire. L'économie de la demande est le pivot de cette thèse. L'approche adoptée pour estimer l'impact des variations de prix sur la qualité nutritionnelle a en effet consisté à passer par le relais des élasticités-prix de la demande, finalement convertie en *élasticités-prix de la qualité nutritionnelle*. Cette approche permettait de faire reposer l'estimation sur un cadre conceptuel établi et cohérent. Elle offrait également la possibilité de mobiliser les apports de la taxation optimale pour simuler les niveaux de taxe optimaux. Une alternative aurait, en effet, pu être essentiellement empirique, dans la lignée de Stewart et Harris (2005), qui estiment directement l'impact des déterminants socio-économiques sur des indicateurs de qualité, en l'occurrence de diversité alimentaire. Cet angle d'approche n'autorisait ensuite que difficilement un exercice de simulation simultané. Dans ce travail, il s'agira essentiellement de sélectionner un modèle de demande pour ensuite estimer les élasticités-prix, directes et croisées. On recourra aux techniques économétriques classiques d'estimation. Nous nous proposons cependant de tenir compte de certaines innovations apportées au modèle standard du consommateur, dont l'introduction d'un terme de dépense quadratique supposé

capturer les possibles non-linéarité des courbes d'Engel sous-jacentes. L'hypothèse de formation des habitudes implique quant à elle d'estimer un modèle dynamique de demande. Enfin, nous aborderons les questions spécifiques à la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée et aux données de pseudo-panel.

Structure de la thèse

La thèse est composée de six chapitres répartis en trois parties⁷. Nous entamons ce travail par une synthèse des principaux faits stylisés en matière d'alimentation et de nutrition en France, puis nous présentons les données. La deuxième partie traite de l'impact des variations de prix sur la demande alimentaire des ménages ; nous procédons à une revue de la littérature des modèles de demande et à l'estimation du système. La troisième partie propose un modèle théorique d'ajustement de la qualité nutritionnelle aux variations de prix et procède aux simulations des niveaux optimaux de taxes et subventions.

Le chapitre 2, *Alimentation et nutrition*, dresse l'état des lieux en matière de consommation alimentaire. Il présente les principales tendances de consommation depuis ces 50 dernières années et les transformations majeures observées. Une section est notamment dédiée aux variations de prix enregistrées sur la période et aux résultats issus des enquêtes épidémiologiques quant aux prévalences de certaines maladies chroniques non-transmissibles. Suit une revue de la littérature des principaux indicateurs de qualité nutritionnelle.

Le chapitre 3, *Données de l'étude : Dépenses alimentaires et qualité nutritionnelle*, présente les choix méthodologiques adoptés de construction des données et des variables. Nous verrons notamment les caractéristiques propres aux données de pseudo-panel qu'il a été nécessaire d'utiliser dans ce travail pour évaluer la budget alimentaire des ménages dans sa totalité.

Le chapitre 4, *Approches et problématiques de la modélisation de la demande alimentaire*, consiste en une synthèse de la théorie microéconomique de la demande et une revue de la littérature des principaux systèmes de demande utilisés en économie appliquée. Nous insisterons en particulier sur le cadre conceptuel sous-jacent

7. Les chapitres 1 et 8 correspondent à l'introduction et à la conclusion.

au modèle AI (Deaton et Muellbauer, 1980a) et sur les spécifications des hypothèses testées de non-linéarité des courbes d'Engel et de formation des habitudes de consommation.

Le chapitre 5, *Estimation d'un système de demande alimentaire*, procède à l'estimation du système de demande retenu et à la présentation des élasticités prix et revenu. Nous nous attardons sur les contraintes économétriques propres aux modèles et aux données. Nous abordons en particulier la question de la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée sur données de pseudo-panel.

Le chapitre 6, *Taxation optimale et adéquation aux recommandations nutritionnelles*, est une contribution théorique et empirique en économie de la taxation optimale. Nous développons un modèle de taxation optimale adapté au cadre d'une politique nutritionnelle qui viserait à améliorer l'adéquation du panier alimentaire des ménages aux recommandations. A partir de ce modèle, nous simulons trois jeux de scénarios d'intervention publique sur les prix des biens alimentaires au regard de trois dimensions des recommandations.

Le chapitre 7, *Incidence fiscale et bien-être des ménages*, consiste en une analyse d'incidence fiscale qui vient compléter le chapitre 6. L'objectif est d'évaluer l'impact sur le bien-être des ménages des scénarios de politique envisagés au chapitre précédent. Une deuxième section est consacrée aux effets sur les inégalités nutritionnelles.

Nous concluons enfin cette thèse en rappelant les apports de ces travaux et en évoquant également leurs limites et les perspectives de recherche qu'ils ouvrent.

Première partie

La demande alimentaire et les problèmes de nutrition en France

Chapitre 2

Alimentation et nutrition

1 Introduction

L'alimentation et la nutrition sont devenues depuis quelques années de véritables enjeux de santé publique. La progression de la prévalence de certaines maladies en partie liées à une alimentation mal équilibrée interpelle la communauté scientifique, les pouvoirs publics et les médias. L'obésité, en particulier, a augmenté de façon constante au cours des vingt dernières années. Cette hausse fait partie d'un phénomène mondial que l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS) a décrit comme épidémique.

Le rôle primordial de l'alimentation dans le bien-être et la santé des populations est généralement accepté. Au delà des controverses, la recherche en science de la nutrition a établi le lien crucial entre nutrition et santé à tous les stades du développement humain. Un certain nombre de déterminants et comportements liés à la nutrition et à l'alimentation ont été identifiés comme facteurs de risque, ou de protection, à l'égard de certaines maladies chroniques. Les campagnes de prévention et de communication organisées dans le cadre des programmes PNNS¹ ainsi que les divers communiqués publicitaires des industries alimentaires, une utilisation des recommandations nutritionnelles jugée parfois abusive, ont contribué à la diffusion de ces informations et à leur vulgarisation.

Le choix des aliments par les ménages repose sur des décisions complexes mettant en jeu de nombreux facteurs individuels et collectifs. Avant d'aborder ces divers

1. Plan National Nutrition-Santé.

facteurs et leurs interactions, ce chapitre cherchera à mettre à jour un certain nombre de faits stylisés en matière de consommation alimentaire et de santé publique. Dans une première section, nous procéderons à un rapide état des lieux de l'évolution de la demande alimentaire et des principales tendances épidémiologiques en France. Dans une deuxième section, nous reviendrons sur l'articulation des comportements alimentaires en lien avec les déterminants nutritionnels et la santé des individus. Enfin, nous présenterons plusieurs approches et indicateurs permettant d'évaluer la qualité nutritionnelle d'une ration alimentaire, en particulier son adéquation aux recommandations.

2 Demande alimentaire et épidémiologie nutritionnelle

Avant d'analyser l'impact des facteurs économiques sur la consommation alimentaire, il convient d'en présenter brièvement les principales tendances. Quelques chiffres résument à eux seuls l'importance de la consommation alimentaire dans le panier des ménages français. En 2005, les dépenses de consommation alimentaire² dépassaient 120,4 milliards d'euros, soit 14,8% des dépenses totales³. En France, les dépenses alimentaires pèsent presque autant que le budget alloué par les ménages au logement (19% du budget des ménages). Cependant, cette part a baissé de 10 points depuis les années 1960. On constate en effet, de manière générale, une amélioration du niveau de vie des français (Fall et Verger, 2005) qui s'est naturellement accompagnée d'une réduction de la part du budget consacrée à l'alimentation. Cette hausse du pouvoir d'achat, associée à d'autres facteurs socio-économiques, a également conduit à modifier les comportements alimentaires ; des transformations de la répartition des dépenses alimentaires par poste peuvent en effet être relevées.

2.1 Tendances de consommation alimentaire

Afin de présenter les principales évolutions de la consommation alimentaire depuis ces quarante dernières années, nous avons rapproché les résultats des enquêtes

2. Dépenses à domicile et hors boissons.

3. Source : Insee, Compte nationaux.

Insee et INCA 1 et 2 (Tableau 2.1). Les résultats de l'étude de l'Insee *Cinquante ans de consommation en France* constituent notre deuxième source d'information⁴. Nous couvrons ainsi une période s'étalant du début des années 1970 à 2006.

De manière générale, le régime alimentaire des français inclut davantage de fruits et légumes, de yaourts, de fromages et de viandes par rapport aux années 1950-1960 (Combris, 2003). En revanche, les français préfèrent moins de céréales et de sucre, d'huiles, de graisses et d'oeufs dans leur alimentation. Cependant, les principales transformations en matière d'alimentation sont plus à rechercher au sein même de ces groupes alimentaires. On observe en effet un report significatif des consommations vers des aliments plus élaborés, notamment les plats cuisinés. Les consommateurs ont progressivement délaissé les produits agricoles bruts, souvent moins onéreux mais plus longs à préparer, au profit des produits transformés (Figure 2.1).

Pain, céréales, pommes de terre et légumes secs

La demande globale de produits céréaliers et de féculents est en baisse constante sur le long terme. En 2006, la consommation annuelle était d'environ 90 kg par personne en France, ce qui représente une baisse de près de 35 kg par personne par rapport au milieu des années 1970. Les consommations de pain et de pommes de terre non-transformées sont en particulier orientées à la baisse. Cependant, les pâtes et les pains spéciaux sont devenus de plus en plus populaires auprès des consommateurs (Recours *et al.*, 2005) et les pommes de terre demeurent le féculent préféré des français⁵. En 2006, les français ont consommé en moyenne plus de 21 kg de pommes de terre, soit à l'état frais, soit comme produit transformé. Les céréales de petit-déjeuner sont quant à elles très appréciées depuis les années 1980 (Hébel, 2007b).

4. L'annexe 10.2 reprend, plus précisément, les données statistiques de l'enquête Insee *Quarante ans de consommation*.

5. cf. : Annexe 10.2.

TABLE 2.1 – Evolution de la consommation alimentaire en volume – 1974-2006

<i>(kg/an/pers)</i>	INSEE			INCA 1	INCA 2
	1974	1982	1991	1998	2006
Féculeux et céréales	125,3	98,8	75,3	93,7	89,8
Pain et assimilés	57,0	48,5	42,0	46,3	42,0
Pâtes et riz	9,7	9,7	7,5	20,5	23,2
Pommes de terre et assimilés	57,0	39,0	25,0	23,1	21,2
Fruits et légumes	97,0	105,0	104,5	129,0	135,6
Fruits frais	53,0	54,0	50,0	44,9	52,1
Compotes et fruits cuits	-	-	-	4,0	5,0
Légumes (frais et transformés)	40,0	46,0	47,5	48,0	50,4
Soupes	-	-	-	32,1	28,1
Jus de fruits et de légumes	4,0	5,0	7,0	-	-
Viandes et poissons	52,0	54,0	46,5	65,3	60,6
Viandes (Viandes rouges et volailles)	27,5	28,5	23,0	34,1	31,1
Charcuterie	9,5	11,0	11,0	13,4	12,7
Produits de la mer (frais et transformés)	6,0	6,0	5,5	11,1	11,1
Oeufs	9,0	8,5	7,0	6,7	5,7
Produits laitiers	70,4	77,7	88,5	85,0	75,2
Lait	53,9	52,5	57,5	42,7	32,5
Ultra frais laitier	-	-	-	27,5	30,4
Yaourts	7,3	10,7	15,0	-	-
Fromages	12,1	14,5	16,0	14,9	12,3
Produits sucrés	21,1	16,8	21,4	48,1	44,1
Viennoiseries, biscuits, barres et pâtisserie	-	-	-	25,0	21,7
Sucre et dérivés	18,0	12,0	8,1	10,2	7,7
Glaces et desserts glacés	-	-	-	2,6	3,1
Chocolat et dérivés	2,1	2,8	3,2	1,5	2,2
Entremets, crèmes desserts et laits gélifiés	1,0	2,0	4,6	8,9	9,5

Lecture : En moyenne, les français ont consommé 142.6 grammes de fruits frais par jour en 2006, soit 52 kg par an.

Sources : INRA, La consommation d'aliments et de nutriments en France , 2005 (coord. V. Nichèle) et Ministère de la Santé et des Sports, Evolution de la consommation alimentaire en France, 2009 (AFSSA)

NB : Nous précisons que l'appariement est approximatif dans la mesure où les données INSEE et INCA sont ventilées dans des nomenclatures différentes. Par ailleurs, les enquêtes de l'INSEE reportent des données d'achats alors que les enquêtes INCA constituent des données de consommation.

Fruits et Légumes

En 2006, la consommation de légumes a progressé, passant à un peu plus de 50 kg par personne, ce qui représente une augmentation supérieure à 26% par rapport au début des années 1970. Cette tendance est principalement attribuable aux légumes préparés, en conserve ou congelés, dont la consommation a plus que doublé en 30 ans (Besson, 2008). Dans le budget des ménages, les préparations à base de légumes et féculents se sont substituées aux féculents et légumes frais ; ces derniers représentent désormais, respectivement, 6% et 12% des dépenses alimentaires des ménages contre 9% et 15% dans les années 1960. En revanche, la part des féculents et légumes transformés a quasiment doublé pour atteindre 7% des dépenses des ménages (Besson, 2008). La laitue, les oignons, les carottes et les tomates demeurent les aliments de prédilection des français⁶.

La consommation totale de fruits frais, près de 52 kg par personne et par an en 2006, est restée presque identique depuis le milieu des années 1970. En 2004, la part des fruits transformés, en particulier sous forme de jus ou compote, a quasiment doublé en 20 ans (Combris *et al.*, 2007).

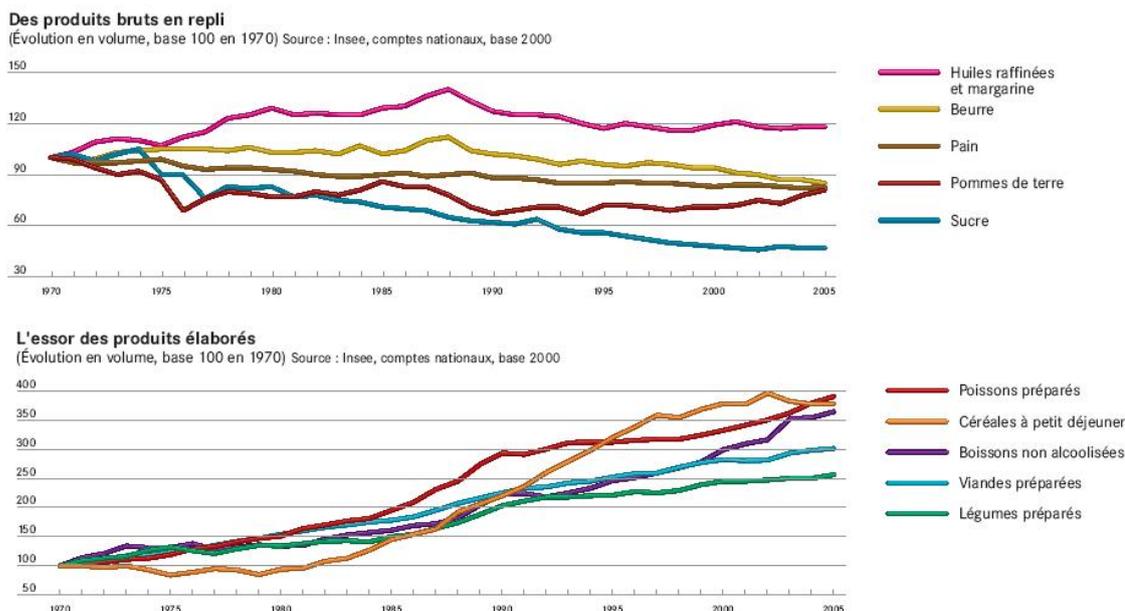
De manière générale, les français tendent à favoriser davantage les fruits et légumes préparés. Comparativement aux années 1970, les français ont à présent 150% de plus de légumes transformés dans leur assiette (Figure 2.1).

Viandes, volailles et produits de la mer

De manière globale, on observe que les consommateurs se détournent de la viande rouge et mangent de plus en plus de volailles (Agreste n. 95, 2009). En 2006, le consommateur français a mangé un peu plus de 31 kg de viande et de volailles, c'est-à-dire légèrement plus qu'au milieu des années 1970. Cependant cette régularité cache deux évolutions intéressantes. D'une part, la part des viandes préparées a sensiblement progressé (Figure 2.1). D'autre part, l'augmentation de la demande de viande de volailles a compensé la diminution de la consommation de viande rouge. La consommation de viande de boeuf a en effet diminué de 22% entre 1980 et 2000⁷. La consommation de viande de veau suit de près cette tendance. En revanche, on observe

6. cf. : Annexe 10.2.

7. cf. : Annexe 10.2.



Source : Ministère de l'alimentation, de l'agriculture et de la pêche, La consommation alimentaire, 2007

FIGURE 2.1 – Evolution croisée des produits bruts et produits élaborés

sur la même période une augmentation de 43% de la consommation de volailles et de 28% de mouton⁸. La propension des français à inclure plus de volailles dans leur alimentation devrait se poursuivre selon Recours *et al.* (2005).

Plusieurs facteurs sont susceptibles d'avoir influencé la consommation de viande. L'immigration a probablement entraîné des changements dans la demande de viande, les régimes alimentaires de la population immigrée, néanmoins très diverse, contenant moins de viande et en particulier de viandes rouges (Koc et Welsh, 2002). Par ailleurs, la population française est vieillissante avec une espérance de vie qui s'est allongée. Or, une population âgée tend à manger moins de tout, donc moins viande. Par ailleurs, les crises sanitaires dans la filière viande⁹ depuis le début des années 1990 ont poussé les consommateurs à être plus prudents.

Les poissons et fruits de mer disponibles pour la consommation sont demeurés relativement stables au cours des trois dernières décennies. Cependant, il semble que la préférence des français pour les types de poisson change, la part des plats préparés à base de poisson progressant (Besson, 2008). Enfin, la quantité d'oeufs

8. cf. : Annexe 10.2.

9. Nous pensons en particulier aux crises de l'encéphalopathie spongiforme bovine (ESB) en 1996 et 2000, de la fièvre aphteuse en 2001 puis de la grippe aviaire en 2005.

dans le régime alimentaire a diminué, s'établissant à 9 douzaines par personne en 2006.

Lait et produits laitiers

On observe une légère tendance à la hausse de la consommation de produits laitiers. Au milieu des années 1970, la consommation de lait entier représentait l'essentiel du marché du lait et était de 43,6 litres par personne (Nichèle *et al.*, 2005). En 2001, cette consommation avait chuté à environ 3,1 litres par personne et ne représentait plus qu'environ 7% des types de lait offerts sur le marché. On constate que les consommateurs préfèrent désormais les variétés de laits faibles en matières grasses (demi-écrémé, écrémé, etc.). Par ailleurs, la consommation de fromage a augmenté jusqu'aux années 1990-2000 et s'établissait autour de 12 kg par personne en 2006. En revanche, c'est la consommation de yaourts qui a bondi depuis les années 1960, marquant une hausse de plus de 300% entre 1960 et 2000¹⁰. En conclusion, les français consomment certes moins de matières grasses à partir du lait qu'ils boivent, mais en mangent davantage dans le fromage et les produits à base de crème.

Produits sucrés et matières grasses

Dans l'ensemble, la consommation de sucre brut décline, depuis le milieu des années 1970, au profit des produits sucrés transformés (chocolats, confiserie, etc.). Cette demande est stimulée par l'innovation et les récentes habitudes de grignotage (Bimagri n. 20, 2007). Cette baisse pourrait également être compensée par la plus forte utilisation de glucose utilisé dans la fabrication de nombreux articles alimentaires notamment dans les boissons gazeuses.

Depuis les années 1970, les français utilisent moins de beurre dans leur régime alimentaire, réduisant la quantité d'environ 25% en 30 ans. La margarine, dont la consommation est faible, a également enregistré une légère baisse. Les huiles végétales, en particulier l'huile d'olive, sont au contraire devenues de plus en plus populaires auprès des consommateurs français¹¹.

10. cf. : Annexe 10.2.

11. Source : Ministère de la Santé, Rapport « Pour une politique nutritionnelle de santé publique en France » (Hercberg et Tallec, 2000).

Boissons

La consommation d'alcool en France diminue régulièrement depuis 40 ans, essentiellement en raison d'une baisse conséquente de la consommation de vin. Entre 1961 et 2003, la consommation d'alcool a diminué de 38,8%, passant d'environ 24,5 à 15 litres d'alcool par an et par habitant en moyenne (Besson, 2004). Cette diminution concerne principalement les vins de consommation courante tandis que les vins de qualité ont vu leur consommation augmenter (Boizot, 1999). On observe en revanche une préférence accrue pour d'autres boissons, telles que les boissons gazeuses et les jus. En effet, la consommation des boissons non-alcoolisées a fait un bond spectaculaire et a plus que triplé en 30 ans. On relève également l'importante progression de la consommation d'eau en bouteille qui a décuplé sur la période.

2.2 Evolution générale des prix 1960-2008

Au cours des quarante dernières années les prix des produits alimentaires ont augmenté à un rythme légèrement plus faible que l'indice d'ensemble. Cependant, abstraction faite des variations saisonnières, les prix des produits alimentaires ont connu une évolution plus rapide depuis 1997, et en particulier quelques hausses spectaculaires entre le deuxième semestre 2007 et 2008 (Guédès, 2008).

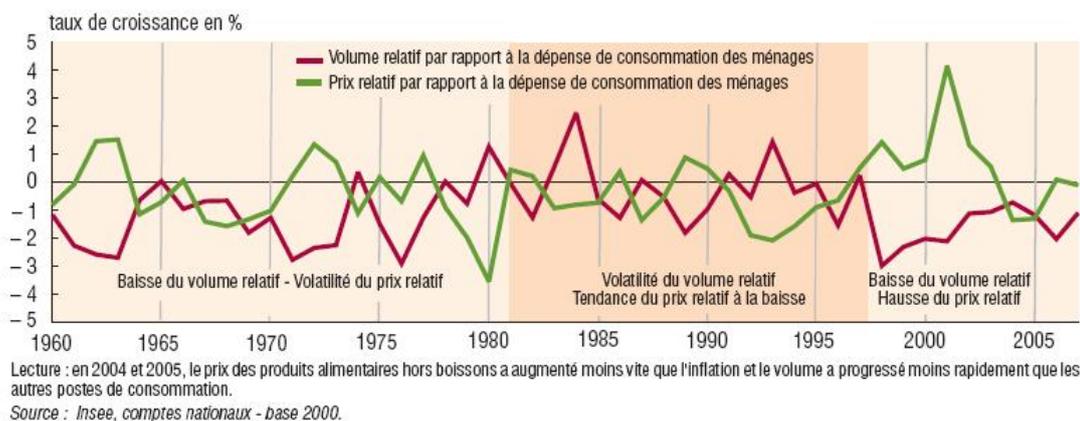
Evolution comparée des prix alimentaires

Sur longue période, la croissance des prix alimentaires est un peu moins rapide que celle des produits manufacturés (Figure 2.2). Relativement aux autres postes de consommation, les prix des produits alimentaires ont globalement diminué sur la période 1960-2005 (-0,3 point d'écart par an en moyenne)¹². On note des baisses significatives au milieu des années 1960, à la fin des années 1970, puis au début des années 1990. La période 1997-2003 fait exception avec des hausses plus fortes que l'inflation. Entre 1998 et 2007, la croissance des prix de détail des produits alimentaires s'est progressivement accélérée; ces prix ont augmenté à un rythme annuel de 1,7% en moyenne¹³. C'est en particulier en 2001 que la hausse des prix

12. Source : Insee, *Cinquante ans de consommation en France*.

13. Source : Insee, Indice des prix à la consommation.

alimentaires s'est fortement accentuée. Le rapprochement avec la date de passage à l'euro est évidemment tentant. A partir de l'automne 2007, Guédès (2008) relève une accélération de l'inflation pour les produits alimentaires : en mars 2008, elle est de 5% sur douze mois contre 3,2% pour l'indice d'ensemble.



Source : Insee, *Cinquante ans de consommation en France*, 2009.

FIGURE 2.2 – Evolution des volumes et prix relatifs de la consommation alimentaire

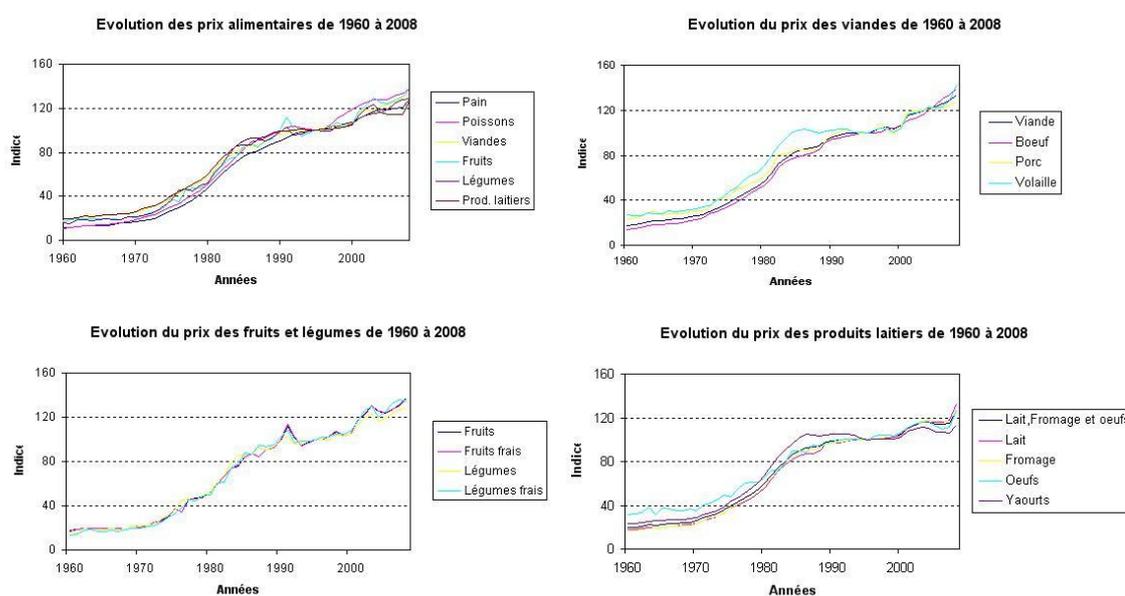
De 1960 à 2005, la consommation alimentaire en volume a progressé moins rapidement que les autres postes de dépenses des ménages (de 1 point en moyenne par an) (Figure 2.2). En sens inverse, les prix des autres postes de consommation augmentent donc plus rapidement. Le recul relatif des prix des produits alimentaires peut donc s'expliquer en premier lieu par l'augmentation du niveau de vie moyen des ménages qui consacrent une part moins importante de leur budget aux biens de première nécessité, dont l'alimentation. Cette constatation pourrait être étendue à la période actuelle où l'accélération de l'augmentation des prix alimentaires va de pair avec la baisse ressentie du pouvoir d'achat des ménages. Cependant, s'il est vrai que les hausses récentes des prix des produits alimentaires sont plus rapides qu'elles ne l'étaient en moyenne par le passé – 3,5% par an entre mars 2007 et mars 2009 contre 1,7% en moyenne sur les 10 années précédentes – ce taux ne paraît pas exceptionnel quand on le compare avec celui de 7% par an enregistré entre 1962 et 1963 (Malhomme, 1972).

De cette analyse, on ne saurait donc déduire que des facteurs particuliers ont contribué depuis deux ans à accentuer la hausse des prix. Toutefois, l'ampleur de

la hausse, même si elle ne paraît pas exceptionnelle, est forte. La répercussion des variations des prix à la production sur celles des prix de détail sont difficiles à mettre en évidence (Lipchitz, 2005). D'une part, les prix des produits agricoles représentent une part de plus en plus faible de l'ensemble des coûts de production des produits alimentaires. D'autre part, la transmission des prix agricoles aux prix alimentaires semble également dépendre du secteur concerné. L'existence de plusieurs facteurs particuliers n'est donc pas à exclure.

Evolution des prix alimentaires par groupe

La figure 2.3 rapporte les évolutions des prix par groupe alimentaire¹⁴.



Source : Insee, Indice des prix à la consommation.

FIGURE 2.3 – Evolution des prix par groupe alimentaire – 1960-2008

Il peut apparaître excessif de considérer une période longue mais l'évolution ayant été relativement irrégulière, prendre une année de départ éloignée réduit l'influence du choix de l'année de base. Sur longue période, les prix des principaux groupes alimentaires suivent un rythme de croissance relativement proche. Selon l'Indice des prix à la consommation, le prix des produits à base de blé, notamment les pâtes alimentaires et le pain, a augmenté de 6,4% et de 7,1% en moyenne par an, respec-

14. Les tableaux, agrandis, sont reportés à l'annexe 2.2.

tivement de 1960 à 1980 et de 1980 à 2008. Ces hausses sont bien plus importantes que celle de tous les autres produits alimentaires, qui n'était que de 2,7%.

En ce qui concerne les viandes, on observe une relative stagnation des prix après une forte augmentation dans les années 1970 et jusqu'au début des années 1980 (Figure 2.3). Le prix relatif du boeuf, en particulier, a augmenté d'environ 15% entre 1960 et 1973 et a ensuite baissé régulièrement. Son niveau est aujourd'hui inférieur de 10% à celui de 1960 (Combris, 2003). Cette tendance s'explique en grande partie par une des transformations majeures des comportements alimentaires observée durant ces cinquante dernières années : les produits d'origine animale, en particulier la viande et les produits laitiers, se sont progressivement substitués aux produits d'origine végétale dans les années 1960-1970 avant d'épuiser leurs potentiels de croissance à partir des années 1970-1980. Or, suivant l'une des plus anciennes lois de l'économie, les prix varient en sens inverse des niveaux de consommation. On peut également relever une forte variabilité des cours depuis la fin des années 1990 et 2000, qui coïncide avec les diverses crises sanitaires. Il en va de même pour les produits laitiers dont les prix augmentent substantiellement au cours des années 1970-1980 (Figure 2.3), période qui correspond à la phase d'engouement des français pour les produits laitiers et en particulier les yaourts (Fouquet, 1970). A la différence des produits carnés, les producteurs de produits laitiers ont pu diversifier leur offre et maintenir ainsi l'attrait pour ces aliments. En matière de fruits et légumes, les prix suivent la tendance générale, à l'exception d'un bref sursaut en 1991-1992 qui correspond à « l'année terrible »¹⁵ dans la filière avec la sécheresse de 1992 et surtout la réforme de la PAC (Berger, 2007).

Prévisions et premiers résultats pour la période 2007-2008

Par rapport au premier semestre 2007, la hausse de l'indice des prix à la consommation est passé de 1% à 2% en octobre 2007 (Guédès, 2008). Six mois plus tard, en mars 2008, les prix augmentaient de 3,2% en glissement annuel. Cette accélération de l'inflation depuis l'automne 2007 est observée dans tous les pays de l'Union Européenne, avec une hausse de 3,6% enregistrée pour la zone Euro. Cette tendance à la hausse du niveau général de l'indice est observée dans presque toutes les fonctions

15. Source : Sénat, rapport d'information du Sénat - Session ordinaire 1996-1997 - n. 354.

de consommation. La hausse de prix la plus significative concerne les produits énergétiques et les produits alimentaires. En moyenne de mars 2007 à mars 2008, les prix alimentaires ont donc augmenté de 5%. Les produits à base de céréales et les produits laitiers sont les plus concernés par cette hausse : pâtes alimentaires (+16%), oeufs (+14%), lait (+12%), beurre (+10%), farine (+10%), riz (+9%), fromages (+8%), yaourt (+7%)¹⁶.

2.3 Prévalence de l'obésité et autres pathologies liées à l'alimentation

Classée depuis 1997 comme maladie par l'OMS, l'obésité est aujourd'hui identifiée comme une épidémie mondiale, à l'origine ou associée à d'autres pathologies, essentiellement les maladies cardio-vasculaires, le diabète de type 2 et certains cancers.

Evolution de l'obésité et du surpoids

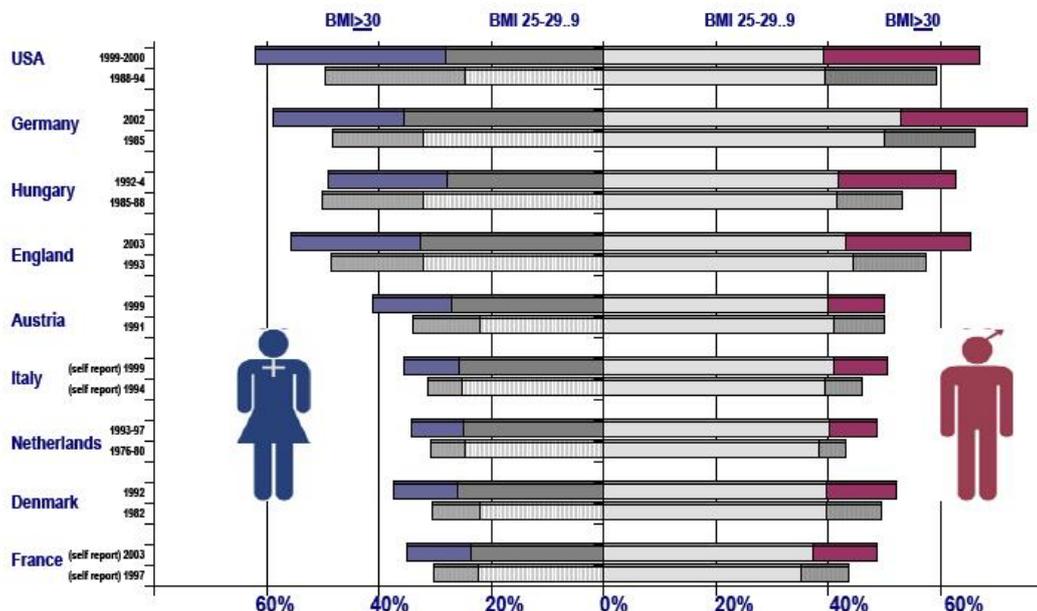
L'obésité et le surpoids correspondent à une accumulation excessive de masse grasse corporelle. La distinction entre obésité et surpoids tient à des seuils d'excès pondéral différents et, en conséquence, à des impacts sur la santé plus ou moins graves. L'Indice de Masse Corporelle (IMC) permet d'évaluer la corpulence d'un individu. Son calcul est le suivant : $IMC = Poids/Taille^2$, où le poids est exprimé en kilo et la taille en mètre. A partir de seuils, la valeur de l'IMC permet de définir quatre grandes catégories de corpulence chez l'adulte, de la maigreur à l'obésité morbide¹⁷. L'IMC est une méthode fiable pour une population adulte de 20 à 65 ans, mais ne peut pas être utilisée pour les femmes enceintes, les athlètes ou encore les enfants.

Au niveau européen, l'International Obesity Task Force (IOTF) relève des prévalences du surpoids plus élevées chez les hommes (de 40 à 50% de la population adulte selon les pays) que chez les femmes (de 25 à 35%) (Figure 2.4). En matière d'obésité, les niveaux apparaissent équivalents entre les deux sexes (de 10 à 25%). Pour les enfants, de 10 à 30% d'entre eux sont considérés en surpoids selon les pays

16. Source : DGCCRF, Observatoire des prix, 2009.

17. cf. : Annexe 2.1.

(obésité incluse). C'est essentiellement dans les pays du sud de l'Europe que les taux de prévalence sont les plus forts (Crète, Malte, Espagne, Italie), ainsi qu'en Angleterre et en Irlande¹⁸.



Source : IOTF, *EU Platform on Diet, Physical activity and Health*, 2005.

FIGURE 2.4 – Prévalence de l'obésité chez les adultes dans les pays développés

En France, l'Etude Nationale Nutrition Santé (ENNS) a enregistré une prévalence moyenne de 32,4% pour le surpoids et de 16,9% pour l'obésité chez les adultes de 18 à 74 ans en 2006. Ces prévalences semblent augmenter avec l'âge. L'ENNS relève que le surpoids est plus fréquent chez les hommes (41%) que chez les femmes (24%) à la différence de l'obésité, touchant également hommes (16,1%) et femmes (17,6%). Chez les enfants de 3 à 17 ans, la prévalence du surpoids est de 14,3%, celle de l'obésité de 3,5%, sans différence significative entre garçons et filles. Seule la prévalence du surpoids est plus élevée chez les filles de 3-10 ans (18,1%) que chez les garçons du même âge (8,5%).

Les résultats de l'Enquête sur la Prévalence de l'Obésité et du Surpoids (OBEPI), réalisée sur des données transversales en 1997, 2000, 2003, 2006 et 2009 auprès de 20000 foyers représentatifs de la population française adulte, confirment la progression de l'obésité en France. Alors que le surpoids touchait 28,5% de la population

18. Source : ANIA, Alimentation et nutrition, 2008.

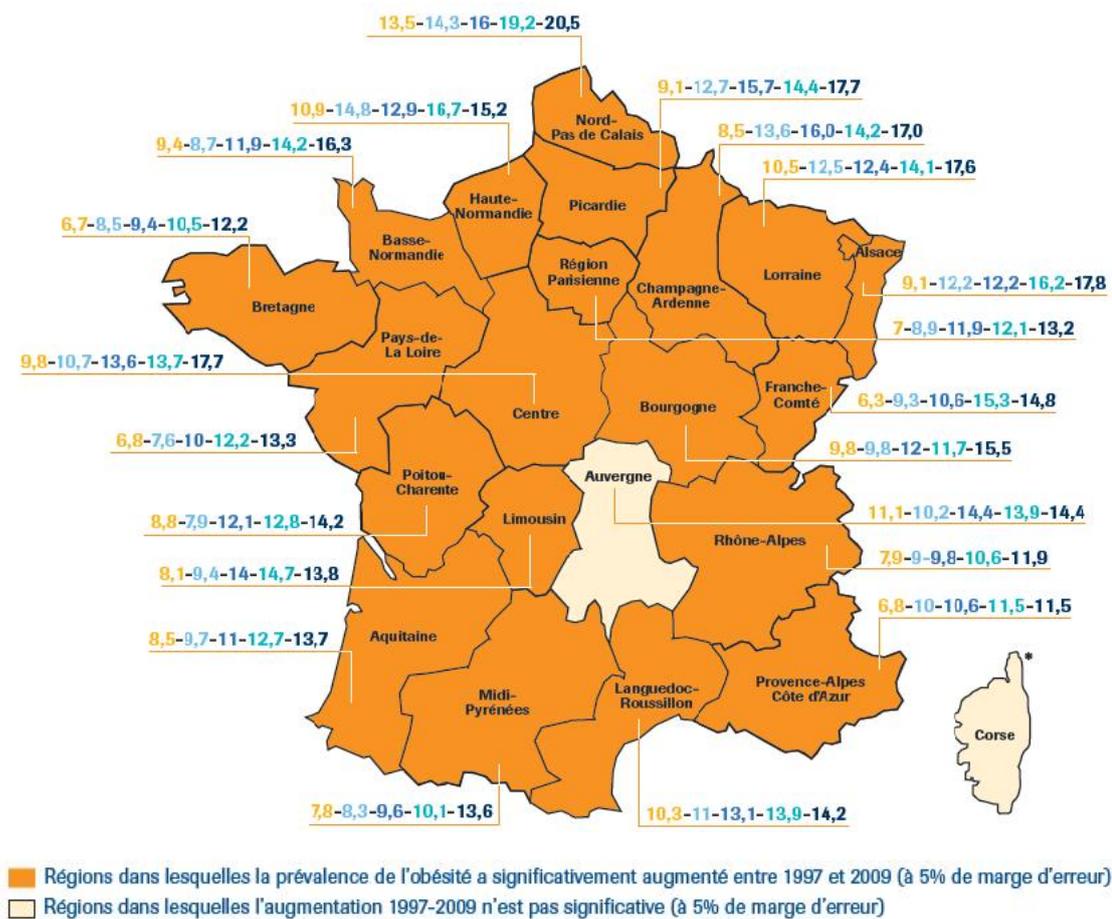
adulte et l'obésité 8,2% en 1997, la prévalence du surpoids est de 31,9% et celle de l'obésité de 14,5% en 2009. A noter qu'il s'agit de données déclaratives, certainement inférieures aux valeurs réelles. La prévalence du surpoids augmente donc à un rythme légèrement ralenti. En revanche, l'augmentation de l'obésité est régulière, à un taux moyen de 5,9% par an depuis 12 ans. On constate en particulier un accroissement des formes graves d'obésité. La fréquence des obésités sévères (indice de masse corporelle supérieur à 35), les plus à risques sur le plan médical, est ainsi passée de 1,5% en 1997 à 3,9% en 2009.

Sur la période 1997-2009, la hausse est plus rapide chez les femmes (+82%) que chez les hommes (+56%). Par ailleurs, la fréquence de l'obésité est inversement proportionnelle au niveau d'instruction et touche en particulier les populations les plus défavorisées. Depuis 1997, les différences géographiques se sont renforcées entre le Nord et l'Est, où la prévalence de l'obésité demeure la plus forte, et le sud-ouest et la zone méditerranéenne, où elle est la plus faible. Le Nord (20,5%), l'Est (17%) et le Bassin Parisien (16,6%) accusent les plus fortes prévalences d'obésité en 2009. Les régions de l'Est (+82,8%) et la région parisienne (+88,6%) subissent en particulier les plus fortes évolutions de l'obésité depuis 1997 (Figure 2.5). De même, les écarts se sont creusés entre les catégories socioprofessionnelles. L'obésité augmente ainsi beaucoup plus vite depuis les années 90 chez les agriculteurs ou les ouvriers que chez les cadres et professions intellectuelles (de Saint Pol, 2007).

Les causes de l'obésité sont complexes et mêlent facteurs génétiques prédisposants et déséquilibre durable entre apports alimentaires et dépenses énergétiques. De même, le surpoids est déterminé par la différence entre l'énergie provenant de la consommation alimentaire et la dépense d'énergie liée au métabolisme de base et aux activités physiques quotidiennes. Des facteurs environnementaux et génétiques peuvent à nouveau influencer les besoins et les dépenses quotidiens en énergie. L'obésité est reconnue comme un facteur de risque dans plusieurs pathologies graves, comme les maladies cardiovasculaires et le diabète.

Evolution des maladies cardio-vasculaires

Les maladies cardio-vasculaires touchent le coeur et les vaisseaux sanguins avoisinants et peuvent prendre de multiples formes (hypertension, maladie coronarienne,



Source : OBEPI, *Enquête nationale sur la prévalence de l'obésité et du surpoids en France*, 2009.

FIGURE 2.5 – Evolution de la prévalence de l'obésité par région 1997-2009

cardiopathie, etc.). Elles sont la première cause de mortalité en France (32% des décès)¹⁹ et dans l'Union européenne (40% des décès)²⁰. En 2004, les décès par tumeurs auraient cependant supplanté les décès par maladies cardiovasculaires : 30% pour les tumeurs contre 29% pour les maladies cardiovasculaires (Cambou, 2008).

Au cours de la période 1985-1994, une baisse de l'incidence et de la mortalité par maladie coronaire a été enregistrée en France²¹. (Montaye *et al.*, 2006) rapportent que la baisse de la mortalité s'est poursuivie en France de 1997 à 2002 mais pas l'incidence des maladies coronaires. L'analyse des taux d'événements, d'incidence et de mortalité coronaire par sexe et par tranche d'âge met en évidence une plus

19. Source : Ministère de la Santé, Rapport « Pour une politique nutritionnelle de santé publique en France » (Hercberg et Tallec, 2000).

20. Source : Commission européenne, DG de la Santé et des Consommateurs.

21. Source : OMS, Etude MONICA (Ducimetière *et al.*, 2006).

forte probabilité de réalisation pour l'homme et une augmentation importante avec l'âge (Ducimetière *et al.*, 2006). Selon OBEPI, entre 2000 et 2006, la prévalence de l'hypertension dans la population aurait augmenté de 18,5% et celle des dyslipidémies de 21%. Pour l'hypertension, la CNAMTS²² fait état d'une augmentation de 22% de la population sous traitement. Il convient de préciser que les prévalences du surpoids et de l'obésité sont respectivement de 40,1% et de 34,2% pour les sujets atteints d'hypertension artérielle, et de 44,5% et de 25,2% pour les sujets atteints de dyslipidémie²³.

Evolution du diabète de type 2

Toujours selon l'étude OBEPI, la prévalence du diabète traité aurait augmenté de 28% dans la population générale entre 2000 et 2006, soit un taux d'accroissement annuel moyen de 4,3%. Le rapport de la CNAMTS (2006) attribue 0,9% à la croissance annuelle constatée du diabète à l'effet du vieillissement (Vallier *al.*, 2006)²⁴. Il convient également de rappeler que la progression du nombre des diabétiques est en partie imputable à un abaissement de 1,40 à 1,26 du seuil glycémique comme critère de diagnostic en 2007. Enfin, l'InVS prévoit une croissance de 50% de patients diabétiques sur la période 1999-2016 en imputant à l'obésité 50% de cette progression (Bonaldi *et al.*, 2006).

Quelles que soient les études, toutes relèvent une progression rapide des maladies chroniques non-transmissibles, en grande partie imputable à un déséquilibre pondéral, sur les 20 dernières années avec une accélération depuis le début des années 2000. Ces grandes tendances ont justifié que soient commanditées plusieurs études sur les stratégies à mettre en place pour les inverser. L'inspection générale des finances et l'inspection générale des affaires sociales ont notamment remis un rapport en juillet 2008 sur la pertinence et la faisabilité d'une politique de taxation nutritionnelle dont nous aurons l'occasion de reparler plus loin dans ce travail.

22. Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés.

23. Source : IGAS/IGF, Rapport sur la pertinence et la faisabilité d'une politique de taxation nutritionnelle, 2008

24. Source : *ibidem*

3 Alimentation et santé des populations

Les liens entre l'alimentation et la santé sont aujourd'hui bien documentés. Plusieurs études cliniques et enquêtes épidémiologiques établissent en particulier l'effet préventif d'une alimentation équilibrée sur la santé. Différentes pyramides alimentaires ont tenté de synthétiser et de traduire ces informations en recommandations. Cependant, selon l'enquête CCAF²⁵ (2004), une forte proportion des adultes se situe en deçà des besoins nutritionnels moyens (Hébel, 2007a). Au regard des principales tendances présentées auparavant, il convient de s'interroger sur les déterminants sociaux des choix alimentaires et de la santé, et d'aborder en particulier la question de l'intervention publique en matière de nutrition.

3.1 Régime alimentaire et maladies chroniques non-transmissibles

L'OMS et la FAO, au niveau international, l'INSERM, l'InVS, l'AFSSA et l'INRA, pour la France, ont publié récemment différents rapports revenant sur les liens entre apports nutritionnels et état clinique. Il ressort de ces travaux scientifiques l'importance des comportements alimentaires dans le développement de certaines pathologies chroniques non-transmissibles (Oberti, 2009). Ces travaux suggèrent notamment l'existence d'un impact positif de la consommation de fruits et légumes et d'une limitation des graisses sur les maladies chroniques non-transmissibles. Cette reconnaissance est due à la composition riche en fibres, en vitamines et en oligo-éléments des fruits et légumes (Besançon *et al.*, 2000). Les autorités de santé publique appellent ainsi à consommer plus de fruits et légumes pour couvrir les besoins, notamment chez les petits consommateurs.

Apports nutritionnels et état clinique

Il ressort des principales études s'intéressant au lien entre état clinique et consommation alimentaire, que l'amélioration du régime alimentaire a permis de diminuer la prévalence de certaines maladies, dont les maladies cardio-vasculaires et certains

25. Comportements et Consommations Alimentaires en France.

cancers (Dubois, 2006). Ces études indiquent une corrélation entre la qualité nutritionnelle du régime alimentaire et quelques indicateurs de santé (incidence, mortalité, morbidité, etc.). Ces résultats mettent principalement en cause une alimentation trop riche en graisses (notamment saturées) et pauvre en sucres complexes, alors que les recommandations nutritionnelles soutiennent l'importance des apports en vitamines, minéraux, fibres et molécules antioxydantes. Une alimentation équilibrée, notamment riche en fruits et légumes, permettrait une réduction substantielle de l'obésité et du surpoids, des risques associés aux maladies cardio-vasculaires, du diabète de type 2 et de certains cancers.

L'alimentation et les habitudes de vie jouent un rôle important dans l'étiologie des maladies cardiovasculaires. Plusieurs nutriments comme les acides gras saturés, les acides gras trans et le sel affectent les principaux facteurs de risque et la survenue des accidents vasculaires. Dans leurs meta-analyses, He *et al.* (2006) et He *et al.* (2007) explorent en particulier la relation entre les fruits et légumes et les accidents cardiovasculaires et cardiopathies ischémiques. Ils concluent qu'une consommation quotidienne de 5 portions de fruits et légumes, conforme aux recommandations, conduit à une diminution de 26% du risque d'accident vasculaire cérébral et de 17% pour les cardiopathies ischémiques. Par ailleurs, l'hypertension artérielle est un facteur de risque majeur d'accident vasculaire cérébral, de maladie cardiovasculaire (infarctus du myocarde, insuffisance cardiaque) et d'atteinte rénale vasculaire. De nombreux arguments soutiennent un effet possible de la consommation de fruits et légumes sur la régulation de la pression artérielle, notamment en raison de ses apports en magnésium et potassium (Ascherio *et al.*, 1992 ; Dyer *et al.*, 1994 ; Stamler *et al.*, 1996, cités par Amiot-Carlin *et al.*, 2007).

Le Centre national d'études et de recommandations sur la nutrition et l'alimentation (CNERNA) ainsi que le comité britannique *Committee on medical aspects of food and nutrition policy* (COMA) ont examiné le lien entre les cancers et l'alimentation. Il ressort de ces études qu'une alimentation équilibrée pourrait jouer un rôle dans la prévention de certains types de cancers. On observe en effet une relation inverse entre la consommation de fruits et légumes, et la survenue de cancers de l'estomac, du poumon et de la vessie et, dans une moindre mesure, de l'oro-pharynx. Il convient également de prendre en considération non seulement l'effet propre de

l'alimentation sur les risques de cancer mais aussi leur effet indirect via le surpoids et l'obésité. Le surpoids et l'obésité ont été reconnus comme des facteurs de risque pour les cancers du côlon, du rein, de l'oesophage, du sein et de l'utérus (Gerber, 2001).

A l'opposé du diabète de type 1²⁶, le diabète de type 2 est une maladie nutritionnelle largement liée à la situation d'abondance alimentaire et de faible activité physique. Une plus grande consommation de fruits et de légumes a été reconnue susceptible de réduire les risques de développer un diabète, en particulier chez les femmes (Ford et Mokdad, 2001).

Les bienfaits de la consommation de fruits et légumes

Les fruits et légumes font l'objet de recommandations nutritionnelles de la part de la FAO et de l'OMS. Leur consommation est considérée bénéfique pour la santé en raison de ses apports en nutriments et de ses effets protecteurs contre certaines maladies chroniques non-transmissibles (Ness et Powles, 1997). Leurs bienfaits viennent de leur composition ; ils associent en effet une forte densité nutritionnelle à un apport calorique faible et une grande richesse en vitamines et minéraux. En particulier, les fruits et légumes constituent une importante source en vitamines A, B et C, folates et minéraux. Au niveau nutritionnel, les fruits et légumes, en particulier frais, contiennent de nombreux microconstituants comme les polyphénols, les caroténoïdes, le lycopène ou la lutéine, les composés soufrés (glucosinolates et sulfures d'allyle) et les phytostérols (Amiot-Carlin *et al.*, 2007).

Ils sont tout d'abord une source naturelle de fibres végétales (en particulier les fruits oléagineux et les céréales complètes) et de fibres spécifiques (pectines, et certaines hémicelluloses). Alors que les premiers sont connus pour leurs effets protecteurs contre un certain nombre de cancers et maladies cardio-vasculaires, les seconds limitent l'assimilation du cholestérol. Plusieurs études épidémiologiques ont en effet mis à jour la relation quantité de fibres ingérées et maladies cardiovasculaires (Krombout *et al.*, 1982 ; Rimm *et al.*, 1996 ; Pietinen *et al.*, 1996, cités par Amiot-Carlin *et al.*, 2007).

Les fruits et légumes frais et leurs produits dérivés (jus de fruits, soupes, etc.)

26. Le diabète de type 1 est une affection immunitaire de la cellule β du pancréas.

sont également de grands contributeurs en vitamine C. La vitamine C assure deux fonctions principales. D'une part, elle est caractérisée par un très fort potentiel antioxydant et, d'autre part, elle joue « un rôle de cofacteur dans les réactions d'hydroxylation catalysées par les oxygènes » (Combris *et al.*, 2007, p. 26). Par ailleurs, les fruits et légumes de couleur orange (carottes, potiron, melons, abricots, agrumes, mangues) mais aussi les légumes feuilles (choux verts, épinards et brocolis) constituent les principales sources de caroténoïdes pro-vitaminiques A. Enfin, les fruits et légumes sont également riches en potassium et magnésium, éléments minéraux indispensables (Oberti, 2009).

Le rôle de l'alimentation est primordial. Toutefois, la faible activité physique, ou plus exactement la sédentarité, apparaît également comme un déterminant majeur de l'obésité, facteur aggravant pour toutes les pathologies mentionnées plus haut.

3.2 Inégalités sociales et nutrition

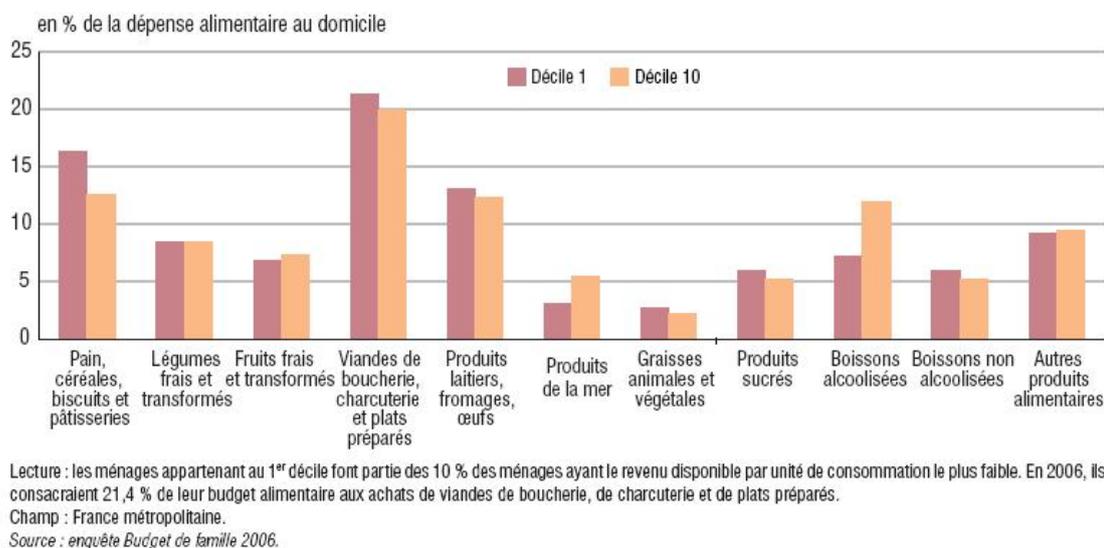
Les apports nutritionnels jouent donc un rôle dans le développement d'un certain nombre de pathologies. On observe cependant que la consommation alimentaire et ses apports nutritionnels sont souvent associés au statut socio-économique des individus, en particulier à leurs niveaux de revenu, éducation et emploi. L'étude de la distribution sociale du régime alimentaire fait en effet apparaître un gradient social de la qualité nutritionnelle de la ration (Darmon et Drewnowski, 2008). L'importance du statut social de l'individu dans ses choix alimentaires est par ailleurs compliquée par la dimension culturelle attachée à l'alimentation (Poulain, 2001). Les aliments sont en effet plus que de simples substances nutritives : ils constituent une composante clef de notre culture. Il convient donc de penser, en retour, l'impact des transformations sociales sur les habitudes alimentaires.

Distribution sociale des inégalités nutritionnelles

De manière générale, l'alimentation n'est pas « intrinsèquement différente entre les ménages défavorisés et le reste de la population » (Caillavet *et al.*, 2003, p. 283). On relève cependant, tout d'abord, deux caractéristiques principales de l'alimentation des ménages les plus démunis : d'une part, la part de leur budget consacrée à

l'alimentation est plus élevée et, d'autre part, le poids de la consommation à domicile est plus important par rapport au hors-foyer (Caillavet *et al.*, 2009).

La structure des dépenses de consommation alimentaire varie peu selon le niveau de vie (Figure 2.6). On note même, pour l'alimentation à domicile, une réduction des écarts de consommation par groupe alimentaire entre les différents déciles de revenu (Nichèle *et al.*, 2008). La baisse de la consommation de produits carnés, par exemple, attribut quasi-symbolique du régime alimentaire des classes aisées (Barthes, 1970), a contribué à aplanir les différences de comportements d'achat. Essentiellement, les poissons et produits de la mer, les boissons alcoolisées, les fruits frais et transformés sont sous-représentés dans l'alimentation des ménages les plus défavorisés qui leur préfèrent les produits céréaliers, les corps gras et les viandes.



Source : Insee, *Cinquante ans de consommation en France*, Caillavet *et al.*, 2009a.

FIGURE 2.6 – Parts budgétaires des produits alimentaires selon les déciles extrêmes de revenu disponible par unité de consommation

Cependant, un certain nombre de faits, imputables au niveau de vie des individus, persistent et marquent des inégalités nutritionnelles. Ainsi, le poids de la consommation des repas hors domicile progresse avec le niveau de vie. Par ailleurs, la dépense alimentaire à domicile moyenne par personne augmente avec le revenu, passant de 138 euros/mois pour le premier décile à 242 euros/mois dans le dernier (Caillavet *et al.*, 2009).

De manière plus substantielle, si les quantités agrégées par grands groupes d'aliments ne reflètent pas les différences dans la gamme et la qualité des produits, à un niveau plus détaillé, Bertail *et al.* (1998, cité par Caillavet *et al.*, 2003) montrent la plus forte hétérogénéité sociale de la consommation alimentaire. En outre, Caillavet *et al.* (2009) rapportent que les écarts sont plus accentués entre catégories socioprofessionnelles (qu'entre déciles de revenu). Ils constatent que les cadres consacrent une part plus importante de leur budget alimentaire aux produits de la mer, aux fruits et aux boissons alcoolisées que les ouvriers. De la même manière, les plus diplômés dépensent proportionnellement plus en produits de la mer ou fruits, et moins en viandes et graisses que leurs homologues moins diplômés. A noter que ces différences peuvent également s'expliquer, en partie, par les effets générationnels et leur impact sur les habitudes de consommation. On relève aussi une certaine différenciation en termes de pratiques alimentaires, en particulier en ce qui concerne les modes d'approvisionnement des ménages, lieux et occasions de consommation (Cesar, 2006).

En matière d'équilibre nutritionnel, il semble également exister une certaine corrélation entre apports alimentaires et revenu ou niveau d'éducation en France (Recours et Hebel, 2006a). On observe en particulier une plus forte prévalence de déficiences nutritionnelles, et d'obésité, au sein des populations les plus démunies²⁷. Cependant, les déséquilibres alimentaires ne se limitent pas aux ménages à faible revenu. En effet, plus de la moitié des adultes de plus de 15 ans ne satisfont pas leurs besoins nutritionnels moyens en magnésium, fibres, vitamine C et vitamine B9 (Hébel, 2007a). Maillot *et al.* (2007) rapportent que la qualité nutritionnelle des aliments est statistiquement corrélée au coût de la ration. Les contraintes budgétaires semblent en particulier orienter les choix alimentaires des plus défavorisés vers une alimentation de forte densité énergétique (Darmon *et al.*, 2003) et de faible qualité nutritionnelle (Darmon *et al.*, 2002).

Transformations sociales et apports nutritionnels

Plusieurs chercheurs ont étudié les différences socio-économiques et culturelles des habitudes alimentaires et les tendances ethnocentriques qu'elles révèlent (Koc et Welsh, 2002). Ils examinent notamment l'incidence des facteurs personnels, culturels,

27. Source : CNA, Avis sur l'exclusion sociale et l'alimentation, 2002.

historiques, sociaux et économiques sur nos choix alimentaires. Ainsi, l'industrialisation ou encore l'allongement de l'espérance de vie dans nos sociétés ont entraîné une série de transformations sociales importantes, notamment sur la disponibilité ou encore la qualité des aliments (Dubois, 2006). On observe également que la structure et l'organisation des repas a changé. Traditionnellement composés de trois plats (entrée, plat garni et fromage ou dessert), les repas, normes et pratiques, évoluent vers plus de grignotage, des horaires du repas moins réguliers, l'apparition du plateau-repas ou encore l'essor des produits exotiques (Hébel et Recours, 2006). Par ailleurs, les repas pris hors domicile, souvent limités à un seul plat ou sandwich, ont progressé. Ces transformations sont susceptibles d'avoir des conséquences sur l'équilibre nutritionnel. Il convient cependant de se garder d'interpréter tous les phénomènes de transformation sociale des habitudes alimentaires comme nécessairement néfastes.

3.3 Les politiques alimentaires et les recommandations nutritionnelles

L'agriculture a longtemps représenté le principal moteur de la politique alimentaire. Certes, la salubrité est déjà une préoccupation au début du XIX^{ème} siècle²⁸. Les premiers règlements sur les aliments prévoyant des mesures d'hygiène et de prévention de leur altération datent en effet du XIX^{ème} siècle (Bruegel et Stanziani, 2004). Il s'agit là de mesures importantes, mais qui ne reflètent pas le rapport essentiel entre l'alimentation et la santé. C'est seulement récemment, à partir des années 1930, que le développement des connaissances nutritionnelles a permis la prévention de certaines maladies dégénératives, signalant pour Poulain (2001) le début de la médicalisation de l'alimentation quotidienne. La deuxième partie du XX^{ème} siècle est marquée par une situation de pléthore alimentaire. Lorsque les crises se sont multipliées (salmonelles, listérioses, pesticides, E. coli, nitrates, OGM, ESB, etc.) et que « l'acceptation sociale des objectifs sectoriels est devenue problématique, l'intérêt sanitaire des consommateurs a surgi comme une préoccupation publique » (Bruegel et Stanziani, 2004, p. 11). Le Programme National Nutrition-Santé, introduit en 2001, a constitué une innovation et peut être considéré comme la première

28. Des préoccupations d'ordre de santé publique liées à l'alimentation apparaissent à la fin du XVIII^{ème} siècle (Bruegel et Stanziani, 2004).

politique nutritionnelle posant le lien entre les systèmes de production alimentaire, l'alimentation et l'état de santé.

Le développement d'une politique nutritionnelle : Le PNNS

L'objectif général du Programme National Nutrition-Santé (PNNS) est l'amélioration de l'état nutritionnel et de santé de la population. La liste des objectifs principaux, définis en 1999 par un comité d'experts coordonné par Serge Hercberg et Arnaud Basdevant, est donnée à l'annexe 2.3. Il s'agit principalement d'encourager la consommation de certains aliments (fruits et légumes) et nutriments (glucides complexes, fibres, calcium, vitamine D) et, inversement, de limiter la part d'autres apports (alcool, lipides, acides gras saturés).

Le PNNS consiste en une variété de mesures et de programmes qui, dans leur ensemble, visent une analyse de l'état nutritionnel de la population française et une surveillance des facteurs de risque des maladies chroniques liés à la nutrition. Les systèmes de surveillance classiques portent essentiellement sur la mortalité et l'incidence des maladies. Ces systèmes sont appropriés pour les pathologies dont l'élimination de la cause a un impact immédiat sur les symptômes. Ils sont cependant inadaptés dans le domaine des maladies chroniques dites nutritionnelles pour lesquelles l'exposition à un facteur de risque et les premières manifestations cliniques peuvent être séparées de plusieurs années. De même, plusieurs années sont généralement nécessaires avant que les modifications de l'exposition se traduisent par des changements de l'incidence de la maladie. Dans ce contexte, la surveillance des maladies apparaît moins pertinente que la surveillance des facteurs de risque dans le cadre d'une politique de prévention.

Réduire les facteurs de risque nutritionnels

Il convient donc de surveiller la distribution de certains facteurs de risque dans la population. L'âge, le sexe, la situation socio-économique et culturelle, les particularités régionales et les prédispositions génétiques ont notamment été identifiés comme les principaux facteurs de risque des maladies chroniques non-transmissibles. Un certain nombre de facteurs de risque nutritionnels ont également été identifiés comme des déterminants importants des maladies chroniques. Ces facteurs fournissent des

indicateurs à court terme qui permettent d'identifier des stratégies de prévention.

Plus précisément, l'évolution de la prévalence de l'exposition à des facteurs de risque alimentaire (par exemple la consommation de graisses saturées), des variables biologiques (par exemple la pression artérielle ou le cholestérol plasmatique) ou des habitudes de vie (par exemple l'activité physique ou le tabagisme) peuvent être des indicateurs précoces de pathologies liées à l'alimentation. L'objectif est donc d'intervenir, par l'intermédiaire de modifications alimentaires ou du mode de vie, sur ces facteurs choisis pour leur particulière dépendance aux déterminants nutritionnels.

Les facteurs de risque retenus sont des facteurs de risque mesurables. Trois classes d'indicateurs ont été retenues correspondant aux trois dimensions de la politique :

- des indicateurs du comportement alimentaire (consommation de fruits et légumes, de calcium, de graisses et de graisses saturées, de sucres simples et complexes, d'alcool),
- des marqueurs de l'état nutritionnel (cholestérolémie, tension artérielle, corpulence),
- et des indicateurs de l'hygiène de vie en relation avec l'alimentation (activité physique, tabagisme).

L'augmentation de l'activité physique fait également partie, en particulier depuis le PNNS 2, des objectifs visés. Le PNNS constitue donc le socle des repères nutritionnels et l'organe décisionnaire d'une politique alimentaire de santé publique. Il est attendu qu'il orchestre la diffusion de l'information nécessaire à l'orientation des choix des consommateurs vers un état nutritionnel satisfaisant. Un dernier volet vise à impliquer les industriels de l'agro-alimentaire et la restauration collective, ainsi que la grande distribution. Il est notamment envisagé d'améliorer la qualité nutritionnelle de l'approvisionnement alimentaire et l'étiquetage nutritionnel. Depuis 2007, des chartes d'engagements volontaires de progrès nutritionnel sont proposées aux exploitants du secteur alimentaire. Ces derniers s'engagent alors à modifier la composition nutritionnelle de leurs produits, afin notamment de réduire les teneurs en sel, glucides simples, lipides totaux et acides gras saturés.

4 Mesurer la qualité nutritionnelle du panier alimentaire

Il est relativement complexe d'évaluer l'alimentation humaine. Cette difficulté tient en grande partie à la nécessité de prendre en compte le panier alimentaire dans sa globalité. En effet, quand bien même les allégations santé par aliment peuvent être correctes, une absence de vision globale du panier pourrait mener à des absurdités en termes nutritionnels. On parle généralement d'équilibre alimentaire. A cette fin, les nutritionnistes traduisent les données physiologiques et épidémiologiques en nutriments, dénominateurs communs de notre alimentation. Certains nutritionnistes, pour croiser différentes dimensions de l'équilibre alimentaire, introduisent également des recommandations en termes d'aliments. Le danger est alors l'empilement ou l'addition des recommandations.

4.1 Apports nutritionnels et équilibre alimentaire

Les connaissances expérimentales et cliniques, d'une part, des apports nutritionnels des aliments et, d'autre part, des besoins en nutriments des individus se sont considérablement précisées. En revanche, sur le plan de l'expression en termes d'aliments, le discours est plus délicat et les déviations possibles (Lecerf, 2003).

Aliments et nutriments

La traduction des recommandations nutritionnelles en un message en termes d'aliments est problématique. Contrairement aux nutriments, aucun aliment n'est universel et indispensable. L'aliment n'est en quelque sorte qu'un composé ou, pour employer une expression plus économique, qu'un panier de nutriments, présents dans des teneurs plus ou moins importantes. Aussi est-il rare d'entendre un nutritionniste condamner définitivement un aliment. Tout au plus en conseille-t-on une consommation limitée. Plusieurs « voies alimentaires » peuvent donc permettre d'atteindre un état nutritionnel satisfaisant. Cet aspect de la nutrition impose donc de prendre en compte la totalité de la consommation alimentaire pour en évaluer la qualité. Nous verrons plus loin que nous estimerons un système complet de demande.

L'« atomisation » du panier alimentaire en ses composants nutritionnels permettrait d'envisager la consommation alimentaire dans sa globalité comme une combinaison de nutriments. Cependant, ce sont bien des produits alimentaires que consomme l'individu et non des nutriments. Cette dimension est particulièrement essentielle en économie dans la mesure où l'unité d'analyse est l'objet du choix de l'agent, en l'occurrence le produit. L'intervention économique ne peut d'ailleurs se faire directement que sur les produits alimentaires. La difficulté dans ce travail consiste à retenir un indicateur, fonction des quantités consommées d'aliments, accepté par la majorité de la communauté des nutritionnistes, permettant de prendre en considération la globalité du panier, sans ambiguïté, au moyen d'une expression algébrique utilisable dans les modèles économiques.

Taxonomie des indicateurs de qualité alimentaire et nutritionnelle

Les nutritionnistes ont donc développé depuis une soixantaine d'années une série d'indicateurs. Suivant Kant (1996), il est possible de les classer en trois grandes familles : *nutrient based/food based/comboination of food and nutrient*. Cette taxonomie des indicateurs de qualité alimentaire ou nutritionnelle illustre bien la difficulté de traduire les recommandations nutritionnelles en aliment. En ce qui concerne la troisième classe d'indicateurs, les indicateurs composites, une mesure du respect des apports nutritionnels (ANC en protéines, fibres, etc.) est généralement introduite, ainsi que des scores fonction des niveaux de consommation de certains groupes d'aliments (ex. : fruits et légumes). Par ailleurs, un indice de variété est ajouté. Il s'agit de synthétiser différentes dimensions de la consommation, telles que le respect de certains apports en nutriments et/ou de certains groupes alimentaires, la modération et la variété.

La tendance semble être aujourd'hui de privilégier les indicateurs composites (HEI, HDI, DQI) qui cherchent à prendre en considération le panier dans sa globalité et intègrent différentes dimensions de la consommation alimentaire. Cependant, cette approche présente au moins deux inconvénients, en particulier pour l'économiste. D'une part, l'exemple de la récente controverse²⁹ entre le département américain de l'agriculture, en charge des questions d'alimentation, et l'école de santé

29. cf. : Annexes 2.4.

publique de l'université Harvard au sujet de la détermination du nouveau *Healthy Eating Index* (HEI) montre à quel point cette approche, si elle ouvre des voies de recherches intéressantes, est encore insatisfaisante. S'il existe un certain consensus sur la définition, par exemple, de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles, la notion de qualité alimentaire devant être comprise comme un ensemble de critères à satisfaire, la définition de ceux-ci et leur hiérarchisation est plus problématique. D'autre part, les indicateurs composites, par nature, ne reposent pas sur une formulation algébrique simple et utilisable dans les modèles économiques.

Certains indicateurs se démarquent et occupent depuis quelques années l'attention particulière des nutritionnistes, en particulier en France. Une seconde ligne de démarcation nous paraît donc possible entre, d'une part, les indicateurs composites et, d'autre part, les indicateurs que nous appellerons *algébriques*.

4.2 Rations alimentaires et indicateurs de qualité

Nous présentons une liste, non exhaustive, des indicateurs en suivant la taxonomie de Kant (1996). Nous insisterons en particulier sur l'indicateur *Mean Adequacy Ratio* (MAR).

Le MAR et autres *Nutrient based indicators*

L'un des premiers indicateurs de qualité alimentaire disposant d'une forme algébrique simple est certainement le *Mean Adequacy Ratio* (MAR) qui est un score d'adéquation aux recommandations nutritionnelles (Madden et Yoder, 1972). Cette moyenne, généralement non pondérée, des *Nutrient Adequacy Ratio* est encore souvent utilisée comme indicateur de référence. Sa construction a inspiré toute une série d'indicateurs.

$$NAR_{ij} = \frac{NUT_{ij}}{ANC_j} \quad (2.1)$$

$$MAR_i = \frac{1}{n_n} \times \left(\sum_{j=1}^{n_n} \frac{NUT_{ij}}{ANC_j} \right) \times 100 \quad (2.2)$$

avec n_n , le nombre total de nutriments qualifiants pris en compte, NUT_{ij} , la

quantité du nutriment j dans 100g d'aliment i , ANC_j la recommandation journalière d'apport en nutriment j pour la population générale. Comme nous le verrons plus loin, se pose la question de savoir s'il convient de borner les NAR à 1.

Hansen *et al.* (1979, cité par Drewnowski et Fulgoni, 2008) ont été parmi les premiers à proposer une mesure de la densité nutritionnelle en rapportant les apports nutritionnels à l'énergie. D'abord sous le nom de *Food Quality Index* en 1973, puis sous celui de *Nutritional Quality Index* (NQI) en 1979, cet indicateur peut être compris comme le degré de respect des recommandations nutritionnelles nécessaire pour satisfaire les besoins en énergie (Drewnowski et Fulgoni, 2008), sur la base de 100kcal et 100g d'aliment.

$$NQI_{ij} = \frac{NUT_{ij}}{ANC_j} \sqrt{\frac{kcal}{100}} \quad (2.3)$$

Proche du NQI, on peut noter l'existence des indicateurs suivants *Nutritional Score*, *Diet Quality Score* et *DINE Score* (Kant, 1996).

Food based indicators

Il convient de rappeler qu'un certain nombre d'indicateurs ne jugent de la qualité du panier alimentaire qu'au regard des apports en aliments. On peut notamment mentionner le *Food Score* ou *Food Group Score*, qui consistent en des ratios fonctions de la présence ou non de certains aliments ou groupes alimentaires dans le panier. Dans cette classe d'indicateurs, il convient de noter en particulier les indicateurs de variété ou de diversité alimentaire tels que les *Dietary Variety Score* ou *Dietary Variety Score for Recommended Foods*.

Le *Dietary Variety Score* (DVS) est une mesure du nombre de produits alimentaires présents dans le panier alimentaire quotidien des ménages.

$$DVS = n_a \quad (2.4)$$

Kant et Thompson (1997) ont proposé une version quelque peu modifiée du DVS avec le *Dietary Variety Score for Recommended Foods* (DVSRF), où ils distinguent aliments à forte et faible densité nutritionnelle et ne calculent leur indicateur de

variété qu'au sein des aliments jugés bénéfiques pour la santé.

$$DVSRF = n_{a\text{forte}} \quad (2.5)$$

Le 'Dietary Diversity Score (DDS) est une mesure du nombre de groupes alimentaires représentés dans le panier alimentaire quotidien des ménages.

$$DDS = n_{ga} \quad (2.6)$$

Dans la mesure où la répartition des aliments dans le panier a également un impact sur la qualité de l'alimentation, Stewart et Harris (2005) proposent un indicateur de diversité alimentaire, dérivé de l'indice de Simpson ou Berry souvent utilisé en économie environnementale. Cet indicateur permet de prendre en compte la variété ainsi que l'équilibre du panier.

$$BI = 1 - \sum_{i=1}^{n_a} \left(\frac{q_i}{\sum_{i=1}^{n_a} q_i} \right)^2 \quad (2.7)$$

avec q_i , la quantité consommée en aliment i .

Drescher *et al.* (2007) poursuivent l'initiative de Stewart et Harris (2005) et développent un indice de Simpson pondéré : le *Healthy Food Diversity* (HFD). La notion d'équilibre alimentaire ne suppose pas une répartition équiprobable des aliments dans le panier. Au contraire, les recommandations nutritionnelles émises par les organismes de santé publique reposent sur une pyramide alimentaire. On affecte donc à la probabilité de tirer deux aliments identiques dans un panier un coefficient correspondant à l'occurrence souhaitée. Par exemple, en terme de portion, il est recommandé de consommer environ cinq fois plus de fruits et légumes que de viandes et poissons (cf. PNNS 2001).

$$HFD = \beta_i \left(1 - \sum_{i=1}^{n_a} \left(\frac{q_i}{\sum_{i=1}^{n_a} q_i} \right)^2 \right) \quad (2.8)$$

avec q_i , la quantité consommée en aliment i et β , le coefficient de pondération.

Indicateurs composites ou *Combination of food and nutrient*

On relève en particulier trois indicateurs composites intégrant des recommandations en termes de nutriments et d'aliments : le *Healthy Eating Index* (HEI), *Healthy Diet Indicator* (HDI) et *Diet Quality Index* (DQI) pour lequel il existe une version compatible avec des recommandations internationales *Diet Quality Index-International* (DQI-I). Afin d'illustrer notre propos, nous reprenons la présentation simplifiée publiée par l'USDA des critères d'évaluation du HEI (Figure 2.7). Il s'agit donc d'un « score à point » qui attribue une note en fonction de seuils, exprimés en portions, pour une sélection d'aliments et de nutriments présents dans le panier.

Healthy Eating Index—2005 components and standards for scoring¹			
Component	Maximum points	Standard for maximum score	Standard for minimum score of zero
Total Fruit (includes 100% juice)	5	≥0.8 cup equiv. per 1,000 kcal	No Fruit
Whole Fruit (not juice)	5	≥0.4 cup equiv. per 1,000 kcal	No Whole Fruit
Total Vegetables	5	≥1.1 cup equiv. per 1,000 kcal	No Vegetables
Dark Green and Orange Vegetables and Legumes ²	5	≥0.4 cup equiv. per 1,000 kcal	No Dark Green or Orange Vegetables or Legumes
Total Grains	5	≥3.0 oz equiv. per 1,000 kcal	No Grains
Whole Grains	5	≥1.5 oz equiv. per 1,000 kcal	No Whole Grains
Milk ³	10	≥1.3 cup equiv. per 1,000 kcal	No Milk
Meat and Beans	10	≥2.5 oz equiv. per 1,000 kcal	No Meat or Beans
Oils ⁴	10	≥12 grams per 1,000 kcal	No Oil
Saturated Fat	10	≤7% of energy ⁵	≥15% of energy
Sodium	10	≤0.7 gram per 1,000 kcal ⁵	≥2.0 grams per 1,000 kcal
Calories from Solid Fats, Alcoholic beverages, and Added Sugars (SoFAAS)	20	≤20% of energy	≥50% of energy

¹Intakes between the minimum and maximum levels are scored proportionately, except for Saturated Fat and Sodium (see note 5).
²Legumes counted as vegetables only after Meat and Beans standard is met.
³Includes all milk products, such as fluid milk, yogurt, and cheese, and soy beverages.
⁴Includes nonhydrogenated vegetable oils and oils in fish, nuts, and seeds.
⁵Saturated Fat and Sodium get a score of 8 for the intake levels that reflect the 2005 Dietary Guidelines, <10% of calories from saturated fat and 1.1 grams of sodium/1,000 kcal, respectively.

Source : USDA, *Healthy Eating Index factsheet*, 2005.

FIGURE 2.7 – Critères d'évaluation du *Healthy Eating Index*

De même, le DQI-I est un indice composite dans la mesure où il intègre quatre dimensions essentielles de l'alimentation : la variété, le respect des recommandations nutritionnelles, la modération et l'équilibre global du panier. Le détail de sa structure

est donné en annexe 2.5. Cet indice a été initialement conçu pour procéder à des études comparatives des situations nutritionnelles au niveau international. La variété alimentaire est estimée entre groupes alimentaires au niveau du panier ainsi qu'au sein du groupe alimentaire riche en protéines (viandes, poissons, oeufs, etc.).

4.3 Adéquation aux recommandations et apports nutritionnels conseillés

Dans le contexte actuel de progression de l'obésité, les recommandations nutritionnelles conduisent à privilégier une alimentation modérée en énergie, dense en nutriments et à faible teneur en sucre, sel et acides gras saturés. Darmon et Darmon (2008) ont ainsi été amenés à proposer deux nouveaux indicateurs de qualité nutritionnelle : Le LIM et le SAIN. Au-delà de l'activité physique, facteur essentiel de la non-prise de poids, il s'agit de proposer une mesure de l'équilibre nutritionnel d'un panier alimentaire et de déterminer la combinaison optimale d'énergie et des nutriments apportés par les aliments. Dans la mesure où la plupart des aliments présentent à la fois des qualités et des défauts nutritionnels, ce qui conduit un certain nombre de nutritionnistes à ne rejeter aucun aliment, Darmon et Darmon (2008) proposent l'introduction de deux indicateurs permettant d'envisager les aliments sous ces deux dimensions.

Le LIM

Le LIM (score des composés à LIMiter) indique de son côté, pour 100g d'aliment, les teneurs en trois composés jugés néfastes pour la santé et à limiter que sont le sucre, le sel et les acides gras saturés. De manière analogue au MAR, le LIM est exprimé pour 100g d'aliment. La formule du LIM est la suivante pour l'aliment i :

$$LIM_i = \frac{1}{3} \times \left(\frac{na_i}{3153} + \frac{ags_i}{22} + \frac{sucre\ ajout\ e_i}{50} \right) \times 100 \quad (2.9)$$

avec na , le sodium, ags , les acides gras saturés et $sucre\ ajout$, le sucre ajouté. Comme mentionné par Darmon et Darmon (2008), il aurait été intéressant d'introduire les acides gras *trans* mais ces derniers ne sont pas toujours indiqués dans les tables de composition des aliments.

Le SAIN

Le SAIN (score d'adéquation aux recommandations nutritionnelles) consiste en un score de densité nutritionnelle moyen. Il mesure le degré d'adéquation aux recommandations nutritionnelles. Il est rapporté à la densité énergétique et est exprimé pour 100kcal d'aliment. Dans sa définition originelle, Darmon et Darmon (2008) ne proposent pas de sélectionner ou de pondérer les nutriments introduits dans le calcul. Ils plaident au contraire, compte tenu de l'insuffisance d'arguments scientifiques valables, contre l'idée qu'il existerait de bons et de mauvais nutriments ou la détermination de nutriments meilleurs que d'autres. Ils retiennent donc 23 nutriments pour lesquels il est possible de proposer des bornes au dessous desquelles une déficience pourrait être relevée. Dans le cadre de notre étude et de notre nomenclature par produit nous ne pouvons pas intégrer plus de 12 nutriments.

La formule du SAIN à n_n nutriments est la suivante :

$$SAIN_i = \frac{\frac{1}{n_n} \times \left(\sum_{j=1}^{n_n} \frac{NUT_{ij}}{ANC_j} \right) \times 100}{ENERGIE_i} \times 100 = \frac{MAR_i}{ENERGIE_i} \times 100 \quad (2.10)$$

Avec $ENERGIE_i$, la densité énergétique de l'aliment i en kcal/100g.

Darmon et Darmon (2008) proposent également d'utiliser les valeurs moyennes des ANC entre hommes et femmes³⁰. Il est important de remarquer que Darmon et Darmon (2008) ne proposent pas de borner chaque ratio à 1. Ils indiquent au contraire qu'aucun seuil maximum n'est introduit. Cependant, il convient de préciser qu'ils se proposent d'utiliser cet indicateur pour classer les aliments entre eux pour des portions de 100g et réduisent donc ainsi, sinon évacuent, le risque qu'un nutriment soit consommé au-delà des besoins nutritionnels quotidiens. L'utilisation de cet indicateur pour un panier alimentaire exigerait peut être de borner chaque ratio. Une telle restriction reviendrait à perdre la propriété de linéarité de l'indicateur très utile pour la suite du travail³¹.

Le SAIN estime donc de façon globale l'adéquation aux recommandations en teneur nutritionnelle de 100g d'aliment à apport énergétique constant. Il permet

30. cf. : Annexe 3.6 pour une table des ANC par nutriment et les valeurs utilisées.

31. Cette remarque est également applicable au MAR et LIM.

donc une comparaison des aliments entre eux sur une base cohérente avec un objectif d'amélioration de l'état pondéral des populations dans la mesure où les apports nutritionnels et énergétiques sont pris simultanément en considération. En revanche, ces deux indicateurs (LIM et SAIN) ne permettent pas d'appréhender simultanément les aspects nutritionnels positifs et négatifs d'un aliment, arbitrage difficile sans la détermination d'objectifs précis en matière de santé. Ils autorisent cependant une analyse semi-quantitative de la qualité nutritionnelle d'un aliment ou groupe alimentaire dans la mesure où ils présentent une forme algébrique claire. Dans la suite de ce travail, nous chercherons à utiliser les MAR, LIM et SAIN.

5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons cherché à présenter les principaux faits stylisés en matière de consommation et de politique alimentaire en France depuis ces trente dernières années. Nous avons en particulier insisté sur les grandes tendances de consommation des ménages français et sur les variations de prix observées depuis les années 1960. On relève que le régime des français a évolué sur la période, passant successivement d'une alimentation essentiellement à base de féculents et céréales, jusqu'aux années 1960-1970, à une alimentation plus riche notamment en produits carnés, désormais plus accessibles. Depuis les années 1980-1990, on note de nouvelles évolutions, avec l'apparition de nouveaux produits et de nouveaux modes de consommation, qui affichent un certain marquage social.

Ces transformations conduisent à des modifications des apports nutritionnels. En regard, on constate en effet l'accélération de certaines pathologies liés à une alimentation déséquilibrée, qui interpelle médias et pouvoirs publics. Plusieurs mesures ont été étudiées pour inverser la tendance, dont la pertinence d'une politique de taxation et/ou de subvention de produits. Par ailleurs, les autorités de santé publique ont émis des recommandations nutritionnelles, notamment en termes d'apport en nutriments et calories. Dans cette lignée, plusieurs indicateurs permettant d'évaluer la qualité alimentaire d'une ration et le respect de ces recommandations, ont été développés. Nous souhaitons placer cette étude dans la continuité de ces travaux.

Chapitre 3

Les données de l'étude : Dépenses alimentaires et qualité nutritionnelle

1 Introduction

Dans ce chapitre, nous présenterons les données utilisées dans ce travail et les choix méthodologiques de construction des variables adoptés. Il convient tout d'abord de préciser que la base dont sont issues nos données, n'a pas été spécifiquement conçue pour répondre aux hypothèses de notre étude. Il s'agit d'une base de données d'achats alimentaires constituée par un institut d'études marketing privé, TNS Worldpanel. L'adaptation de ce panel à la problématique de notre thèse a exigé un lourd travail statistique.

Après avoir présenté la base de données, nous reviendrons sur les traitements statistiques effectués pour harmoniser les différents panels. Nous insisterons en particulier sur les spécificités des données de pseudo-panel. Nous préciserons la méthodologie de construction des variables, notamment des prix, non relevés par les ménages interrogés. Nous aborderons la question de la correction des valeurs unitaires proposées dans la littérature. Nous nous attarderons également sur les indicateurs de qualité alimentaire sélectionnés et le travail préalable à effectuer sur les données pour les estimer. Enfin, nous présenterons un jeu de statistiques descriptives sur la base finalement constituée.

2 Données de pseudo-panel

2.1 Les données TNS Worldpanel

Les panels de données

Les données utilisées dans ce travail sont issues du panel TNS Worldpanel¹. Cette base de données reporte les dépenses de 4000 à 6000 ménages suivis toute l'année. Ces données sont recueillies à partir des déclarations d'achats des ménages effectuées à l'aide d'une scannette² ou d'un cahier de dépenses. En l'occurrence, nous nous sommes intéressés uniquement aux achats alimentaires. Plus précisément, il ne s'agit que des achats alimentaires destinés à une consommation à domicile. Les repas pris hors domicile ne sont pas répertoriés dans la base de données. Les données retenues dans le cadre de cette étude couvrent 12 années, de 1996 à 2007, chaque année s'étalant sur 13 périodes de 4 semaines. Nous disposons donc au total de 156 périodes.

Les données TNS Worldpanel offrent un niveau très désagrégé d'information sur la constitution du panier alimentaire des ménages. Nous disposons donc d'une nomenclature très fine et d'informations très précises sur la nature des produits achetés. En parallèle, les ménages ont renseigné un nombre important de caractéristiques socio-économiques ou géo-démographiques. Cependant, il est difficile de suivre ces informations sur toute la durée des 12 années retenues. Par ailleurs, la nomenclature des produits a été régulièrement revue et complètement transformée à deux reprises exigeant un long travail d'homogénéisation. L'appariement des différentes bases de données est encore compliqué par l'absence de certaines variables comme les poids de redressement des ménages par période pour 1996.

Par ailleurs, afin de faciliter le travail des ménages, le panel est divisé en 3 sous-panels : Grande Consommation (GC), Fruits et Légumes (FL) et Viandes et Poissons (VP). Le premier sous-panel regroupe tous les biens de grande consommation qui disposent généralement d'un code barre UPC. Tous les ménages scannent ces dépenses. Pour les biens exigeant un enregistrement manuel, les ménages sont divisés en 2 groupes : d'une part, ceux qui reportent leurs achats en fruits et légumes et,

1. Anciennement SECODIP - Société d'Etude de la Consommation, Distribution et Publicité.

2. Chaque ménage scanne les achats alimentaires disposant d'un code barre UPC.

d'autre part, ceux qui enregistrent leurs dépenses en viande, charcuterie, poisson et vin. Il en résulte que chaque ménage n'est pas interrogé sur la totalité de son panier alimentaire mais seulement sur une partie. On ne peut donc calculer ni la dépense alimentaire totale, ni les parts budgétaires de chacun des biens ou groupes alimentaires par ménage.

En outre, les prix observés ne sont pas collectés dans les données TNS World-panel. Nous estimons des prix à l'aide des dépenses et des quantités reportées dans la base en appliquant la méthode des valeurs unitaires. Les valeurs unitaires sont la simple division des dépenses par les quantités. On obtient ainsi la valeur moyenne pour une unité de consommation. Cependant, cette méthode n'est pas sans poser de problèmes. Nous reviendrons en détail sur la façon dont nous avons procédé pour reconstruire des prix.

Le mode de recueil des données interdit de suivre tous les achats alimentaires d'un même ménage et donc d'estimer un système complet de demande alimentaire sur données de panel au niveau individuel. L'analyse peut être cependant suppléée par la constitution d'un pseudo-panel formé par le regroupement des individus en cohorte. Nous nous proposons de grouper les données individuelles en cohorte homogène. Les détails de la procédure d'agrégation et de la technique des pseudo-panels seront présentés en section 2-2.

Homogénéisation et appariement

Nous disposons donc de 12 panels de données annuelles et d'une table de composition nutritionnelle des aliments. Pour procéder à l'appariement des panels entre eux et rapprocher ensuite cette nouvelle base de la table de composition, il convient de disposer d'une nomenclature commune des produits.

Afin de rester dans la lignée des travaux d'appariement sur ces jeux de données entrepris au laboratoire INRA-ALISS, la nomenclature INSEE des enquêtes de consommation alimentaire a été retenue. Celle-ci déroule une taxonomie des produits à partir d'une arborescence par famille, groupe, sous groupe et biens qui facilite notamment les regroupements. Elle distingue tout d'abord 9 classes de biens alimentaires : Produits à base de céréales, Légumes, Fruits, Viandes-Charcuterie-Plats préparés, Volailles-Lapins-Gibier-Oeufs, Poissons-Mollusques-Crustacés-Coquillages, Laits-

GROUPE	PRODUIT		UNITE DE QUANTITE RELEVÉE	OBSERVATIONS
	Code	Libellé		
1. LAIT	11	Lait en vrac et lait cru	cl	
	12	Lait pasteurisé entier	cl	En berlingot, bouteille ou boîte en carton.
	13	Lait pasteurisé demi-écrémé	cl	Idem
	14	Lait pasteurisé écrémé	cl	Idem
	15	Lait longue conservation entier	cl	Stérilisé, homogénéisé, U.H.T.
	16	Lait longue conservation demi-écrémé	cl	Idem
	17	Lait longue conservation écrémé	cl	Idem
	19	Autres laits	cl	Aromatisés, vitaminés.

FIGURE 3.1 – Arborescence de la nomenclature INSEE pour les produits laitiers

Produits laitiers, Produits divers et Boissons. Au sein de chacune de ces classes, on retrouve des groupes alimentaires homogènes en termes de segmentation du marché et de nature des produits. Une distinction plus fine permet enfin d'identifier des produits. Au final, nous obtenons un panier alimentaire composé d'environ 380 biens. La figure 3.1 reproduit l'arborescence INSEE pour les produits laitiers³.

Les données TNS Worldpanel classent en revanche les produits selon une nomenclature différente. Sur les douze années couvertes par cette étude, cette nomenclature a été revue plusieurs fois, rendant difficile l'harmonisation des données sur toute la période. Nous distinguons essentiellement deux nomenclatures. En 2001, la classification a en effet été entièrement refondue. Il a donc fallu établir deux tables de passage des nomenclatures TNS vers la nomenclature INSEE. Par ailleurs, chaque année, les nomenclatures TNS sont revues, corrigées et transformées exigeant parfois d'importantes remises à jour.

Les données TNS distinguent de 500 à 600 produits selon les années. Pour chaque produit, de 13 à 15 caractéristiques, prenant différentes modalités, peuvent être renseignées. Ainsi, un même produit TNS peut correspondre à plusieurs produits INSEE

3. Le lait appartient au groupe alimentaire 7 – Laits et Produits laitiers. Ainsi, le lait pasteurisé demi-écrémé a pour code INSEE : 7113.

PRODUIT		CARACTERISTIQUES			MODALITES	
Code vf	Libellé	n. caract.	Libellé	Code c	Libellé	Code v
258	LAIT FRAIS CONDITIONNE	06	CONDITIONNEMENT	1	BERLINGOT	574
		06	CONDITIONNEMENT	1	BOUEILLE	889
		06	CONDITIONNEMENT	1	BRICK	906
		06	CONDITIONNEMENT	1	POCHE	9442
		07	NATURE DU CONDITIONNEMENT	2	CARTON	1214
		07	NATURE DU CONDITIONNEMENT	2	PLASTIQUE	5757
		07	NATURE DU CONDITIONNEMENT	2	VERRE	8147
		08	MODE DE FABRICATION	15	BIOLOGIQUE	10330
		08	MODE DE FABRICATION	15	NON BIOLOGIQUE	21070
		09	DESTINATAIRE	83	ENFANT	2592
		09	DESTINATAIRE	83	FUTURE MAMAN	10587
		09	DESTINATAIRE	83	TOUT DESTINATAIRE	10588
		10	QUEL PRODUIT ?	132	CRU	2218
		10	QUEL PRODUIT ?	132	PASTEURISE	5344
		11	NATURE DU LAIT	139	ENTIER	2595
		11	NATURE DU LAIT	139	SOJA	7316
		11	NATURE DU LAIT	139	ECREME	10283
		11	NATURE DU LAIT	139	DEMI-ECREME	12016
12	CONTENANCE UNITAIRE EN ML	141	CONTENANCE UNITAIRE EN ML	0		
13	NOMBRE D'UNITE DANS LE LOT	158	X 12	8322		
13	NOMBRE D'UNITE DANS LE LOT	158	X 1 (PAS UN LOT)	10945		
14	BOUCHON REFERMABLE	163	REFERMABLE	10284		
14	BOUCHON REFERMABLE	163	NON REFERMABLE	10285		
14	BOUCHON REFERMABLE	163	SANS BOUCHON	10287		
15	NOMBRE D'UNITE DANS LE PACK	164	X 10	8321		
15	NOMBRE D'UNITE DANS LE PACK	164	X 12	8322		
15	NOMBRE D'UNITE DANS LE PACK	164	X 4	8331		
15	NOMBRE D'UNITE DANS LE PACK	164	X 6	8335		

FIGURE 3.2 – Arborescence de la nomenclature TNS pour les produits laitiers

en fonction des caractéristiques le définissant. Par exemple, pour les produits laitiers, le produit TNS « LAIT FRAIS CONDITIONNE » (vf=258) est défini par 10 caractéristiques et notamment « QUEL PRODUIT » (c10=132) et « NATURE DU LAIT » (c11=139). Ces deux caractéristiques peuvent prendre plusieurs modalités. Ainsi, la modalité pour la caractéristique c10 peut se porter sur « PASTEURISE » (v10=5344) et pour c11 sur « DEMI-ECREME » (v11=12016). En l'occurrence, le croisement des trois critères (vf=258 + c10=132 & v10=5344 + c11=139 & v11=12016) renverra au produit « Lait pasteurisé demi-écrémé » (code=7113) de la nomenclature INSEE.

Chacune des combinaisons possibles de ces caractéristiques renvoie donc à différents postes dans la nomenclature INSEE. Nous avons estimé le nombre de combinaisons possibles entre 5000 et 8000 selon les années. Compte-tenu du volume des bases de données (environ 2 go par année) et de la longueur des programmes, 15 heures sont nécessaires par année pour procéder à la conversion d'une nomenclature à l'autre⁴.

Par ailleurs, avant de procéder à l'agrégation des quantités selon la nouvelle nomenclature, il convient de s'assurer que les produits sont étalonnés dans la même

4. Les tables de passage sont disponibles sous format .xls en annexe 10.3 du support numérique.

unité de mesure. Cette homogénéisation des unités de mesure est particulièrement importante dans la suite de l'étude lors du regroupement des biens par groupe alimentaire. La majorité des biens est exprimée en gramme ou millilitre pour les boissons. Pour quelques biens, les étalons de mesure sont l'unité, par exemple une portion, une gélule ou encore un oeuf. Nous avons alors affecté des coefficients moyens lorsque cela était possible. Ainsi, les oeufs pèsent en moyenne 60 grammes. Pour certaines pâtisseries, une caractéristique permettait de distinguer des portions familiales et des portions individuelles. Nous avons alors effectué une recherche sur internet et calculé un poids moyen sur une dizaine de produits équivalents. Nous avons procédé de même pour certains plats préparés. Autrement, nous avons supprimé les biens pour lesquels la conversion était impossible. Ces postes représentaient moins de 1% de notre échantillon. Par ailleurs, certaines conversions ont été nécessaires pour estimer les apports nutritionnels (poids cru, poids cuit). Sept aliments sont concernés : lait, huile, glaces et sorbets, pâtes, riz, farine et semoule. Les coefficients appliqués sont présentés en annexe 10.3.

Ajout de 82 postes à la nomenclature INSEE

Nous avons donc utilisé la nomenclature INSEE pour procéder à l'appariement des données et, en particulier, au couplage avec la table de composition des aliments. Cependant, cette classification des produits présente quelques limites dans le cadre de notre travail. D'une part, l'agrégation des biens n'obéit pas directement à une logique d'identification de biens homogènes en termes d'apports nutritionnels. D'autre part, la nomenclature INSEE a été développée au début des années 1980 et la structure de consommation des ménages a depuis évolué. Certains postes, auparavant peu fréquents dans le panier des ménages, ont depuis pris une certaine importance. C'est notamment le cas des plats préparés. Ces derniers ne sont détaillés qu'en une douzaine de postes⁵ alors qu'ils représentent aujourd'hui 7.6% des dépenses alimentaires des ménages⁶. Ils regroupent par ailleurs des biens très différents en termes de

5. La nomenclature INSEE distingue tout d'abord les plats préparés frais, surgelés, en conserve et déshydratés, et au sein de chacun elle différencie essentiellement : « Plats préparés ne contenant ni viande ni poisson », « Autres plats préparés à base de poissons, mollusques, crustacés, coquillages, mélangées à d'autres produits frais », « Autres plats préparés à base de viandes ou de volailles mélangées à d'autres produits frais » et « Plats préparés sans précision »

6. cf. : Annexe 3.1.

composition des aliments. Nous avons donc jugé utile de compléter la nomenclature existante.

Afin d'affiner les estimations des indicateurs de qualité nutritionnelle et compte-tenu de l'information disponible dans le panel TNS, nous avons été amenés à ajouter 82 postes à la nomenclature INSEE. D'une part, nous avons cherché à détailler les plats préparés et notamment à isoler parmi ces produits ceux qui pourraient appartenir à un groupe dit « Snacks ». D'autre part, nous constatons aujourd'hui le développement des produits laitiers transformés et un certain engouement des consommateurs pour ces produits, notamment les produits allégés. Nous avons donc distingué les produits laitiers non plus seulement selon leur nature mais également selon leurs apports nutritionnels, en particulier caloriques. Malheureusement, cette information n'est pas disponible sur toute la durée de la série. Enfin, les données TNS s'étant enrichies, nous avons également pu ajouter de nouveaux postes au groupe des poissons, précisant ainsi le calcul des apports nutritionnels.

Au final, 82 postes ont été ajoutés à la nomenclature INSEE. En regard, nous avons également enrichi la table de composition des aliments de ces postes. La base SU-VI-MAX a été la première source d'information pour compléter la matrice de conversion mise à notre disposition par l'INRA⁷. Le fichier canadien sur les éléments nutritifs (FCEN) a également été utilisé pour 8 biens absents de la base SU-VI-MAX, essentiellement les salades⁸.

En ce qui concerne les plats préparés, nous avons donc sorti de la classification INSEE un certain nombre de produits phare (cassoulet, paella, chili con carne, etc.) ainsi que les salades et les snacks, qu'ils soient frais, surgelés ou en conserve. Nous avons ensuite repris la ventilation INSEE par mode de conservation (frais ou surgelés ou en conserve) et composition (viande ou poisson ou ni l'un ni l'autre) pour les produits restants. Les compléments apportés à la nomenclature INSEE sont présentés en annexe 3.2. Il est à noter que les achats reportés de snacks et salades sont certainement inférieurs aux consommations effectives des ménages dans la mesure où ces dépenses sont par nature généralement prises hors domicile et donc absentes de la base de données. Nous pouvons donc considérer que les dépenses pour ces deux

7. Cette base est issue de l'étude *La consommation d'aliments et de nutriments en France* coordonnée par V. Nichèle (2005).

8. Le détail des 82 postes ajoutés est présenté en annexe 3.2.

nouveaux postes sont sous-estimées dans notre panel.

Traitement des valeurs aberrantes et manquantes

Comme mentionné plus haut, une des limites à l'utilisation des valeurs unitaires tient au risque de reporter les erreurs d'enregistrement des quantités ou des dépenses sur les valeurs unitaires. Celles-ci consistant en un ratio des dépenses sur les quantités, elles peuvent être fortement biaisées. Deaton et Zaidi (1999) conseillent de détecter et de corriger les valeurs aberrantes dans la mesure où elles risqueraient de fausser les estimations.

Les erreurs ou problèmes sur les données peuvent être de deux types : données manquantes ou données aberrantes. En cas de détection de valeurs manquantes, nous avons procédé différemment selon que des dépenses ou quantités ont été observées pour le ménage. Lorsque pour un ménage, quantités et dépenses apparaissent manquantes ou nulles sur une même ligne d'achat, l'observation est supprimée. Dans le cas où l'une seulement des deux informations est manquante, nous avons procédé par imputation en utilisant le coût moyen observé pour le ménage sur la période. Dans le cas de figure où le ménage n'a pas reporté ce produit sur la période, nous avons utilisé le coût moyen annuel. Lorsque ce dernier n'était pas disponible, nous avons défini des clusters, sur le modèle de ceux utilisés plus tard pour la construction des prix, et imputé le coût moyen sur le cluster. Deux variables socio-économiques ont été utilisées pour construire ces clusters : une variable de revenu (4 modalités) et une variable géographique (6 régions). Le détail de la construction de ces clusters sera présenté dans la section consacrée à la construction des prix.

Après avoir recalculé les valeurs manquantes, nous avons procédé à la détection des valeurs aberrantes. Pour déterminer un critère de détection des valeurs aberrantes, nous avons étudié la distribution des dépenses et des quantités de notre échantillon. Dans le cas d'une distribution suivant une loi log-normale, Coulombe et McKay (2000) définissent comme valeurs aberrantes toutes valeurs supérieures à la moyenne sur l'échantillon, après transformation logarithmique, plus trois écart-types. Nous avons tout d'abord vérifié la log-normalité de nos données à l'aide de tests de Shapiro-Wilk et Shapiro-Francia (Les résultats de ces tests sont reportés en annexe 3.3.). Aucun de ces tests ne rejettent l'hypothèse de log-normalité de la distribution

des quantités et des dépenses alimentaires au seuil de 1%. Ces premiers résultats, très insuffisants pour conclure définitivement que la distribution de la consommation alimentaire (quantités et dépenses) des ménages français est log-normale, sont cependant cohérents avec les conclusions d'études sur données anglaises, italiennes et japonaises (Hohnisch *et al.*, 2002 ; Battistin *et al.*, 2007 ; Mizuno *al.*, 2008).

La recherche de valeurs aberrantes s'est ensuite faite indépendamment sur chacun des produits. En cas de détection de valeurs aberrantes, nous avons considéré que la ligne entière d'achat était douteuse. Nous avons alors rejeté les quantités et dépenses observées et procédé par imputation par la moyenne. Nous avons remplacé les valeurs aberrantes par les valeurs moyennes du ménage sur la période puis, quand celles-ci n'étaient pas disponibles, les valeurs moyennes sur l'année. Nous n'avons en revanche pas procédé par imputation d'une moyenne par cluster. Nous avons considéré que lorsqu'un ménage n'avait jamais reporté de consommation d'un bien sur une année et que celle-ci dépassait les plafonds fixés, il était préférable de rejeter entièrement l'observation. Très peu de biens alimentaires exigeant un investissement de plusieurs dizaines de milliers d'euros⁹ font l'objet d'un achat unique pour des motifs non-professionnels et/ou non-exceptionnels¹⁰. En général, moins d'1% des données ont été supprimées¹¹. Le tableau 3.1 donne les pourcentages des observations supprimées.

TABLE 3.1 – Nombre d'observations et pourcentages d'observations supprimées

années	1996	1997	1998	1999	2000	2001
% supprimé	1,85	1,14	0,40	0,51	0,57	0,56
% conservé	98,15	98,86	99,60	99,49	99,43	99,44
nb. d'obs.	7393256	8286749	8464962	8039195	8007202	7827608
années	2002	2003	2004	2005	2006	2007
% supprimé	0,49	0,41	21,26	0,67	0,34	0,24
% conservé	99,51	99,59	78,74	99,33	99,66	99,76
nb. d'obs.	7835796	7721393	9369084	12091095	11588097	11485296

9. Les dépenses rejetées correspondaient à des montants exorbitants, de l'ordre de dizaines de milliers d'euros, faussant considérablement les valeurs unitaires.

10. Certaines dépenses exceptionnelles pourraient être envisagées comme plausibles (mariage, etc.) mais leur consommation dépasserait certainement le cadre du ménage.

11. L'année 2004 est une année charnière avec une augmentation substantielle de l'échantillon des ménages qui passe d'environ 8000 à 13000 ménages et un nombre important de ménages inactifs.

2.2 La technique des pseudo-panels

Le mode de recueil des données TNS n'autorise donc pas de suivre tous les achats alimentaires d'un même ménage sur toute la période. Il est par conséquent impossible d'estimer un système complet de demande alimentaire sur données de panel au niveau individuel. L'analyse peut être cependant suppléée par la constitution d'un pseudo-panel formé par le regroupement des individus en cohorte.

Coupes transversales répétées

Un pseudo-panel est un panel de données constitué de coupes transversales répétées issues d'enquêtes indépendantes. Il est alors possible de reconstituer une série temporelle à partir de moyennes suivies par cohorte sur chaque échantillon. Ceux-ci sont supposés être indépendants et tirés de manière aléatoire dans une même population.

Les pseudo-panels ont à l'origine été pensés pour les études dans les pays en voie de développement où il est rare de disposer de vraies panels de données (Deaton, 1985). Verbeek et Nijman (1992) signalent cependant d'autres avantages aux pseudo-panels. D'une part, ces derniers permettent de réduire le biais d'attrition¹² fréquemment observé sur données de panel. D'autre part, le lissage dû à l'agrégation par cohorte évite généralement d'avoir à se préoccuper des consommations nulles. Enfin, ils permettent d'obtenir des séries temporelles plus longues qui autorisent l'analyse de processus d'ajustement plus longs.

Deaton (1985) propose de diviser la population en cohorte et de traiter les moyennes observées sur chacune des cohortes comme des moyennes de la population. Verbeek et Nijman (1992) montrent en effet que l'utilisation de cellules suffisamment grandes permet de supprimer en moyenne le problème d'erreur de mesure. Il est alors possible de traiter le pseudo-panel comme de vraies données de panel. Plusieurs conditions s'imposent quant au choix des variables discriminantes pour la construction des cohortes.

Verbeek et Nijman (1992) considèrent notamment qu'il importe de ne sélectionner que des variables ne variant pas temporellement. Un individu retenu au sein

12. Attrition : Perte dans les effectifs des répondants d'une vague d'enquête à l'autre.

d'une cohorte en première période doit appartenir tout au long de la série temporelle à la même cohorte. Ainsi, si on souhaite contrôler l'effet du cycle de vie, il est recommandé de ne pas retenir les variables d'âge mais de leur préférer les variables d'effets générationnels, comme la date de naissance. Sélectionner des variables changeant avec le temps interdirait une interprétation des données groupées en termes de panels puisqu'un même ménage pourrait se retrouver dans deux cohortes différentes à deux périodes différentes. Cependant, à la suite de Cardoso et Gardes (1996), nous nous proposons d'employer plusieurs variables discriminantes et notamment une variable de revenu. Celle-ci apporte une information en matière de positionnement du ménage dans l'échelle de revenu relatif. Elle est donc susceptible de varier sur les différentes périodes. La démarche consiste à considérer comme unité statistique représentative, des groupes de ménages constituant des classes sociales homogènes dans le temps. Nous démontrons dans la suite de cette section que ce cellulage permet de réduire la variabilité intra-cellulaire et de maximiser la variabilité entre cellules.

Construction des cohortes

Le choix des variables de regroupement des individus est malaisé dans la mesure où il convient d'arbitrer entre deux objectifs contradictoires. D'une part, la taille des cellules doit être suffisamment large pour que les moyennes empiriques sur les cohortes constituent un estimateur sans biais des moyennes théoriques. D'autre part, multiplier les critères de regroupement permet de créer des cohortes plus homogènes mais réduit la taille des cellules.

Le premier principe vise à réduire les erreurs de mesure. Bien que tiré d'une même population, l'échantillon de ménages est différent d'une période à l'autre. Aussi, les moyennes par cohorte peuvent varier au cours du temps pour des raisons propres à la composition des échantillons de ménages sous-jacents. Il importe que ces moyennes soient des estimateurs sans biais de la moyenne théorique.

Plus précisément, considérons le modèle linéaire suivant :

$$y_{it} = \beta x_{it} + \epsilon_{it} \tag{3.1}$$

où i désigne un ménage et t une période. Le résidu ϵ_{it} est composé d'un effet

individuel spécifique, constant au cours du temps, u_i et d'un terme d'erreur v_{it} .

$$\epsilon_{it} = u_i + v_{it} \quad (3.2)$$

Soit c cohortes. La valeur moyenne pour chacune des cohortes s'écrit :

$$\bar{y}_{ct} = \beta \bar{x}_{ct} + \bar{u}_{ct} + \bar{v}_{ct} \quad (3.3)$$

où \bar{y}_{ct} est la moyenne des y_{it} pour les ménages appartenant à la cohorte c à la date t . En agrégeant, l'effet individuel devient un effet cohorte. Cependant, cet effet dépend désormais du temps dans la mesure où nous n'observons pas les mêmes ménages par cohorte sur les différentes périodes.

En cas de corrélation entre l'effet spécifique \bar{u}_{ct} et les variables explicatives \bar{x}_{ct} , l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) est biaisé. La transformation *Within* n'est plus suffisante pour corriger le biais dans la mesure où elle ne supprime plus l'effet spécifique. Deaton (1985) propose de considérer ce modèle comme un modèle à erreur sur les variables. Une méthode plus simple consiste à définir des cellules suffisamment grandes pour annuler en moyenne les erreurs de mesure. Autrement dit, il s'agit de construire des cohortes les plus significatives statistiquement possibles.

Verbeek et Nijman (1992) ont étudié les propriétés asymptotiques de ces estimateurs en faisant varier les différents paramètres de choix, c , n_c ¹³ et t . Ces simulations permettent également d'envisager l'ampleur du biais en fonction de la taille des cellules. Ils concluent qu'il est satisfaisant d'utiliser des cellules d'une taille minimum de 100 individus et d'une taille moyenne d'environ 200. De fait, Browning *et al.* (1985) construisent des cellules dont les tailles varient de 79 à 313 individus, Attanasio et Browning (1995) de 53 à 126 et Allais *et al.* (2009) de 59 à 634.

Cependant, en élargissant les cohortes, on réduit par là même la similarité entre individus au sein de cette cohorte et on augmente la dispersion autour de la moyenne. Le deuxième principe, qui consiste donc à construire les cohortes les plus homogènes possibles, vise à minimiser la perte d'efficacité des estimateurs issus des données groupées par rapport à ceux issus des données individuelles.

13. n_c est le nombre d'individus par cohorte.

Reprenons le modèle (3.1) et considérons, après Maddala (1988)¹⁴, le cas où celui-ci se résume à une seule variable explicative x_{it} . La variance des résidus sur données individuelles est donnée par $var(\epsilon_{it}) = \sigma^2$. En revanche, la variance des résidus sur données par cohorte est donnée par $var(\epsilon_{ct}) = \frac{\sigma^2}{n_c}$ ¹⁵. Nous verrons plus loin que, le nombre d'individus n_c étant différent d'une cohorte à l'autre, le modèle est par définition hétéroscédastique et les procédures de correction applicables dans ce cas de figure (Gardes et Loisy, 1998).

Soit b et b_b deux estimateurs de β ; le premier désigne l'estimateur sur données individuelles et le second sur données agrégées par cohorte. Considérons tout d'abord la somme totale des carrés des écarts (SCE_{totale}) :

$$SCE_{totale} = \sum_{c=1}^n \sum_{j=1}^{n_c} (x_{cjt} - \bar{x}_t)^2 \quad (3.4)$$

avec n , le nombre de cohortes, n_c , le nombre d'individus appartenant à la cohorte c , la moyenne générale,

$$\bar{x}_t = \frac{\sum_{c=1}^n \sum_{j=1}^{n_c} x_{cjt}}{N} \quad (3.5)$$

et l'effectif total de l'échantillon,

$$N = \sum_{c=1}^n n_c \quad (3.6)$$

SCE_{totale} peut être décomposée en deux parties : d'une part, SCE_{inter} , la variabilité inter-classe ou *Sum of Square Between class*, et d'autre part, SCE_{intra} , la variabilité intra-classe ou *Sum of Square Within class*.

$$SCE_{inter} = \sum_{c=1}^n n_c (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_t)^2 \quad (3.7)$$

$$SCE_{intra} = \sum_{c=1}^n \sum_{j=1}^{n_c} (\bar{x}_{cjt} - \bar{x}_{ct})^2 \quad (3.8)$$

Compte-tenu du calcul de la variance des résidus sur données agrégées, $var(\epsilon_c) =$

14. On retrouve une démonstration similaire dans Cardoso Moreira (1996).

15. Nous savons que : $\epsilon_{ct} = \bar{u}_{ct} + \bar{v}_{ct} = \frac{1}{n_c} \times \sum_{i=1}^{n_c} \epsilon_{it}$. Par ailleurs, $\forall i \neq i'$ et $t \neq t'$, nous avons $cov(\epsilon_{it}, \epsilon_{i't'}) = 0$.

$\frac{\sigma^2}{n_c}$, et en posant provisoirement ¹⁶ que les effectifs par cohorte, n_c , sont identiques sur les n cohortes, les variances des deux estimateurs b et b_b sont les suivantes ¹⁷ :

$$var(b) = \sigma^2 \frac{1}{SCE_{totale}} \quad et \quad var(b_b) = \sigma^2 \frac{1}{SCE_{inter}} \quad (3.9)$$

L'objectif est de comparer l'efficacité des deux estimateurs donnée par leurs variances respectives. Quelques manipulations permettent d'obtenir le ratio des deux variances :

$$\frac{var(b)}{var(b_b)} = \frac{SCE_{inter}}{SCE_{totale}} = \frac{1}{1 + \frac{SCE_{intra}}{SCE_{inter}}} \quad (3.10)$$

Nous souhaitons que le ratio des deux variances tende vers 1 ou que le ratio des sommes des déviations au carré, $\frac{SCE_{intra}}{SCE_{inter}}$, tende vers 0. Autrement dit, pour réduire la perte d'efficacité des estimateurs sur données agrégées, il convient de minimiser la variabilité intra-classe et de maximiser la variabilité inter-classe.

Afin de tenir compte de ces aspects du cellulaire, nous avons sélectionné deux variables discriminantes : la date de naissance (2 modalités) et le statut socio-économique (4 modalités). L'année 1946 a été retenue comme permettant de scinder notre échantillon en deux sous-groupes équilibrés et partageant plusieurs traits communs en matière de comportements alimentaires. Plusieurs études tendent en effet à montrer que les modifications des prises alimentaires s'inscrivent dans le processus de transformation sociale qui accompagne le mouvement de l'histoire et analysent les arbitrages de consommation au travers de l'analyse générationnelle (Babayou et Volatier, 1997 ; Recours *et al.*, 2008). Recours *et al.* (2008) identifient ainsi les profils de six générations : Génération rationnement (née entre 1917-1926), Génération réfrigérateur (née entre 1927-1936), Génération robot électrique (née entre 1937 - 1946), Génération hypermarché (ou mai 68) (née entre 1947-1956), Génération livraison à domicile (née entre 1957-1966), Génération Low Cost (née entre 1967 et 1976) et la Génération Internet (née entre 1975-1984). La deuxième guerre mondiale marque un tournant, également en matière de consommation alimentaire puisque, comme le note Recours *et al.* (2008, p. 41), « les jeunes générations privilégieraient les mo-

¹⁶. Cette hypothèse sera levée au chapitre 5 pour étudier l'hétéroscédasticité du modèle.

¹⁷. Nous rappelons que le modèle ne comprend qu'une seule variable explicative.

tivations exploratoires alors que les générations nées avant guerre favoriseraient les motivations de base ».

Enfin, suivant Cardoso et Gardes (1996) ainsi que Allais *et al.* (2009), nous avons sélectionné une variable de statut socio-économique donnant le positionnement des ménages dans l'échelle du revenu relatif. Nous avons distingué quatre classes de revenu : Modestes, Moyenne inférieure, Moyenne supérieure et Aisés, à partir d'une variable construite par le producteur de données TNS jugée fiable et pertinente¹⁸. Comme mentionné plus haut, cette variable n'est très probablement pas constante temporellement et sa sélection comme variable discriminante contrevient donc à un des principes émis par Verbeek et Nijman (1992). Cardoso et Gardes (1996) montrent cependant que choisir une variable de revenu relatif lors du cellulaire permet de réduire la variabilité intra-classe en dégageant les effets spécifiques aux classes sociales. Nous obtenons au final 8 cohortes de ménages. Nous avons rejeté la variable de région souvent utilisée mais qui n'avait pas démontré d'effet notable lors d'une étude précédente sur données similaires (Allais *et al.*, 2009).

Notre découpage et l'utilisation de périodes de 4 semaines, nous a permis d'augmenter le nombre de ménages actifs et donc la taille de nos cellules. Dans la mesure où nous estimons un système simultané d'équations à plusieurs biens, nous entendons par cellule au sens strict le croisement des cohortes, périodes et biens. Nous obtenons au final 33696 cellules¹⁹. La taille moyenne de nos cellules est de 669,6 individus, avec 732 cellules, soit 2,17% de notre échantillon, sous la barre des 80 individus. La plus petite cellule comprend 13 individus. La figure 3.2 donne une indication de la représentativité de nos cellules.

TABLE 3.2 – Taille des cellules et répartition en dessous de 100 individus

	>100	100-80	80-50	<50	total
nb. de cellules	32332	632	493	239	33696
% de l'échantillon	95,95	1,88	1,46	0,71	100

18. Les informations sur les revenus des ménages sont généralement délicates à obtenir et souffrent de biais. La variable *clas* proposée par TNS est une simple variable de classe de revenu, apparemment contrôlée et corrigée.

19. i.e. $8 \times (12 \times 13) \times 27 = 33696$, avec 27 groupes alimentaires (cf. : Section 2.3).

2.3 Agrégation et construction des variables

Les variables entrant dans le système d'équations estimé consistent en, d'une part, les variables dépendantes, à savoir les parts budgétaires et, d'autre part, les variables explicatives. Nous insisterons en particulier sur la construction des prix qui ne sont pas relevés dans la base de données.

Agrégation en 27 groupes alimentaires

Il convient tout d'abord de préciser que nous avons retenu 27 groupes alimentaires. Nous rappelons que nous procéderons à l'estimation d'un système complet de demande alimentaire. Nous ne nous intéresserons donc qu'au panier alimentaire des ménages et nous préciserons plus loin ce que cette hypothèse implique en termes de séparabilité des préférences. Cependant, la totalité du panier alimentaire des ménages étant prise en compte, il nous a fallu procéder à l'agrégation des biens par groupe alimentaire. Il n'est en effet pas possible, essentiellement pour des raisons économétriques, d'estimer un système de demande sur la totalité des biens de la nomenclature INSEE. Cette difficulté tient en grande partie à la nécessité d'obtenir une matrice des variances-covariances des termes d'erreur inversible (Griffiths *et al.*, 2001). Au regard des études précédentes (Allais *et al.*, 2009), il est apparu délicat d'introduire plus d'une trentaine de biens et donc d'équations.

Les biens alimentaires ont été regroupés de sorte à concilier deux objectifs : créer des groupes homogènes en termes de préférences des consommateurs et de caractéristiques nutritionnelles. Le premier aspect consiste à tenir compte des possibles phénomènes de substitution et des mouvements de prix à l'intérieur des groupes. Nous reviendrons plus loin sur les conditions d'agrégation posées par le *Composite Commodity Theorem* de Hicks (1936) et Leontief (1936). Le deuxième aspect a trait directement à la question de recherche de ce travail. Il s'est agi pour nous d'identifier des groupes alimentaires susceptibles de faire l'objet d'une politique de taxation ou de subvention de produits. Il importait donc de diviser les consommations des ménages en groupes homogènes en termes d'apports nutritionnels et énergétiques. Pour cela, nous avons suivi Maillot *et al.* (2007) et hiérarchisé les biens alimentaires

en 8 grands groupes²⁰ : Viandes/Poissons/Oeufs, Fruits/Légumes, Plats Cuisinés/Snacks, Produits Laitiers, Féculents/Produits céréaliers, Produits gras-sucrés/gras-salés, Matières grasses et Boissons. Cette constitution est proche de celle du PNNS. Puis, nous avons sous-divisé le panier des ménages en 27 sous-groupes. Le détail des groupes alimentaires est donné en annexe 3.4. Quelques spécificités sont à noter. Nous avons rapproché les viandes de volailles et de lapin, et distingué les charcuteries. Les jus de fruits sont inclus dans le sous-groupe « Fruits transformés », et les soupes ainsi que les légumes surgelés ou en conserve dans le sous-groupe « Légumes transformés ». Nous n'avons cependant pas pu isoler les céréales de petit déjeuner qui appartiennent au sous-groupe « Féculents raffinés/Produits céréaliers ». Par ailleurs, Nous avons également construit les sous-groupes « Plats cuisinés » et « Snacks » déjà mentionnés. Après Maillot *et al.* (2007), nous avons isolé deux sous-groupes : « Produits gras-sucrés », qui contient les pâtisseries, les viennoiseries, les biscuits ainsi que tous les desserts lactés, et « Produits gras-salés » qui inclut notamment les chips et les gâteaux apéritifs. Enfin, les matières grasses végétales et les matières grasses animales ont été séparées. Au final, nous obtenons 27 groupes alimentaires.

Construction des parts budgétaires

Afin de construire les parts budgétaires, nous avons fonctionné séparément sur chacun des trois sous-panels avant de procéder à leur rapprochement. Ainsi, sur chacun des sous-panels, $p \in \{1, 2, 3\}$, nous disposons de 33696 cellules. Avec $c \in \{1, \dots, 8\}$ le nombre de cohortes et $t \in \{1, \dots, 156\}$ le nombre de périodes, notons H_{ct} la cellule à laquelle appartient le ménage h .

Sur chacun des trois sous-panels, nous avons tout d'abord estimé la dépense par ménage par période pour chacun des groupes de biens $g \in \{1, \dots, 27\}$:

$$x_{hgt}^p = \sum_{i=1}^{n_a} x_{hit} \quad (3.11)$$

avec n_a , le nombre d'aliments appartenant au groupe alimentaire g .

Ensuite, toujours séparément par sous-panel, nous avons calculé les dépenses par groupe alimentaire et cohorte en tenant compte des poids de redressement fournis

20. Nous obtenons un grand groupe supplémentaire dans la mesure où nous incluons les boissons.

par TNS Worldpanel ²¹.

$$x_{cgt}^p = \sum_{h=1}^{n_c} \text{poids}_{ht}^p \times x_{hgt}^p \quad (3.12)$$

Plus précisément, certains ménages n'ont pas renseigné tous les postes alimentaires. Par exemple, nous observons que, pendant les mois d'hiver, on consomme moins de fruits frais et moins de ménages consomment des fruits frais. Cependant, nous n'avons pas calculé les moyennes pondérées uniquement sur les ménages déclarant acheter ce bien mais sur tous les ménages appartenant à la cellule. Nous avons en quelque sorte posé l'hypothèse que, les ménages devant reporter tous leurs achats, la non-présence dans le panier d'un groupe de biens est une consommation nulle et non une consommation non-renseignée.

Nous avons ensuite rapproché les trois sous-panels. Ces derniers devant constituer la totalité du panier alimentaire et un même achat étant enregistré exclusivement dans l'un ou l'autre des sous-panels, une simple addition a suffi à retrouver la dépense de la cohorte par groupe de biens et période.

$$x_{cgt} = \sum_{p=1}^3 x_{cgt}^p \quad (3.13)$$

La dépense totale par cohorte est finalement estimée comme la somme par période des dépenses par groupe alimentaire :

$$x_{ct} = \sum_{g=1}^{27} x_{cgt} \quad (3.14)$$

On peut ensuite calculer les parts budgétaires par groupe alimentaire, cohorte et période.

Nous pouvons remarquer que cette méthode introduisant les coefficients de redressement des ménages pour calculer les dépenses par cohorte débouche sur une pondération des cohortes. Il est en effet possible de calculer un poids de redressement par cohorte dont il faudrait tenir compte si on souhaitait estimer les dépenses moyennes pour l'ensemble de la population. En revanche, il n'apparaît pas pertinent de retenir ces poids par cohorte lors de l'estimation. Davezies et D'Haultfoeuille

²¹. Ces poids sont calculés par sous-panel, par période et par ménage

(2009) avancent en effet que l'estimateur non pondéré sera convergent et plus précis sous deux hypothèses ; d'une part, que, conditionnellement aux critères de redressement, la variable dépendante et les variables explicatives ont une distribution identique entre répondants et non-répondants et, d'autre part, que les variables de calage soient incluses dans l'estimation. En d'autres termes, on considère que si les concepteurs de l'enquête ont réussi à capter, à travers les variables de calage, les facteurs pertinents de sélection de l'échantillon, et que celles-ci sont justement les variables explicatives du modèle, alors il convient de préférer les estimations non-pondérées. Nous pourrions aller plus loin et avancer l'idée que, paradoxalement, si les variables de construction des cohortes correspondent aux variables de redressement, il est inutile de retenir l'estimateur pondéré dans le cas de données de pseudo-panel. Dans notre cas de figure, parmi les six variables utilisées par TNS Worldpanel pour procéder au redressement de l'échantillon²², la plupart sont, ou utilisées pour la construction des cohortes (âge et classe économique-sociale), ou présentes (ou corrélées) dans les variables indépendantes.

Construction des prix

Deaton (1988) a signalé les risques de générer des élasticités-prix et dépenses biaisées à partir des valeurs unitaires. D'une part, toute erreur de mesure sur les dépenses ou les quantités sera reportée sur les valeurs unitaires. D'autre part, les valeurs unitaires ne peuvent être considérées comme des valeurs exogènes au même titre que les prix. En effet, les valeurs unitaires sont certainement corrélées aux prix non-observés mais elles intègrent également une dimension de choix du consommateur. Compte-tenu de l'hétérogénéité des produits, notamment en termes de qualité, pour un même bien, le consommateur procède à un arbitrage dont la valeur unitaire est également le reflet. La valeur unitaire apparaît donc comme une variable de décision. Son introduction dans la régression comme variable explicative pose sur le plan économétrique des problèmes d'endogénéité (simultanéité). Dans la mesure où il est souvent difficile de disposer d'une nomenclature très fine des produits permettant idéalement de les isoler également en fonction de leur qualité, il importe de corriger pour la qualité. Enfin, les valeurs unitaires ne permettent pas de calculer

22. cf. : Annexe 3.5.

de prix pour les ménages dont on n'observe pas de consommation. Pourtant, ces ménages ont bien été confrontés à un prix et ce prix a peut-être expliqué en partie leur décision de non-achat.

Plusieurs méthodes de correction ont été proposées (Cox et Wohlgénant, 1986 ; Deaton, 1997). Cox et Wohlgénant (1986) proposent de procéder tout d'abord à la construction de prix par cluster, calculés comme la moyenne des valeurs unitaires des ménages appartenant au cluster. Si l'hypothèse de la loi du prix unique sur un marché était vérifiée alors cette valeur moyenne s'imposerait à tous. Dans la mesure où nous constatons une certaine dispersion autour de cette moyenne, il s'agit de capturer la part de ces écarts attribuable à des effets qualité. Plus précisément, on régresse la portion de la valeur unitaire qui n'est pas expliquée par le prix unique sur le cluster, $vu_{ih} - \overline{vu}_i$, sur un ensemble de variables socio-démographiques supposées déterminer les choix des ménages en termes de qualité. Il est en effet posé l'hypothèse que les caractéristiques socio-économiques des ménages, telles que les différences de revenu ou de niveau d'éducation, peuvent induire des décisions d'achats de produits de qualité différente. Ainsi, par exemple, un ménage disposant de revenus confortables aura tendance à choisir des produits de meilleure qualité qu'un ménage moins favorisé. Le prix estimé pour un ménage est ensuite construit à partir du prix moyen par cluster et du résidu issu de la régression précédente supposé capturer la différence de prix qui n'est pas dû à la qualité. On obtient ainsi une valeur unitaire corrigée pour la qualité. L'introduction du terme aléatoire permet également d'introduire une certaine variabilité des prix.

Il apparaît cependant que la méthode de correction de Cox et Wohlgénant (1986) n'est pas utile dans le cas de données agrégées. En effet, quand bien même cluster de prix et cohorte ne se recouvrent pas exactement, nous obtenons, après agrégation des prix par cohorte, des résultats qui annulent en moyenne l'avantage d'utiliser les résidus. Ceux-ci sont en effet par définition égaux à zéro en moyenne sur l'échantillon.

Rappelons à nouveau que le problème de la correction pour la qualité des valeurs unitaires tient au fait que nous ne disposons pas d'une nomenclature suffisamment fine des produits (Deaton et Tarozzi, 2000). Dans le cadre d'une agrégation des biens par groupe alimentaire, le problème se pose de manière encore plus cruciale. En effet, l'utilisation de moyennes de prix pondérées par les quantités pour calculer le prix

par groupe alimentaire revient à évacuer l'avantage de disposer d'une nomenclature plus détaillée.

En effet, la valeur unitaire, ou prix agrégé, du groupe alimentaire s'écrit :

$$P_{cgt}^{agrg} = vu_{cgt} = \sum_{i=1}^{n_a} \frac{q_{cit}}{\sum_{i=1}^{n_a} q_{cit}} vu_{cit} = \frac{\sum_{i=1}^{n_a} x_{cit}}{\sum_{i=1}^{n_a} q_{cit}} = \frac{x_{cgt}}{q_{cgt}} \quad (3.15)$$

avec x_{cit} donnant les dépenses et q_{cit} les quantités en bien i de la cohorte c .

Cette approche de pondération revient à calculer les prix agrégés par groupe alimentaire comme le simple rapport des dépenses par groupe sur les quantités par groupe. Pour tenir compte de différences potentielles de qualité au sein d'un même ensemble de produits, nous proposons au contraire d'utiliser un indice de Stone pour agréger les valeurs unitaires par groupe alimentaire.

$$\ln P_{cgt}^{agrg} = \sum_{i=1}^{n_a} \frac{x_{cit}}{\sum_{i=1}^{n_a} x_{cit}} \ln(vu_{cit}) = \sum_{i=1}^{n_a} w_{cit} \ln(vu_{cit}) \quad (3.16)$$

Nous avons procédé à la construction de clusters de prix. Ces derniers sont différents des cohortes utilisées pour la constitution du pseudo-panel. Nous avons considéré que l'offre, si elle pouvait parfois épouser la demande alimentaire, n'en restait pas moins déterminée par une série de facteurs étrangers aux comportements du consommateur. Nous avons posé l'hypothèse que les prix alimentaires pour un même produit variaient par région (Fesseau *et al.*, 2008) et type d enseigne (Volatier *et al.*, 1998). Le lieu d'approvisionnement, quand bien même il est parfois renseigné pour certains produits, ne permet pas directement de catégoriser les ménages. Nous avons donc supposé par ailleurs que le choix d'un circuit de distribution était fonction du revenu relatif des ménages. Nous avons à nouveau utilisé la variable fournie par les données TNS, *clas*, comme indicateur du type d'enseigne choisi, en posant l'hypothèse que les ménages les plus aisés s'approvisionnent dans des circuits de distribution différents des ménages les plus défavorisés.

Par ailleurs, nous avons suivi Allais *et al.* (2009) et proposé un découpage du territoire français en six régions : Région parisienne ; Nord-Pas de Calais, Picardie, et Est (Lorraine, Alsace, Champagne-Ardenne) ; Sud-Est (Provence, Alpes, Côte d'Azur) ; Sud-Ouest (Poitou-Charente, Aquitaine, Midi-Pyrénées, Languedoc-Roussillon) incluant le Limousin et l'Auvergne ; Bretagne, Loire et Normandie ; et une région

Centre (Bourgogne, Franche-Comté, Rhône-Alpes, Savoie). Ces régions voisines partagent en effet des pratiques et cultures culinaires relativement communes ainsi que des conditions climatiques et une proximité géographique suggérant la possibilité d'offres alimentaires distinctes. Au final, nous obtenons 24 clusters de prix.

Nous avons donc calculé des prix moyens par groupe alimentaire et cluster de prix à l'aide d'un indice de Stone selon la méthode décrite précédemment. Nous avons ensuite affecté ces prix à chacun des ménages selon le cluster de prix auquel il appartenait et recalculé ensuite les prix par cohorte.

Construction des variables explicatives

L'agrégation des données de ménages par cohorte pose la question de l'agrégation des variables socio-démographiques qui sont le plus souvent des variables indicatrices. La solution a consisté à estimer des proportions du sous-échantillon par modalité. Ainsi par exemple, la variable éducation comprend 4 modalités : sans le bac, niveau bac, bac +2 et bac >2. On introduit généralement une variable binaire pour chacune des quatre modalités. Dans le cas qui nous occupe, nous avons affecté par cohorte la proportion de la cohorte sans diplôme pour la première modalité, la proportion de la cohorte titulaire du baccalauréat pour la deuxième modalité, etc.. Par ailleurs, nous avons utilisé la saisonnalité de ces variables. Nous obtenons donc des variables de contrôle variant sur chacune des périodes à partir des moyennes par cohorte. La liste des variables socio-démographiques est donnée dans le tableau 3.3.

2.4 Qualité nutritionnelle et groupes alimentaires

Trois indicateurs d'adéquation aux recommandations nutritionnelles ont donc été retenus : le MAR (*Mean Adequacy Ratio*), le LIM (Score des Composés à Limiter) et le SAIN (Score d'Adéquation Individuel aux recommandations Nutritionnelles). Dans les paragraphes qui suivent, nous précisons leur calcul par groupe d'aliments.

Indicateurs et nutriments qualifiants

Nous rappelons que le MAR mesure la couverture moyenne des recommandations en apports nutritionnels et le LIM les excès d'apports en composés indésirables.

Le SAIN est une densité nutritionnelle qui s'exprime comme le degré d'adéquation aux recommandations nutritionnelles rapporté aux apports énergétiques. Les indicateurs sont exprimés pour 100g d'aliment (en %). Après Darmon et Darmon (2008), les recommandations de référence appliquées sont les ANC (Apports Nutritionnels Conseillés).

Nous avons retenu 12 nutriments qualifiants : Protéines, Fibres, Vitamine C, Vitamine E, Thiamine (B1), Riboflavine (B2), Vitamine B6, Folates (B9), Calcium, Fer, Magnésium et Potassium. Les composés indésirables sélectionnés sont le sodium, le sucre ajouté et les acides gras saturés. Les valeurs des ANC utilisées sont données en annexe 3.6.

Moyenne pondérée par les quantités

A partir des formules des trois indicateurs, présentées au chapitre précédent pour 100g d'aliment, nous sommes en mesure de calculer leur équivalent par groupe alimentaire. Nous calculons les trois indicateurs par groupe d'aliments comme la moyenne pondérée par les quantités des indicateurs pour chaque aliment qui compose le groupe. Dans une première étape, nous estimons donc la part, en quantité, de l'aliment i dans la consommation globale du groupe alimentaire g auquel il appartient. A nouveau, nous avons procédé en pondérant les quantités par les poids de redressement attachés aux individus, puis rapproché les 3 sous-panels. Enfin, nous avons calculé une moyenne sur nos 156 périodes. Plus précisément, pour le premier indicateur, le MAR, nous obtenons :

$$MAR_g = \frac{1}{12} \times \left(\sum_{j=1}^{12} \sum_{i=1}^{n_a} \bar{w}_{i_g}^q \frac{NUT_{ij}}{ANC_j} \right) \times 100 = \sum_{i=1}^{n_a} \bar{w}_{i_g}^q MAR_i \quad (3.17)$$

avec n_a , le nombre d'aliments appartenant au groupe alimentaire g , $\bar{w}_{i_g}^q$, la part moyenne des quantités consommées d'aliment i dans la consommation du groupe g , auquel l'aliment appartient, et NUT_{ij} , la quantité du nutriment j dans 100g d'aliment i . De même, le LIM par groupe alimentaire s'écrit :

$$LIM_g = \frac{1}{3} \times \sum_{i=1}^{n_a} \left(\bar{w}_{i_g}^q \frac{na_i}{3153} + \bar{w}_{i_g}^q \frac{ags_i}{22} + \bar{w}_{i_g}^q \frac{sucre\ ajoutes_i}{50} \right) \times 100 = \sum_{i=1}^{n_a} \bar{w}_{i_g}^q LIM_i \quad (3.18)$$

Le SAIN par groupe d'aliments peut se décomposer comme suit :

$$SAIN_g = \frac{\frac{1}{12} \times \left(\sum_{j=1}^{12} \sum_{i=1}^{n_a} \bar{w}_{i_g}^q \frac{NUT_{ij}}{ANC_j} \right) \times 100}{\sum_{i=1}^{n_a} \bar{w}_i^q ENERGIE_i} \times 100 \quad (3.19)$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n_a} \bar{w}_i^q MAR_i}{\sum_{i=1}^{n_a} \bar{w}_i^q ENERGIE_i} \times 100 = \frac{MAR_g}{ENERGIE_g} \times 100 \quad (3.20)$$

avec $ENERGIE_i$, la densité énergétique de l'aliment i (en kcal/100g). Tous ces calculs sont réalisés pour les 27 sous-groupes d'aliments.

3 Statistiques descriptives

Dans cette section, nous présenterons brièvement les principales caractéristiques des données utilisées dans ce travail. Nous insisterons en particulier sur la répartition par classe de revenu des dépenses alimentaires ainsi que sur les évolutions des dépenses et des prix sur la période.

3.1 Caractéristiques et représentativité de l'échantillon

Description des variables

TNS distingue le (ou la) panéliste du chef de famille. Le panéliste est la personne au sein de la famille qui s'occupe des achats alimentaires et reportera les dépenses sur le carnet d'achats (ou utilisera la scannette). On constate premièrement que 88% des personnes en charge des achats alimentaires dans notre échantillon sont des femmes. En ce qui concerne le niveau d'éducation ou la CSP, nous avons préféré retenir l'information concernant le chef de famille. A noter que le niveau d'éducation n'est pas toujours très bien renseigné.

Les valeurs transcrites dans le tableau 3.3 correspondent aux moyennes statis-

tiques des variables avant affectation des poids de redressement ²³.

TABLE 3.3 – Statistiques descriptives - Variables explicatives

Variables	Moyenne	(Ecart type)
Panéliste femme	0.88	(0.09)
Aucun diplôme/non déclaré	0.40	(0.18)
BEPC-CAP-BEP	0.31	(0.14)
Baccalauréat	0.11	(0.06)
Bac+2 et plus	0.18	(0.16)
Exploitants agricoles	0.04	(0.05)
Artisans et commerçants	0.05	(0.02)
Cadres et professions intermédiaires	0.32	(0.23)
Employés et ouvriers	0.52	(0.16)
Militaires, étudiants et autres	0.07	(0.06)
Dispose d'une automobile	0.86	(0.07)
Propriétaire	0.42	(0.31)
Dispose d'une cave	0.65	(0.15)
Dispose d'un jardin	0.63	(0.09)
Panéliste retraité	0.42	(0.39)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.06	(0.10)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.06	(0.10)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.06	(0.10)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.04	(0.06)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.16	(0.23)
Communes rurales	0.24	(0.10)
Communes de 2000 à 10000 habitants	0.11	(0.03)
Communes de 10000 à 50000 habitants	0.11	(0.02)
Communes de 50000 à 200000 habitants	0.13	(0.02)
Communes de 200000 habitants et plus - hors Paris	0.22	(0.03)
Paris et agglomération	0.18	(0.12)

Les pourcentages affichés en moyenne sur les 12 années sont relativement proches des chiffres avancés par l'INSEE ou l'INED. A première vue, on constate une proportion plus élevée de retraités que la population sous-jacente (environ 33% des foyers ²⁴) ainsi que moins de ménages avec des enfants de moins de 18 ans (environ 20% des foyers ²⁵). La représentativité géographique semble respectée, ainsi qu'en matière de niveau d'éducation ²⁶. En revanche, nous constatons une surreprésenta-

²³. Comme expliqué plus haut, des poids de redressement sont attribués à chaque ménage pour assurer la représentativité de l'échantillon.

²⁴. Sources : 8,6 millions de foyers retraités en France (ANCV, 2009) comparativement à 26 millions de foyers (INED, 2006).

²⁵. Sources : 5,17 millions de foyers avec des enfants de moins de 18 ans (INED, 2006) comparativement à 26 millions de foyers (INED, 2006).

²⁶. cf. : Annexes 3.8 et 3.9.

tion des cadres et professions intermédiaires ainsi que des employés et ouvriers²⁷. Cette variable ne sera finalement pas introduite dans le modèle de régression, essentiellement en raison de sa colinéarité avec les variables d'éducation et de revenu²⁸. Nous obtenons des résultats sensiblement identiques après prise en compte des poids de redressement²⁹.

Répartition des cohortes par année

TABLE 3.4 – Répartition des cohortes par année (en %)

	Aisé Agé	Aisé Jeune	Moy sup Agé	Moy sup Jeune	Moy inf Agé	Moy inf Jeune	Mod Agé	Mod Jeune
1996	8,2	6,8	14,9	15,1	15,5	24,6	4,4	10,6
1997	8,8	7,4	15,4	16,8	14,8	24,2	3,6	8,9
1998	9,8	7,3	15,0	15,5	15,9	23,5	3,9	9,1
1999	8,0	6,2	15,7	15,5	17,1	24,2	4,2	9,0
2000	7,0	8,7	12,8	17,2	15,3	24,5	3,5	11,0
2001	8,1	10,0	11,8	17,5	14,9	24,5	3,0	10,2
2002	5,8	9,8	12,9	17,3	14,2	25,5	3,7	10,8
2003	5,4	9,7	13,3	17,1	13,5	26,3	3,6	11,1
2004	5,2	10,0	12,8	17,3	13,0	27,0	3,2	11,6
2005	5,9	9,5	11,6	18,8	13,0	26,7	2,4	11,9
2006	5,6	10,2	10,5	19,6	14,1	25,7	2,1	12,3
2007	5,1	10,4	10,0	20,0	12,6	27,1	3,3	11,4

Tout d'abord, il convient de noter que les classes moyennes représentent environ 70-72% des effectifs de notre échantillon. Bigot (2009) rapporte que 52% de la population française en 2000 appartenait aux classes moyennes, comprises comme disposant de revenu variant entre 75% et 150% du niveau de vie médian³⁰. Chauvel (2006) avance plutôt le chiffre de 60% des salariés. Dans tous les cas de figure, nous sommes au dessus des statistiques publiées de plusieurs points. Godefroy *et al.* (2009) estiment un niveau de vie médian en France autour de 17 600 euros en 2006, soit 1 470 euros mensuels. Le niveau de vie moyen atteignait 20 600 euros par habitant par an. En revanche, le revenu disponible moyen par ménage était de 29 696 euros par an, soit 2 475 euros par mois. Notre échantillon affiche un revenu moyen

27. cf. : Annexe 3.10.

28. cf. : Annexe 5.9.

29. cf. : Annexe 3.7.

30. L'INSEE retient généralement 50% du niveau de vie médian comme seuil de pauvreté (Eurostat privilégie le seuil de 60%).

par ménage de 2 216 euros par mois et un niveau de vie³¹ median de 1 430 euros mensuel en 2006. Nos résultats sont très légèrement plus bas que les statistiques nationales, ce qui n'est pas très surprenant dans la mesure où il s'agit de données déclaratives.

La surreprésentation des classes moyennes dans notre échantillon tient donc plus à la définition des seuils de revenu caractérisant l'appartenance des ménages aux classes sociales qu'à la représentativité de nos données. Une comparaison avec l'étude de Bigot (2009) montre que nous mordons aux deux extrémités de l'échelle des classes moyennes, faisant basculer des ménages modestes dans la classe moyenne inférieure et des ménages aisés dans la classe moyenne supérieure. A noter également le rajeunissement de notre échantillon sur la période, cohérent avec la définition des cohortes fixant 1946 comme année de césure.

Répartition budgétaire des groupes alimentaires par année

A la lecture du tableau 1 (reporté en annexe 3.1), on constate que les viandes, fromages, produits gras-sucrés et boissons alcoolisées représentent les plus gros postes de dépenses des ménages. Deux évolutions majeures sont à relever sur la période ; la part des plats préparés a presque doublé en 12 ans, passant de 4,8% à 7,6%, alors que le sucre ne représente plus que 0,4% du budget des ménages (contre 0,7% une dizaine d'années auparavant). Ces deux orientations sont conformes avec les principales tendances présentées au chapitre précédent.

3.2 Evolution et répartition des dépenses alimentaires

Répartition des dépenses alimentaires par classe de revenu

En matière de répartition des dépenses par poste, on observe des choix d'allocation différents par classe de revenu. On remarque en effet que le quatrième quartile, qui correspond aux ménages les plus aisés, consacre une part plus importante de son budget aux poissons, contrairement aux ménages les plus modestes qui leur préfèrent

31. Après prise en compte du nombre de personnes par ménage selon les coefficients dégressifs avec l'âge de l'INSEE, à savoir que le premier adulte compte pour 1, les autres personnes de plus de 14 ans pour 0,5 et les enfants de moins de 14 ans pour 0,3.

la charcuterie. On note également que le lait occupe une place plus importante pour les tranches de revenu les plus basses.

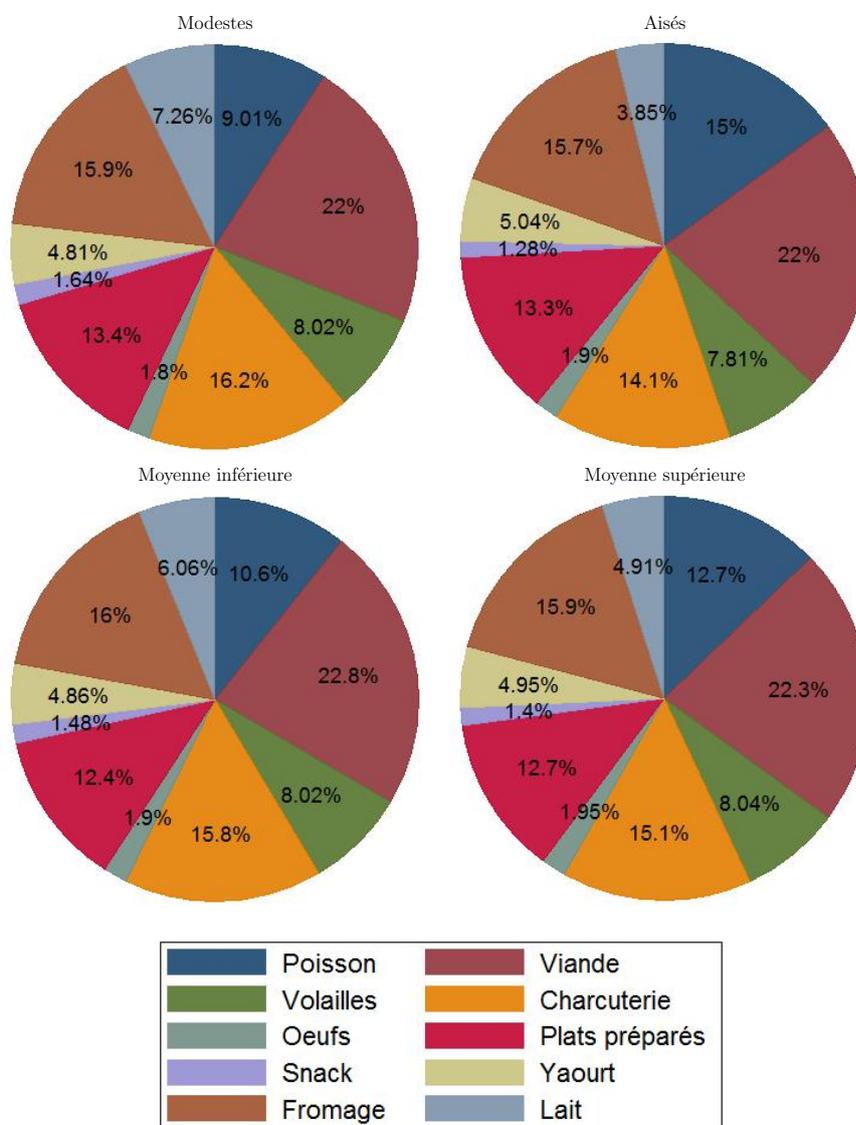


FIGURE 3.3 – Répartition des dépenses alimentaires par classe de revenu
Groupe alimentaire – Viandes, poissons et produits laitiers

En ce qui concerne le groupe des fruits, légumes et féculents, on relève que les ménages des classes élevées dépensent substantiellement plus en fruits et légumes frais que les plus modestes ; alors que les ménages aisés consacrent environ 35,9% de leur budget « Fruits, légumes et féculents » aux légumes et fruits frais, les plus défavorisés n'y dédient que 22,3% et leur substituent plus de féculents. Les produits gras-sucrés représentent une part importante des dépenses des ménages, en particulier chez les ménages du quartile inférieur (34,1% contre 26,2% pour les plus aisés). De même,

les matières grasses animales sont proportionnellement plus présentes dans le panier des ménages modestes. Ces chiffres sont à nouveau cohérents avec la littérature et semblent confirmer l'existence d'inégalités en termes d'apports nutritionnels.

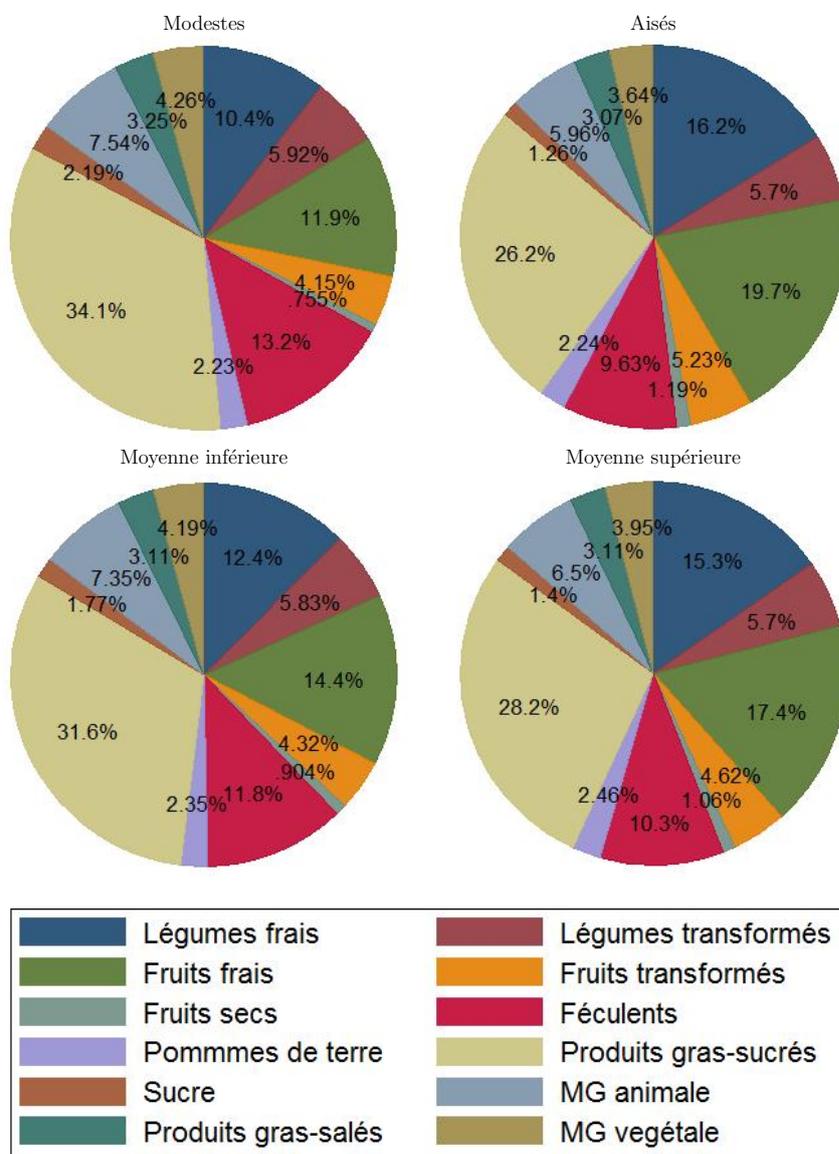


FIGURE 3.4 – Répartition des dépenses alimentaires par classe de revenu
Groupe alimentaire – Fruits, légumes et féculents

Evolution des dépenses alimentaires

Au regard du graphique 3.5, on constate tout d'abord une saisonnalité significative des dépenses alimentaires, celles-ci augmentant substantiellement pendant les mois d'hiver. Peu relevée dans la littérature, nous envisageons trois facteurs pouvant

expliquer cette tendance. Premièrement, certaines consommations alimentaires sont connues comme étant saisonnières. C'est notamment le cas des fruits et légumes, moins fréquemment consommés l'hiver. Inversement, les féculents le sont davantage (Lioret *et al.*, 2004). Deuxièmement, on note également une forte saisonnalité des prix des produits alimentaires, en particulier des produits frais. Enfin, dans la mesure où nos données excluent les consommations alimentaires prises hors domicile, nous pouvons avancer l'hypothèse que les ménages ont plus souvent l'occasion de prendre leurs repas à l'extérieur pendant les beaux jours, leur consommation à domicile augmentant pendant les mois hivernaux.

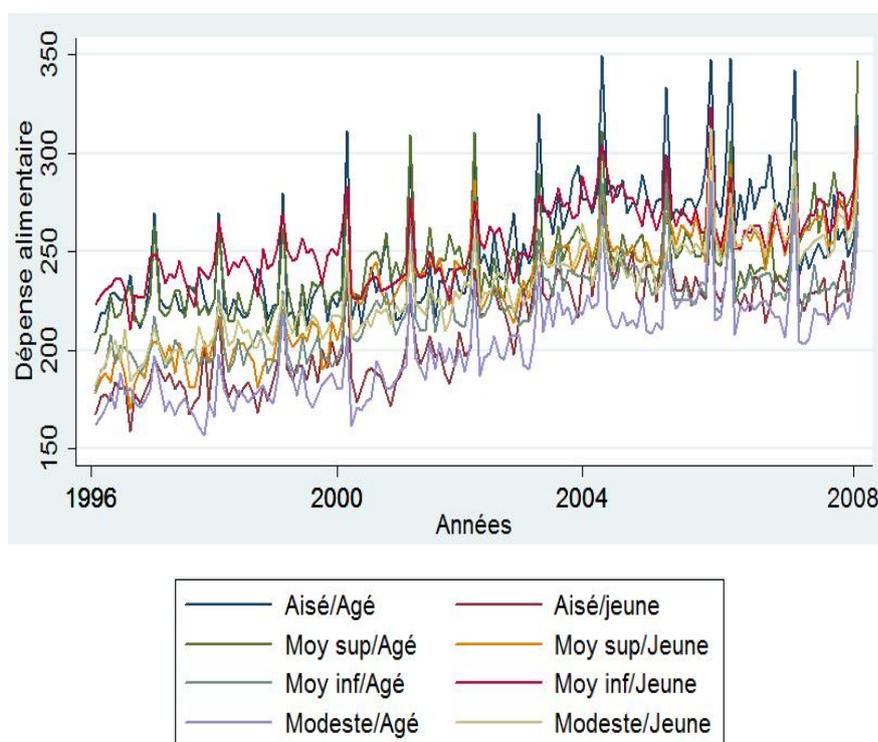


FIGURE 3.5 – Evolution des dépenses alimentaires par cohorte (euro/période/ménage)

Par ailleurs, on peut noter que les dépenses alimentaires (par ménage) augmentent avec le revenu ; les cohortes les plus aisées dépensent plus en produits alimentaires que les plus modestes. Par ailleurs, à classe sociale équivalente, les cohortes les plus âgées consacrent plus d'argent à l'alimentation que leurs confrères plus jeunes, en partie en raison du fait que nous ne contrôlons pas pour la taille du ménage. Les dépenses alimentaires les plus faibles sont reportées pour les ménages âgés les plus démunis. Enfin, nous constatons une tendance générale à la hausse des

dépenses alimentaires. Il convient de préciser que le graphique 3.5 reporte l'évolution en valeur, à prix courants, des dépenses des ménages et ne corrige donc pas pour l'inflation.

Evolution des prix

Afin de lisser les mouvements saisonniers, nous proposons de regarder l'évolution des prix sur la période à partir des prix moyens par année³². La tendance générale est donc à la hausse des prix pour tous les groupes alimentaires. Cependant, à l'exception d'un choc important avec le passage à l'euro à la charnière des années 2001-2002, cette hausse est relativement légère.

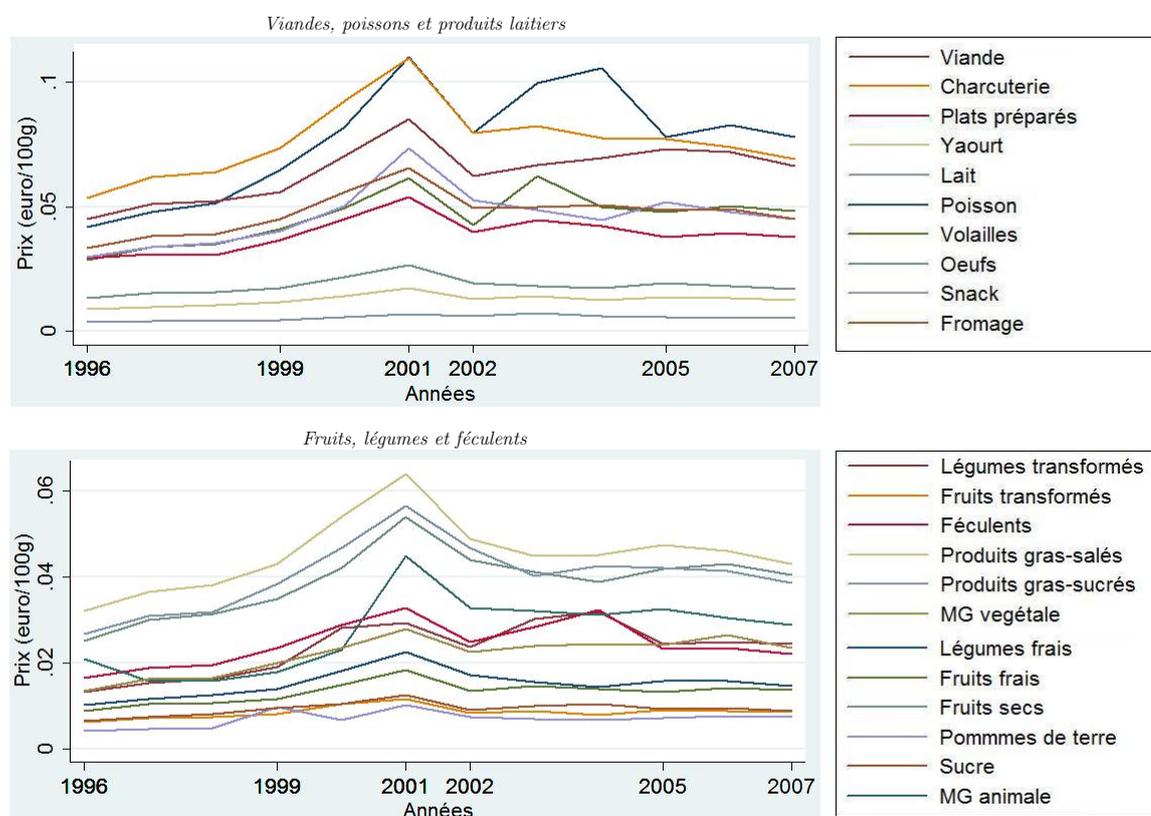


FIGURE 3.6 – Evolution des prix par groupe alimentaire – 1996-2007

Nous constatons une très forte volatilité des prix entre 2001 et 2002. A partir de nos données, nous relevons que les prix augmentent pour quasiment tous les groupes alimentaires à partir de la deuxième moitié de l'année 2001 pour diminuer ensuite au cours des premiers trimestres 2002. Pour la majorité de nos groupes,

32. Nous rappelons qu'il s'agit, plus précisément, de valeurs unitaires.

le maximum est atteint, paradoxalement, en décembre 2001, la veille du passage à l'euro. Pour certains groupes de biens, dont les poissons, les prix rejoindront leurs maxima quelques mois plus tard avant de se stabiliser. Nos données sont cependant très insuffisantes pour juger de l'impact durable de l'impact du passage à l'euro et de la hausse récente des prix annoncée dans la presse et visiblement perçue par les consommateurs.

4 Conclusion

Dans cette section, nous avons présenté les données et, en particulier, la méthodologie adoptée de construction des variables. Compte tenu de l'objectif, *in fine*, de conversion des quantités consommées en apports nutritionnels, nous avons été amenés à repenser la nomenclature initiale et à rendre celle-ci compatible avec une table composition des aliments. D'autres choix méthodologiques ont consisté à décider, compte tenu de la construction des données TNS, de logiques d'agrégation par cohorte d'individus et groupe de biens. Au regard des travaux précédents sur données similaires (Allais *et al.*, 2009), deux variables discriminantes ont été sélectionnées pour définir les cohortes : effet générationnel et statut economico-social. Par ailleurs, 27 groupes alimentaires ont été retenus.

Nous disposons au final d'un pseudo-panel de données retraçant les achats alimentaires de 8 cohortes de ménages suivies sur 156 périodes de 4 semaines, de 1996 à 2007, pour un ensemble de 27 groupes de biens constituant la totalité du panier alimentaire des ménages. Nous sommes désormais en mesure d'estimer un système complet de demande alimentaire. Les deux chapitres suivants seront consacrés à la présentation du cadre théorique de l'analyse de la demande en économie et à la phase d'estimation économétrique des élasticités prix et revenu.

Deuxième partie

Analyse de la demande alimentaire : Impacts des variations de prix sur la demande alimentaire

Chapitre 4

Approches et problématiques de la modélisation de la demande alimentaire

1 Introduction

Les économistes s'intéressent depuis longtemps à la répartition du budget des ménages entre les différents biens qui leur sont possible d'acquérir. Le comportement de consommation alimentaire fait en particulier l'objet d'analyses économiques depuis Engel (1895). L'objectif de ces études est principalement de mettre à jour les effets des variations de prix et du revenu sur la demande alimentaire. Ces analyses de la demande reposent sur un corpus théorique qui admet comme première hypothèse que les choix du consommateur dérivent d'un comportement de maximisation d'utilité sous contrainte de budget. Compte tenu de ses préférences, de son revenu et des prix respectifs de chaque bien, supposés exogènes, l'individu décide de la composition du panier de biens qui le satisfait le mieux.

Plus précisément, l'étude de la répartition de la dépense totale se fait par l'estimation de systèmes de demande. La demande pour un bien apparaît alors comme fonction des prix et de la dépense totale. Des variables démographiques ou sociologiques sont généralement incluses dans les modèles afin de contrôler leurs impacts sur l'objet mesuré et de mettre à jour les possibles déterminants sociologiques de la

demande.

Dans une première section, nous reviendrons sur les fondamentaux de la théorie microéconomique de la demande. Nous présenterons ensuite les principales spécifications possibles des préférences des consommateurs et nous attarderons en particulier sur les différents systèmes de demande AI (*Almost Ideal Demand System*). Dans la section 4, nous détaillerons l'hypothèse de formation des habitudes de consommation et son introduction dans les modèles AI. Nous concluons dans la section 5.

2 Théorie microéconomique du consommateur

2.1 Les fonctions de demande

La théorie microéconomique du consommateur considère généralement deux types de fonction de demande. La première est la fonction de demande marshallienne. Elle est issue du programme canonique de maximisation de l'utilité du consommateur sous contrainte budgétaire. La quantité demandée apparaît alors fonction des niveaux de prix et de revenu du consommateur. La fonction marshallienne permet ainsi de mesurer les substitutions entre biens, consécutives aux variations de prix, à revenu constant. La seconde forme de fonction de demande est la demande hicksienne. Il s'agit en l'occurrence du programme dual de minimisation de la dépense sous la contrainte de maintenir l'utilité à un niveau fixé. La quantité optimale est désormais fonction des prix et du niveau d'utilité. On obtient ainsi les substitutions nettes entre biens, consécutives à une variation des prix, à niveau d'utilité constant.

La représentation des préférences du consommateur

La théorie microéconomique pose quatre axiomes de base sur les relations de préférence du consommateur. Celui-ci est en effet supposé disposer d'une échelle de préférences quant aux combinaisons de biens qui lui sont offertes.

Soit Q_1 et Q_2 des paniers de biens appartenant à l'ensemble de consommation Q , c'est-à-dire $Q_1 \in Q$ et $Q_2 \in Q$. Pour Q_1 préféré ou indifférent à Q_2 , on a $Q_1 \succsim Q_2$.

La relation de préférence du consommateur est tout d'abord un préordre complet, c'est-à-dire qu'elle obéit aux quatre axiomes suivants :

Axiome 1 : Réflexivité

La relation de préférence est réflexive. Tout panier est aussi bon que lui-même :

$$Q_1 \succcurlyeq Q_1$$

Axiome 2 : Transitivité

La relation de préférence est transitive. Si Q_1 est préféré ou indifférent à Q_2 et Q_2 préféré ou indifférent à Q_3 , alors on a Q_1 préféré ou indifférent à Q_3 .

$$Q_1 \succcurlyeq Q_2$$

et

$$Q_2 \succcurlyeq Q_3$$

implique que

$$Q_1 \succcurlyeq Q_3$$

Axiome 3 : Complétion¹

La relation de préférence est complète, c'est-à-dire que toute paire de biens peut être comparée. En d'autres termes, on a, soit $Q_1 \succcurlyeq Q_2$, soit $Q_2 \succcurlyeq Q_1$.

Dans la mesure où nous spécifions des « préférences faibles », les deux relations sont également possibles simultanément. Nous définissons alors la notion d'indifférence.

Axiome 4 : Continuité

La relation de préférence est continue. Cela signifie que $\{Q_1 | Q_1 \succcurlyeq Q_2\}$ et $\{Q_1 | Q_2 \succcurlyeq Q_1\}$ sont des ensembles fermés. Cette hypothèse permet d'exclure certains comportements discontinus et garantit que l'ensemble des allocations correspondantes à l'indifférence ne sera pas constitué par l'ensemble vide.

Si la relation de préférence du consommateur est complète, réflexive, transitive et continue, il est possible de la représenter par une fonction d'utilité continue (Barten et Bohm, 1982). Soit une fonction $u : Q \rightarrow R$ telle que $Q_1 \succcurlyeq Q_2$ si et seulement si $u(Q_1) \geq u(Q_2)$.

1. On trouve parfois le terme de complétude.

Trois axiomes supplémentaires de monotonie, convexité et non-saturation sont également imposés, garantissant de bonnes propriétés à la fonction d'utilité².

Fonction d'utilité et maximisation sous contrainte

La théorie du consommateur a donc pour point de départ un individu rationnel capable d'émettre des préférences vis à vis des différentes combinaisons de biens possibles. La fonction d'utilité est une représentation fonctionnelle de ces relations de préférence.

Soit q un vecteur de quantités de biens, p un vecteur de prix et x la dépense totale. L'agent se comporte de manière à maximiser son utilité sous contrainte budgétaire. Il résout le programme suivant :

$$\begin{cases} \text{Max } U(q) \\ \text{sous la contrainte } x = p \cdot q \end{cases} \quad (4.1)$$

L'interprétation économique de la maximisation de l'utilité repose sur l'axiome des préférences révélées et les énoncés de principe concernant les préférences individuelles mentionnés plus haut. La fonction d'utilité étant supposée différentiable, on résout algébriquement le programme de maximisation par la méthode du Lagrangien.

$$L = U(q) - \lambda(p \cdot q - x) \quad (4.2)$$

où λ , le multiplicateur de Lagrange, doit être interprété comme l'utilité marginale du revenu³.

Les conditions de premier ordre donnent $n+1$ équations qui permettent d'obtenir les $n+1$ inconnues du programme⁴.

La solution de ce problème fournit la demande marshallienne, c'est-à-dire les quantités optimales de biens q_i compte-tenu des niveaux de prix et de la dépense totale.

2. cf. : Annexe 4.1.

3. Sous réserve que le revenu est équivalent à la dépense totale.

4. A savoir les n niveaux de quantités optimales et le multiplicateur de Lagrange λ .

$$q_i = g_i(p, x) \quad (4.3)$$

En regard, correspond le programme dual équivalent ; le consommateur minimise sa dépense totale afin d'atteindre un certain niveau d'utilité.

$$\begin{cases} \text{Min } p \cdot q \\ \text{sous la contrainte } U(q) = u \end{cases} \quad (4.4)$$

La solution du programme dual est le système de demande hicksienne ou fonction de demande compensée.

$$q_i = h_i(p, u) \quad (4.5)$$

Les deux programmes étant équivalents, les quantités optimales vérifient :

$$\forall i, g_i(p, x) = h_i(p, u) \quad (4.6)$$

Fonction d'utilité indirecte et fonction de coût

Si l'on introduit les fonctions de demande marshalliennes dans la fonction d'utilité, on obtient la fonction d'utilité indirecte. Il s'agit de l'utilité maximale associée à un vecteur donné de prix p et à un niveau de dépense totale x .

$$u = U(q) = U(g_1(p, x), \dots, g_n(p, x)) = \psi(p, x) \quad (4.7)$$

En utilisant l'identité de ROY, il est également possible d'obtenir une nouvelle formulation du système de demande à partir d'une fonction d'utilité indirecte. Christensen *et al.* (1975) ont utilisé cette approche et une fonction d'utilité indirecte *Translog* pour construire le système de demande *Translog*.

Parallèlement, on peut définir la fonction de coût en reportant les fonctions de demande hicksiennes dans la dépense optimale. On obtient alors la dépense minimale nécessaire pour atteindre un niveau fixé d'utilité à prix donnés.

$$x = p \cdot q = \sum_{i=1}^n p_i h_i(p, u) = c(p, u) \quad (4.8)$$

On passe de la fonction de coût à la fonction d'utilité indirecte par simple inversion.

Par ailleurs, le lemme de Shephard permet de passer de la fonction de coût à la demande optimale. Deaton et Muellbauer (1980a) ont utilisé cette approche pour parvenir au modèle AI que nous nous proposons d'utiliser dans la suite de ce travail.

Quelques propriétés de la fonction de coût méritent d'être précisées. La fonction de coût est homogène de degré 1 par rapport aux prix. Elle est par ailleurs croissante en u , non décroissante en p et croissante pour au moins un p_i ($\forall i \in [1, n]_{\mathbb{N}}$). Elle est également continue et concave en p . Elle est enfin deux fois dérivable, c'est-à-dire que les dérivées premières et secondes en p_i existent.

2.2 Les propriétés des fonctions de demande

Deaton et Muellbauer (1980b) rappellent les contraintes théoriquement identifiées qu'il convient d'imposer aux fonctions de demande et de tester pour s'assurer de la conformité des modèles estimés.

Additivité, homogénéité, symétrie et négativité

Les fonctions de demande admettent les hypothèses microéconomiques induites par les fonctions d'utilité sous-jacentes. En conséquence, elles doivent respecter les quatre propriétés suivantes.

Additivité

La somme des dépenses pour chacun des biens doit être égale à la dépense totale. En d'autres termes, la fonction de demande doit satisfaire la contrainte budgétaire. Cette contrainte peut être formalisée de la façon suivante :

$$\sum_{i=1}^n p_i g_i(p, x) = x \quad (4.9)$$

La contrainte d'additivité implique également que la somme des propensions marginales à consommer, $p_i \frac{\partial g_i}{\partial x}$, est égale à 1. Cela implique que toute augmentation

du revenu est entièrement dépensée.

Homogénéité

Cette contrainte impose que la fonction de demande marshallienne soit homogène de degré zéro par rapport aux prix et au revenu. Cela signifie également qu'il y a absence d'illusion monétaire, c'est-à-dire qu'une variation proportionnelle des prix et du revenu laissera la demande inchangée. En d'autres termes, les consommateurs effectuent leur arbitrage en fonction des transformations de leurs revenus en termes réels. Les prix relatifs restant constants, l'agent ne change pas son panier de consommation.

$$\forall i, q_i = g_i(\theta p, \theta x) = g_i(p, x) \quad (4.10)$$

Dans la mesure où la fonction de demande hicksienne est la dérivée d'une fonction homogène de degré 1 en p , la contrainte d'homogénéité est satisfaite.

La contrainte d'homogénéité implique également que la somme des élasticité-prix, directe et croisées, et de l'élasticité-dépense pour un bien est nulle⁵.

$$\forall i, x \frac{\partial g_i(p, x)}{\partial x} + \sum_{j=1}^n p_j \frac{\partial g_i(p, x)}{\partial p_j} = 0 \rightarrow e_i + e_{i1} + e_{i2} + \dots + e_{in} = 0 \quad (4.11)$$

Symétrie

La contrainte de symétrie impose que les dérivées croisées des fonctions de demande hicksiennes soient symétriques par rapport au prix. Soit les dérivées croisées des fonctions de demande hicksiennes par rapport au prix,

$$\forall ij, \frac{\partial h_i(p, u)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_j(p, u)}{\partial p_i} \quad (4.12)$$

Ainsi, le substitut j d'un produit i peut également être substitué par i . La matrice des effets nets de substitution, ou matrice de Slutsky, doit donc être symétrique.

Cette condition de symétrie peut être retrouvée après le lemme de Shephard et le théorème de Young. La matrice E , de Slutsky, de taille $n \times n$, est formée par

5. Les signes respectifs des élasticités doivent être pris en compte.

les éléments $\frac{\partial h}{\partial p}$. Dans la mesure où $h_i = \frac{\partial c(p,u)}{\partial p_i}$, d'après le lemme de Shephard, on obtient :

$$\frac{\partial h_i}{\partial p_j} = \frac{\partial^2 c(p,u)}{\partial p_i \partial p_j} \quad (4.13)$$

L'ordre de différenciation étant sans importance, E est symétrique. Si elle ne l'était pas, cela impliquerait, *ceteris paribus*, que l'agent ne choisit pas les quantités optimales.

On peut également obtenir la matrice E en différenciant la fonction de demande hicksiennes. On retrouve alors l'équation de Slutsky :

$$\frac{\partial h_i}{\partial p_j} = \frac{\partial g_i}{\partial x} q_j + \frac{\partial g_i}{\partial p_j} \quad (4.14)$$

Négativité

La contrainte de négativité implique que, compte tenu de la concavité de la fonction de coût, les termes diagonaux de la matrice de Slutsky, ou les élasticités-prix directes, soient négatifs. La matrice de Slutsky doit donc être semi-définie négative.

$$\forall i, \frac{\partial h_i}{\partial p_i} \leq 0 \quad (4.15)$$

La propriété de négativité suppose donc, qu'à utilité constante, la hausse du prix d'un bien doit entraîner une baisse de la demande hicksienne pour ce bien. Par ailleurs, le signe de $\frac{\partial h_i}{\partial p_j}$ indique les relations entre les biens i et j . Lorsque ce terme est positif, une hausse du prix de i entraîne une hausse de la consommation de j . Les biens sont alors dits substituables. Dans le cas contraire, les biens sont dits complémentaires.

Restrictions théoriques et relations entre élasticités

Ces diverses contraintes peuvent aussi être exprimées sous forme de restrictions sur les élasticités de la demande marshallienne. Soit e_i , l'élasticité-dépense non-compensée du bien i , e_{ij} l'élasticité-prix non-compensée du bien i par rapport au prix du bien j et w_i le coefficient budgétaire du bien i . Les quatre conditions qui suivent, résument les restrictions imposées sur le modèle de demande en termes d'élasticités.

*Conditions d'homogénéité de Slutsky-Schultz*⁶ :

$$\forall i, e_i + e_{i1} + e_{i2} + \dots + e_{in} = 0 \quad (4.16)$$

Cette condition peut également être réécrite de la manière suivante :

$$\forall i, \sum_{j=1}^n e_{ij} = -e_i - e_{ii} \quad (4.17)$$

Ainsi, un bien dont les élasticités-prix croisées seraient collectivement élevées et positives, c'est-à-dire qui disposerait de nombreux substituts, serait, à élasticité-revenu constante, significativement élastique avec une élasticité-prix directe élevée et négative. Et vice-versa.

Conditions d'agrégation de Slutsky :

$$\forall i, e_{ij} = \frac{w_i}{w_j} e_{ji} + w_j (e_j - e_i) \quad (4.18)$$

Si on pose les hypothèses que les élasticités-revenu des biens i et j sont proches et/ou que la part budgétaire du bien j est faible, on retrouve la relation de Hotelling-Jureen :

$$\forall i, e_{ij} = \frac{w_j}{w_i} e_{ji} \quad (4.19)$$

Cette relation permet notamment de comprendre l'impact des parts budgétaires relatives sur les réactions aux variations de prix. Ainsi, une population révélant une plus forte préférence pour la viande que le poisson⁷ réagirait plus fortement à une augmentation du prix de la viande de 1%, en substituant du poisson à de la viande, qu'elle ne le ferait pour une hausse équivalente du prix du poisson.

Conditions d'agrégation d'Engel :

$$\forall i, \sum_{i=1}^n w_i e_i = 1 \quad (4.20)$$

La somme des élasticités-revenu de chacun des biens composant le panier des

6. Les signes respectifs des élasticités doivent être pris en compte.

7. i.e. une part plus importante de sa dépense serait consacrée à la viande.

ménages, pondérées par leurs parts budgétaires respectives, est égale à 1.

Conditions d'agrégation de Cournot :

$$\forall i, \sum_{j=1}^n w_j e_{ji} = -w_i \quad (4.21)$$

La somme des élasticités-prix, directe et croisées, de la demande pour un bien du panier, pondérées par les parts budgétaires respectives, est égale à (la valeur négative de) la part budgétaire du bien en question.

Ces quatre restrictions permettent de retrouver les relations qu'entretiennent les élasticités entre elles et leurs seuils maximum et minimum respectifs.

Dans cette section, nous avons présenté le cadre théorique classique qui prévaut à la représentation des choix du consommateur en économie. L'ensemble des fonctions de demande marshalliennes constitue un système complet de demande de biens. Elles permettent de déterminer simultanément les n quantités consommées, respectivement aux niveaux de prix et de revenu observés, sous réserve du respect des conditions énoncées plus haut. Cependant, avant de pouvoir estimer les paramètres de ce système demande, il convient, de manière pratique, d'effectuer des regroupements sur les données et de spécifier une forme fonctionnelle à la relation de préférence du consommateur.

3 Agrégation et séparabilité des préférences

Les systèmes de demande font donc dépendre, théoriquement, la demande d'un bien de son prix, du prix des autres biens constituant le panier du ménage et du revenu. Cependant, il n'est pas possible en pratique, souvent pour des raisons de disponibilité des données mais également pour des motifs économétriques, de prendre en considération les effets prix de tous les biens. Deux possibilités s'offrent alors au chercheur ; soit il opère des regroupements et constitue des groupes homogènes de biens, soit il pose l'hypothèse de séparabilité des préférences et considère que les dépenses se répartissent en groupes qui peuvent être étudiés indépendamment les uns des autres (Deaton et Muellbauer, 1980b). Nous avons vu plus haut, les contraintes qu'impose notre question de recherche sur la constitution des groupes alimentaires.

Nous précisons dans cette section les conditions que la théorie de la demande pose en matière d'agrégation et de séparabilité des préférences.

3.1 Séparabilité et arbre d'utilité

L'hypothèse de séparabilité des préférences permet d'estimer un système de demande restreint à un ensemble de biens particuliers. On pose l'hypothèse que la répartition des dépenses au sein d'un groupe de biens se fait indépendamment du comportement du consommateur à l'égard des autres biens. Plus précisément, l'hypothèse de séparabilité des préférences repose sur un processus de budgétisation par étapes. On suppose que le consommateur partage dans un premier temps son budget total entre différents grands groupes de biens. Ces sommes sont ensuite réparties, indépendamment les unes des autres, entre les divers postes qui composent chacun des groupes de biens. La demande pour un bien est alors supposée ne dépendre que des prix des différents produits appartenant au groupe de biens en question et de la dépense totale affectée à ce même groupe.

Ces hypothèses sur la forme des préférences du consommateur peuvent se traduire par un arbre d'utilité (Strotz, 1957, 1959). On partitionne les produits en groupes de sorte à ce que les préférences au sein de ce groupe puissent être définies indépendamment des choix opérés dans les autres groupes. Au sein d'un groupe de biens, chaque demande est définie par une fonction d'utilité propre. Chacune de ces sous-utilités contribue ensuite à l'utilité totale.

Séparabilité forte et séparabilité faible

On distingue cependant séparabilité forte et séparabilité faible. Lorsqu'aucune autre restriction que l'indépendance des répartitions budgétaires intra-groupe n'est imposée à la structure des préférences du consommateur, on parle de séparabilité faible. Dans ce cas, la fonction d'utilité peut s'écrire comme suit :

$$u = f [\phi_1(q_1), \phi_2(q_2), \dots, \phi_m(q_m)] \quad (4.22)$$

Avec n biens partitionnés en m groupes. $\phi_j(\cdot)$ est la fonction d'utilité intra-groupe du groupe de biens j .

Cette spécification de la fonction d'utilité implique des fonctions de demande conditionnelle de la forme :

$$q_i = f_i(p_i, x_i | \bar{q}_i) \quad (4.23)$$

où x_i et p_i sont respectivement la dépense totale et les prix affectés à la consommation du vecteur de biens q_i du groupe i . \bar{q}_i est le vecteur regroupant tous les autres biens appartenant à différents groupes. Les quantités consommées de ces biens sont supposées constantes.

En revanche, l'hypothèse de séparabilité forte, plus restrictive, impose que l'utilité totale est la somme des fonctions de sous-utilité de chaque groupe. La fonction d'utilité du consommateur représentatif s'écrit alors sous la forme additive suivante :

$$u = f[\phi_1(q_1) + \phi_2(q_2) + \dots + \phi_m(q_m)] \quad (4.24)$$

L'utilité pour un groupe reste indépendante des quantités de biens exclus de ce groupe mais les relations entre les demandes de biens appartenant à des groupes différents ne sont pas pour autant inexistantes. Les conditions nécessaires et suffisantes pour qu'une fonction d'utilité soit séparable ont été dérivées par LEO.

L'hypothèse de séparabilité faible des préférences est suffisante et nécessaire pour une allocation séquentielle de la dépense totale en deux stades. En l'occurrence, elle permet d'envisager un premier stade de budgétisation selon lequel le consommateur décide de répartir son revenu entre biens alimentaires et non-alimentaires. Le processus de budgétisation à deux stades peut être représenté schématiquement de la manière suivante :

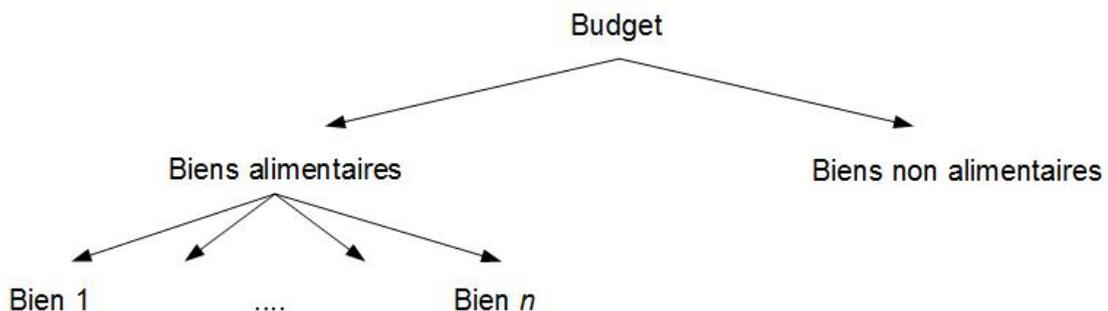


FIGURE 4.1 – Shéma du processus de budgétisation

Elasticités non-conditionnelles et élasticités conditionnelles

L'hypothèse de séparabilité impose également de distinguer deux types d'élasticité : les élasticités non-conditionnelles et les élasticités conditionnelles. Les premières donnent la fonction de réaction de la demande aux variations de l'ensemble du revenu du consommateur. Les élasticités conditionnelles sont en revanche fonction du niveau de dépense alloué au groupe auquel appartient le bien en question. A chacun des stades de budgétisation, les élasticités conditionnelles peuvent être calculées. Elles peuvent être combinées ensuite entre elles afin d'obtenir les élasticités non-conditionnelles qui permettent de réaliser une analyse complète du comportement de demande alimentaire.

Cependant, la première étape du processus de budgétisation n'est pas sans poser problème. Gorman (1959, cité par Deaton et Muellbauer, 1980b) a en effet démontré que pour que cette étape s'inscrive dans le cadre habituel d'un programme de maximisation sous contrainte à partir des niveaux agrégés de prix et de quantités pour chacun des groupes de biens sélectionnés, les préférences doivent être, ou fortement séparables avec des fonctions de sous-utilité de type *Generalized Gorman Polar Form* (GGPF), ou construites à partir de fonctions de sous-utilité homothétiques⁸. Or, la séparabilité forte et l'homothéticité imposent des restrictions fortes, généralement considérées comme peu réalistes (Liu et Chern, 2003). Plusieurs solutions ont été proposées dans la littérature pour remédier à ces difficultés. Deaton et Muellbauer (1980b) suggèrent d'approximer les prix agrégés par des indices de type Paashe ou Laspeyres. Segerson et Mount (1985) utilisent quant à eux deux indices de prix plutôt qu'un.

Sous l'hypothèse de faible séparabilité des préférences, les systèmes de demande peuvent être estimés à deux niveaux : estimations inter-groupe et estimations intra-groupe. A partir des relations entre ces deux niveaux d'estimation, plusieurs auteurs (Moschini *et al.*, 1994 ; Nayga et Capps, 1994 ; Carpentier et Guyomard, 2001 ; Jones *et al.*, 2005) ont proposé de tester empiriquement l'hypothèse de faible séparabilité des préférences. Ces études déterminent tout d'abord les relations de substitution et de complémentarité que doivent entretenir entre eux les biens d'un même groupe et

8. Les préférences sont homothétiques si et seulement si elles peuvent être représentées par une fonction d'utilité homogène de degré 1.

entre groupes différents et s'assurent ensuite que les (signes des) élasticités obtenues sont conformes à ces restrictions théoriques. Cependant, ces tests sont difficiles à mettre en oeuvre compte-tenu de la multicolinéarité généralement observée entre les prix, en particulier entre les indices de prix agrégés. Par ailleurs, ces tests ont été développés pour les séries temporelles et apparaissent difficilement applicables aux données de panel (Liu et Chern, 2003).

3.2 *The Composite Commodity Theorem*

L'alternative à l'hypothèse de séparabilité des préférences proposée par la littérature pour réduire le nombre de biens repose sur le *Composite Commodity Theorem* (CCT) proposé à l'origine par Hicks (1936) et Leontief (1936).

Le CCT pose l'hypothèse que si les prix au sein d'un groupe de biens fluctuent parallèlement, alors le groupe sous-jacent peut être assimilé à un ensemble homogène en termes de préférences et considéré comme un seul et même bien. En pratique, le CCT est trop restrictif pour être utilisé dans des études empiriques. On observe en effet généralement une trop importante variabilité des prix relatifs pour ne pas rejeter les hypothèses du théorème (Deaton et Muellbauer, 1980b).

Lewbel (1996) propose une version améliorée du théorème de Hicks et Leontief pour agréger les biens : Le *Generalized Composite Commodity Theorem* (GCCT). Ce théorème relâche l'hypothèse de parfaite corrélation entre les prix au sein d'un groupe de biens et autorise des corrélations imparfaites à l'intérieur du groupe. La distribution du prix d'un bien est supposée indépendante du prix agrégé pour le groupe (Davis, 2003). Plus précisément, les tests du *Generalized Composite Commodity Theorem* reposent sur l'étude des relations de cointégration entre chacun des prix des biens et l'indice de prix du groupe auquel il appartient. Cette approche permet d'imposer des conditions moins restrictives sur les fluctuations de prix.

Dans ce travail, nous avons adopté l'approche généralement retenue qui consiste à poser l'hypothèse de faible séparabilité des préférences entre les biens alimentaires et les autres biens de consommation (Allais *et al.*, 2009). Les biens alimentaires sont ensuite regroupés en différents groupes d'aliments en fonction de leurs caractéristiques nutritionnelles. Compte tenu de notre taxonomie relativement détaillée des

groupes alimentaires, construite par ventilation en 27 groupes de 8 grandes classes de biens fréquemment rencontrées dans la littérature⁹, nous posons l'hypothèse que notre procédure d'agrégation satisfait les conditions posées par le GCCT.

4 Spécification des préférences

Nous présentons dans cette section les principaux systèmes de demande utilisés en économie appliquée de la demande. Nous insisterons en particulier sur les développements proposés par Deaton et Muellbauer (1980a) dans la mesure où l'estimation effectuée en deuxième partie repose sur une spécification de type AI.

4.1 Formes fonctionnelles et approche différentielle

Il convient tout d'abord de préciser que l'économie appliquée de la demande propose deux approches pour générer un système de demande (Theil et Clements, 1987). La première consiste à choisir une forme fonctionnelle à la fonction d'utilité, directe ou indirecte, ou à la fonction de coût, et à dériver ensuite, du programme d'optimisation, les équations du modèle. Il s'agit en quelque sorte de l'approche classique. Cependant, l'exercice de spécification des préférences n'est pas aisé et bute sur de nombreux problèmes théoriques, pratiques et épistémologiques. On peut citer à titre d'exemple pour cette approche les modèles LES, *Translog*, AI, QUA1. Une deuxième manière d'obtenir un système d'équations consiste à procéder par différentiation, à partir de la différentielle totale de la quantité demandée, fonction des prix et du revenu (Barnett et Serletis, 2009). Contrairement à la première approche, cette dernière n'exige aucune spécification algébrique des fonctions d'utilité ou de coût. Les modèles de Rotterdam et de Working sont des exemples de cette approche différentielle.

Le système LES

La première approche consiste à spécifier une fonction d'utilité supposée capturer les préférences ou goûts du consommateur. Cette relation algébrique repose sur la

9. Pour comparaison, Reed *et al.* (2005) procèdent à un test d'agrégation en 6 groupes alimentaires, à partir d'une nomenclature constituée de 19 biens, qui satisfait les conditions du GCCT.

formulation des axiomes de rationalité mentionnés plus haut.

Les premiers travaux empiriques de la demande estimaient essentiellement des modèles à équation unique et ignoraient les propriétés, notamment d'additivité, des systèmes de demande (Deaton et Muellbauer, 1980a). Stone (1954) est le premier à estimer un véritable système d'équations de demande dérivé explicitement de la théorie du consommateur.

Ce système de demande, connu sous l'appellation abrégée LES (Linear Expenditure System)¹⁰, est dérivé à partir du programme de maximisation suivant :

$$\begin{cases} \text{Max } U(q) = \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln(q_i - \beta_i) \\ \text{sous la contrainte } x = \sum_{i=1}^n p_i q_i \end{cases} \quad (4.25)$$

Par ailleurs, les restrictions suivantes doivent être imposées :

$$\begin{aligned} \alpha_i &> 0 \\ (q_i - \beta_i) &> 0 \\ \sum_{i=1}^n \alpha_i &= 1 \end{aligned} \quad (4.26)$$

où les β_i correspondent à des quantités de consommation vitales minimales pour un individu. L'allocation entre les différents postes du panier des ménages se fait donc à partir du seuil de ces quantités minimales en fonction des coefficients α_i . La résolution du programme donne le système de demande suivant :

$$w_i = \frac{\beta_i p_i}{x} + \alpha_i \left(1 - \sum_{i=1}^n \frac{\beta_i p_i}{x}\right) \quad (4.27)$$

où w_i est la part budgétaire allouée au bien i .

Le système peut également être exprimé en termes de dépenses par bien, $x_i = q_i p_i$, de la manière suivante (Parks, 1971) :

$$x_i = \beta_i p_i + \alpha_i \left(x - \sum_{i=1}^n \beta_i p_i\right) \quad (4.28)$$

L'un des avantages de cette spécification des préférences est que la demande des

10. Proposé initialement par Klein et Rubin (1947) et Samuelson (1947) (Moschini et Rizzi, 2006)

biens dépend linéairement du revenu et des prix des biens. Cependant, ce système impose un certain nombre de restrictions sur les résultats. Le système LES n'utilise en effet que $2n - 1$ paramètres pour estimer les n élasticités-dépenses et les n^2 élasticités-prix. Compte tenu du fait que cette spécification est sous-paramétrée, le modèle doit imposer que tous les biens soient substituables. Par ailleurs, les biens ne peuvent pas non plus être inférieurs (Deaton et Muellbauer, 1980b). Les contraintes théoriques d'additivité, d'homogénéité et de symétrie sont également imposées. Bien que ces restrictions permettent d'augmenter le nombre de degré de liberté, elles exigent de prendre des précautions dans l'interprétation des résultats ; certaines relations étant inscrites dans le modèle plutôt que constatées.

Le système Rotterdam

Contrairement à l'approche précédente, la méthode différentielle ne requiert aucune spécification algébrique des fonctions d'utilité, directe ou indirecte, ou de coût. Le système de Rotterdam, développé par Theil (1965), appartient à cette classe de modèle. Il a pour point de départ la *Fundamental matrix equation* générée par Barten (1964) à partir des dérivées premières de l'équation de budget par rapport aux prix et au revenu.

En particulier, la différentielle totale de la fonction de demande est de la forme suivante¹¹ :

$$\forall i, dq_i = \frac{\partial q_i}{\partial x} dx + \sum_{j=1}^n \frac{\partial q_i}{\partial p_j} dp_j \quad (4.29)$$

La différentielle totale est ensuite log-linéarisée en multipliant chaque côté de l'équation par p_i/x .

$$\forall i, w_i d \ln q_i = \frac{\partial p_i q_i}{\partial x} \frac{d \ln q_i}{d \ln x} + \sum_{j=1}^n \frac{p_i p_j}{x} \frac{\partial q_i}{\partial p_j} d \ln p_j \quad (4.30)$$

Après simplification (Theil et Clements, 1987), nous obtenons la fonction de demande pour le bien i :

11. Les différentielles des équations de demande, représentées collectivement sous forme de matrice, constituent une composée de la matrice de Barten.

$$\forall i, w_i d \ln q_i = \gamma_i \beta_i d \ln Q + \sum_{j=1}^n c_{ij} d \ln p_j \quad (4.31)$$

où $\beta_i = w_i \frac{\partial \ln q_i}{\partial \ln x}$ est la propension marginale à consommer, $c_{ij} = \frac{p_i p_j}{x} s_{ij}$ (avec s_{ij} correspondant aux coefficients de la matrice de Slutsky) et $d \ln Q$, l'indice de volume Divisia :

$$d \ln Q = \sum_{j=1}^n w_j d \ln q_j = d \ln x - \sum_{j=1}^n w_j d \ln p_j \quad (4.32)$$

Le modèle de Rotterdam est donc spécifié en différence première. Un des avantages du modèle est qu'il permet, contrairement au modèle LES, de tester empiriquement les restrictions imposées par la théorie (additivité, homogénéité, symétrie et négativité). Cependant, les estimations sont rarement consistantes avec la théorie à cet égard (Deaton et Muellbauer, 1980b). Par ailleurs, une des limites principales du système Rotterdam est d'imposer des élasticités-prix et dépense constantes.

Pour construire des systèmes de demande plus flexibles, il convient d'estimer des modèles incluant plus de paramètres. Il devient en revanche plus difficile de dériver les fonctions de demande d'un programme de maximisation de l'utilité plus complexe mathématiquement. L'étude des propriétés des fonctions de coût et des fonctions d'utilité indirectes ont permis de trouver une solution à ce problème algébrique. L'utilisation, en particulier, de l'identité de Roy et du lemme de Shephard ont permis d'obtenir des spécifications plus flexibles des systèmes de demande.

4.2 Les systèmes de demande flexibles

A partir des années 1970, les efforts se concentrent sur le développement de formes fonctionnelles plus flexibles. Ces recherches visent à proposer des approximations des fonctions d'utilité, directes ou indirectes, ou des fonctions de coût incluant suffisamment de paramètres. A cet égard, nous relevons en particulier deux contributions importantes à l'estimation des systèmes de demande : le modèle *Translog*, pour *Transcendental Logarithmic*, de Christensen *et al.* (1975) et le modèle AI¹², pour

12. Nous préférons retenir l'abréviation AI à AIDS, homonyme aujourd'hui malheureux et ambiguë, parfois utilisé dans la littérature.

Almost Ideal Demand System, de Deaton et Muellbauer (1980a). Ces spécifications s'inscrivent dans la lignée des travaux initiés par Working (1943) et Leser (1963) qui aboutissent à des systèmes d'équations en parts budgétaires et décrivent la relation d'Engel entre le revenu et la consommation comme une fonction log-linéaire¹³.

Les systèmes de demande *Translog*

Le système de demande *Indirect Translog* a été initialement proposé par Christensen *et al.* (1975). Il pose l'hypothèse d'une forme quadratique de la fonction d'utilité indirecte du consommateur par rapport au logarithme des rapports des prix et de la dépense totale et dérive les fonctions de demande en appliquant l'identité de Roy.

Plus précisément, Christensen *et al.* (1975) définissent la fonction d'utilité indirecte suivante :

$$\psi(p, x) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \ln \frac{p_i}{x} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln \frac{p_i}{x} \ln \frac{p_j}{x} \quad (4.33)$$

En appliquant l'identité de Roy, on obtient le système de demande suivant :

$$w_i = \frac{\alpha_0 + \sum_{i=1}^n \ln \frac{p_i}{x}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln \frac{p_j}{x}} \quad (4.34)$$

Les fonctions de demande dérivées de cette spécification de la fonction d'utilité indirecte ont l'inconvénient d'être relativement difficiles à estimer. En effet, le modèle *Translog* n'est pas linéaire dans ses paramètres. Une version modifiée a été proposée par Jorgenson *et al.* (1982), le modèle *Direct Translog*. Ce système est cependant peu utilisé en pratique dans la mesure où il présente le défaut de considérer les prix comme fonctions des quantités et non l'inverse.

Le système de demande AI

Le système de demande quasi-idéal ou AI en anglais a été introduit par Deaton et Muellbauer (1980a). Contrairement au modèle *Translog*, les équations du système AI sont issues d'une spécification de la fonction de coût.

13. En l'occurrence, les parts budgétaires sont des fonctions linéaires du logarithme des dépenses.

La fonction de coût PIGLOG

La forme fonctionnelle de la fonction de coût que retiennent Deaton et Muellbauer (1980a) est la fonction PIGLOG (*Price Independant Generalized Logarithmic*) suivante :

$$\ln c(u, p) = (1 - u) \ln a(p) + u \ln b(p) \quad (4.35)$$

où $a(p)$ et $b(p)$ sont deux agrégats de prix, fonctions linéaires du vecteur de prix p . Plus précisément, on a :

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (4.36)$$

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_{j=1}^n p_j^{\beta_j}$$

où α_i , β_i et γ_i sont les paramètres qui assurent la flexibilité de la fonction de coût. Pour que cette fonction soit homogène de degré 1 en p , il convient d'imposer les restrictions suivantes : $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$ et $\sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_i = 0$

La fonction de demande AI

Après différenciation de la fonction de coût par rapport au logarithme des prix, nous obtenons la fonction de demande AI¹⁴ :

$$w_i = \alpha_i + \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_{j=1}^n p_j^{\beta_j} \quad (4.37)$$

avec $\gamma_{ij} = \frac{1}{2}(\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)$

A l'optimum, la dépense totale x est strictement égale à la fonction de coût $c(u, p)$. L'utilité indirecte peut donc être exprimée, par simple inversion de la fonction de coût PIGLOG, de la façon suivante :

$$u = \psi(x, p) = \frac{\ln x - \ln a(p)}{\beta_0 \prod_{j=1}^n p_j^{\beta_j}} \quad (4.38)$$

On obtient ainsi la formule finale des fonctions de demande AI exprimées en parts budgétaires :

14. En effet, on a : $\frac{\partial \ln c(u, p)}{\partial \ln p_i} = \frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} \frac{p_i}{c(u, p)} = q_i \frac{p_i}{c(u, p)} = w_i$

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - \ln a(p)) \quad (4.39)$$

où $\ln a(p)$ est l'indice de prix *Translog* défini par :

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (4.40)$$

Le paramètre β représente l'effet de la dépense totale sur la part budgétaire. Il permet donc de distinguer les deux catégories de biens, biens nécessaires ($\beta < 0$) et biens de luxe ($\beta > 0$). Par ailleurs, on peut noter qu'en introduisant le terme $\ln x - \ln a(p) = \ln(\frac{x}{a(p)})$, on fait dépendre les parts budgétaires de la dépense totale réelle.

Ce modèle conduit à un système de demande presque linéaire dans ses paramètres. Seul l'indice de prix introduit une non-linéarité, et donc des difficultés d'estimation. Pour éviter ce problème, Deaton et Muellbauer (1980a) proposent d'utiliser un indice de Stone, $\ln p = \sum_{i=1}^n w_i \ln p_i$, comme approximation de l'indice de prix. Cette formulation est généralement retenue sous le nom de LA-AIDS¹⁵. Cette spécification est désormais entièrement linéaire dans ces paramètres. Il en résulte cependant un biais d'approximation étudié par Pashardes (1993). Plusieurs auteurs, dont Moschini (1995), ont alors proposé des innovations permettant de réduire l'importance de ce biais. Dans le cas qui nous occupe, nous suivrons Blundell et Robin (1999) et utiliserons leur indicateur ILLS¹⁶. Cette procédure par itération réduit nécessairement le biais d'approximation puisque celle-ci n'est utilisée qu'en première itération. Les paramètres obtenus sont ensuite introduits dans la suite de la démarche itérative.

Facile à interpréter, cette spécification permet d'exprimer et de tester directement les restrictions imposées par la théorie sur les paramètres. On observe cependant généralement que les contraintes d'homogénéité et de symétrie ne sont pas respectées à l'épreuve des données empiriques. Par ailleurs, Banks *et al.* (1997) ont proposé un modèle amélioré qui, tout en conservant les bonnes propriétés du modèle AI, permet d'obtenir des résultats plus réalistes et conformes à la théorie sur certains jeux de

15. Pour *Linear Approximation of the Almost Ideal Demand System* en anglais.

16. Pour *Iterated Linear Least Squares Estimator* en anglais.

données.

Le système de demande QUAI

Le système AI, linéaire par rapport au logarithme de la dépense totale, repose sur l'hypothèse de courbes d'Engel théoriquement linéaires. Cependant, plusieurs études empiriques ont rejeté cette hypothèse dans le cadre d'estimation de modèles à plusieurs biens (Lewbel, 1991 ; Blundell *et al.*, 1993). Les courbes d'Engel issues d'une spécification de type Working-Lesser ne donnent pas une représentation congruente du comportement du consommateur. Pour certains types de biens¹⁷, un modèle quadratique faisant, par exemple, varier la dépense pour un bien différemment par palier apparaît plus adéquat. Par ailleurs, les réactions aux variations de revenu semblent aussi pouvoir varier par région ou variables socio-économiques comme la situation sur le marché du travail (Browning et Meghir, 1991).

Afin d'autoriser ces possibles non-linéarités des courbes de dépenses, il peut être tentant d'ajouter un simple terme quadratique au modèle AI. Plusieurs études procèdent ainsi (Blundell *et al.*, 1993 ; Labeaga et Puig, 2002 ; Browning et Collado, 2007). Cependant, Banks *et al.* (1997) ont démontré que les paramètres de la dépense et du carré de la dépense ne peuvent pas être constants simultanément pour un système de rang 3¹⁸. Banks *et al.* (1997) ont donc proposé un nouveau système de demande de rang 3, respectant la propriété de Gorman (1981)¹⁹, augmenté d'un terme quadratique : Le système de demande quadratique quasi-idéal, en anglais, *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAI).

Introduction d'un terme quadratique

Cette nouvelle spécification procède également d'une fonction de type PIGLOG, généralisée afin d'autoriser la non-linéarité des courbes d'Engel sous-jacentes. Il en résulte l'ajout d'un terme de dépense quadratique et Banks *et al.* (1997) démontrent que le paramètre de ce terme doit obligatoirement varier avec les prix. On obtient ainsi le système d'équations suivant :

17. Banks *et al.* (1997) citent des biens tels que l'habillement ou l'alcool.

18. Le modèle est alors réduit à un système de rang 2 qui n'autorise plus les non-linéarités des courbes d'Engel. cf. : Annexe 4.2 pour une explication du rang d'un système de demande.

19. Gorman (1981, cité par Banks *et al.*, 1997) a démontré qu'un système de demande est au maximum de rang 3 pour satisfaire la propriété d'agrégation parfaite.

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i (\ln x - \ln a(p)) + \frac{\lambda_i}{b'(p)} (\ln x - \ln a(p))^2 \quad (4.41)$$

avec

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j \ln p_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (4.42)$$

$$b'(p) = \prod_{j=1}^n p_j^{\beta_j}$$

A l'instar du modèle AI, le modèle QUAJ est linéaire conditionnellement aux agrégats de prix. Il est donc caractérisé par l'introduction d'un terme quadratique dont le coefficient $\frac{\lambda_i}{b'(p)}$ dépend des prix au travers d'un indice de prix agrégé de type Cobb-Douglas. Cette nouvelle forme fonctionnelle a l'avantage de conserver les propriétés de flexibilité et d'intégrabilité déjà réunies par le premier modèle AI. Le système doit également satisfaire les conditions de rationalité mentionnées précédemment. Celles-ci s'expriment directement sur les paramètres et peuvent être testées *a posteriori*.

La contrainte d'additivité implique que la somme des parts budgétaires est égale à 1. Elle peut être formalisée de la manière suivante :

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \text{et} \quad \forall j, \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_i = \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0$$

La contrainte d'homogénéité de degré zéro des parts budgétaires dans les prix et la dépense totale requiert que :

$$\forall i, \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0$$

La contrainte de symétrie exige que la matrice de Slutsky soit semi-définie, c'est-à-dire que l'impact d'une variation de prix du bien j sur la demande du bien i soit équivalent à l'impact du prix de i sur j .

$$\forall ij, \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

Enfin, la contrainte de négativité impose que la diagonale de la matrice de Slutsky soit négative, c'est-à-dire que les élasticités-prix compensées directes soient négatives ou nulles.

$$\forall i, \gamma_{ii} \leq 0$$

Le modèle QUAJ constitue une formulation comprenant le modèle AJ comme cas particulier. On constate généralement que l'hypothèse de non-linéarité des courbes d'Engel ne s'applique pas au cas des biens alimentaires (Banks *et al.*, 1997). Nous nous proposons cependant de tester à nouveau l'hypothèse sur une nomenclature plus détaillée des produits alimentaires. Les résultats du modèle QUAJ sur les paramètres s'interprètent de façon analogue au modèle AJ. Seules les élasticités prix et dépenses appellent une formulation différente.

*Le mode de calcul des élasticités*²⁰

Les élasticités-dépense sont obtenues en dérivant la fonction de demande par rapport à la dépense totale. On obtient :

$$e_i = 1 + \frac{1}{w_i} \left(\beta_i + 2\lambda_i \frac{\ln x - a(p)}{b'(p)} \right) \quad (4.43)$$

L'introduction d'un terme quadratique permet notamment de rendre compte de la possibilité qu'un bien soit un bien de luxe à certain niveau de revenu et nécessaire à d'autres.

Les élasticités prix non-compensées sont obtenues en dérivant l'équation de demande par rapport aux prix. Elles s'écrivent :

$$e_{ij}^{nc} = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} \left(\gamma_{ij} - \left(\beta_i + 2\lambda_i \frac{\ln x - a(p)}{b'(p)} \right) \left(\alpha_j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} \ln p_k \right) - \lambda_i \beta_j \frac{(\ln x - a(p))^2}{b'(p)} \right) \quad (4.44)$$

où δ_{ij} est le terme de Kronecker, égal à 1 si $i = j$ et 0 autrement.

20. Le calcul des élasticités-prix et revenu du modèle AJ, simplifié par rapport au modèle QUAJ, est présenté en annexe 4.3.

Les élasticités-prix compensées peuvent ensuite être estimées à partir des élasticités non-compensées en utilisant la formule de Slutsky :

$$e_{ij}^c = e_{ij}^{nc} + w_j e_j \quad (4.45)$$

5 L'hypothèse de formation des habitudes de consommation

On relève généralement des élasticités-prix (et revenu) de la demande plus fortes à long terme qu'à court terme (Taylor et Weerapana, 2007). Pour expliquer ce décalage, on peut notamment avancer l'hypothèse de la présence d'habitudes de consommation. Celles-ci se traduisent, dans un premier temps, par une certaine inertie de la demande aux variations de prix. Les comportements d'achat s'ajustent ensuite progressivement aux conditions du marché. Cette section se propose d'étudier les conditions d'application de l'hypothèse de formation des habitudes au modèle de demande AI²¹.

L'étude des systèmes dynamiques de demande conduit à introduire de nouveaux éléments dans la définition des déterminants de choix des consommateurs. On distingue essentiellement deux formalisations de l'hypothèse d'habitudes de consommation. D'une part, on note les modèles dits « myopiques » qui peuvent être assimilés à des modèles d'ajustement partiel. Il s'agit principalement de faire dépendre la consommation de variables représentant le comportement passé du consommateur (Houthakker et Taylor, 1970 ; Pollak et Wales, 1969, cités par Muellbauer, 1988). D'autre part, Becker et Murphy (1988) ont apporté une contribution significative aux modèles d'habitudes, en particulier aux modèles d'addiction, en spécifiant un comportement « rationnel » de la part du consommateur qui prendrait également en considération les conséquences futures de ses comportements passés et présents.

21. Les démonstrations pourront ensuite être élargies au modèle QUAI.

5.1 Formulation dynamique des comportements

Les recherches se sont d'abord intéressées aux modèles *ad hoc* pour ensuite, à partir des travaux de Pollak et Wales (1969), porter sur des systèmes complets de demande dérivés de spécifications théoriques de l'hypothèse de formation des habitudes. Ainsi, Pollak (1970) a dynamisé une fonction d'utilité de Stone-Geary en assimilant la consommation incompressible à une fonction linéaire des consommations passées. Manser (1976) s'est de son côté intéressé à la fonction d'utilité indirecte *Translog*. Dans ce travail, nous suivrons l'approche proposée par Blanciforti et Green (1983) pour les modèles de type AI et étudierons ensuite, dans la lignée de Wohlgeant et Hahn (1982), les conséquences de l'introduction d'un terme d'habitude sur le calcul des élasticités-prix. Nous dériverons en particulier les élasticités-prix de long terme²².

Stock d'habitudes et structure des préférences

L'hypothèse de formation des habitudes suppose que l'utilité du consommateur n'est plus seulement fonction des quantités consommées mais également d'un stock de consommation supposé représenter le poids des habitudes.

$$U = U(C_t, S_t) \quad (4.46)$$

où C_t est le vecteur des consommations à la période t et S_t le stock de consommation en période t . De même que dans le cas des biens addictifs, assimilés à des biens durables, une fonction d'investissement classique permet de modéliser le stock d'habitudes en fonction de la consommation.

$$S_{t+1} = C_t + (1 - \chi)S_t \quad (4.47)$$

où χ est le taux de dépréciation du stock de consommation compris entre 0 et 1. Il en résulte que le stock d'habitudes variera selon la formule suivante :

$$\dot{S}_t = \frac{\partial S_t}{\partial t} = S_{t+1} - S_t = C_t - \chi S_t \quad (4.48)$$

22. Ces considérations ne seront finalement pas appliquées dans la mesure où nos estimations ne permettront pas de conclure à la persistance d'habitudes de consommation.

Si les niveaux de consommation ne sont pas à l'équilibre stationnaire, alors $\dot{S}_t \neq 0$. La résolution du programme de maximisation intertemporelle sous contrainte de budget permet de déduire la relation suivante (Becker et Murphy, 1988),

$$C_t = (\chi + \lambda)S_t - \lambda S^* \quad (4.49)$$

où λ est la racine négative, solution de l'équation différentielle²³, et S^* le niveau d'équilibre stationnaire. Becker et Murphy (1988) proposent une représentation graphique du sentier de consommation optimale. Plus χ augmente plus la pente est forte. Les droites s^0s^0 et s^1s^1 donnent deux pentes, supérieure ou inférieure à celle

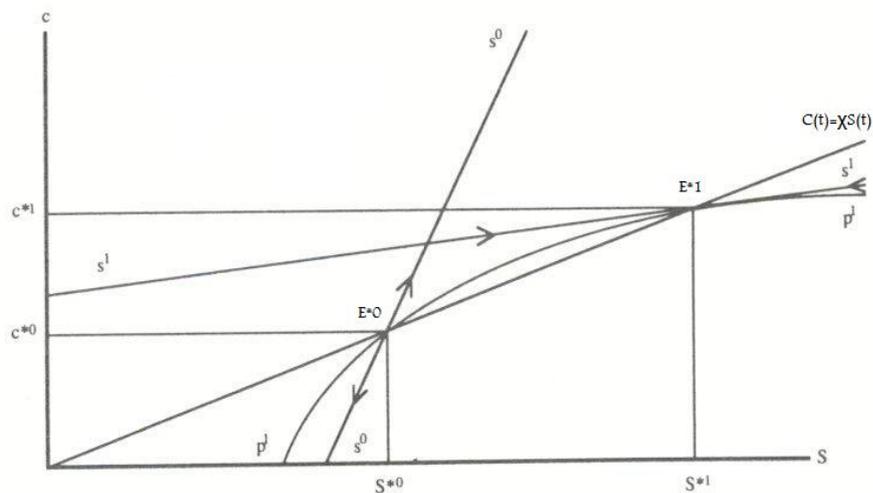


FIGURE 4.2 – Stock d'habitudes et sentier de consommation optimale

Source : Extrait de *A theory of rational addiction* – Becker et Murphy, 1988.

de la droite d'équilibre stationnaire $C_t = \chi S_t$, qui permettent d'envisager si les points d'équilibre stationnaires sont stables ou non. Sur la figure 4.2, nous remarquons en effet deux points d'équilibre (rencontre entre le sentier de consommation optimale et la droite d'équilibre stationnaire) : un équilibre instable E^*0 et un équilibre stable E^*1 . Une légère déviation autour de E^*0 conduit le consommateur, soit vers une consommation nulle, soit vers l'équilibre stationnaire stable E^*1 (Becker et Murphy, 1988).

23. Becker et Murphy (1988) résolvent un programme d'optimisation qui les conduit à une équation d'Euler dont λ est une des deux solutions.

La courbe du sentier de consommation optimale dépend du prix du bien dans la mesure où elle est déterminée à prix constant (en l'occurrence $p = p^1$). Un changement permanent du prix actuel du bien conduit à un déplacement de la courbe, vers le bas dans le cas d'une hausse du prix (variation de p^1 à p^2 sur la figure 4.3). Graphiquement, on constate que, compte tenu du stock d'habitude S^*1 , la consommation rejoint dans un premier temps le point non-stationnaire $E2$. Dans un deuxième temps, le stock d'habitudes se réduit progressivement (sous la droite d'équilibre stationnaire) et se stabilise au point d'équilibre stationnaire E^*2 . La consommation aura donc encore diminué suite au changement de prix du fait de la seule présence d'habitudes de consommation. On obtient donc une élasticité à long terme généralement supérieure à l'élasticité de court terme en cas de complémentarité adjacente.

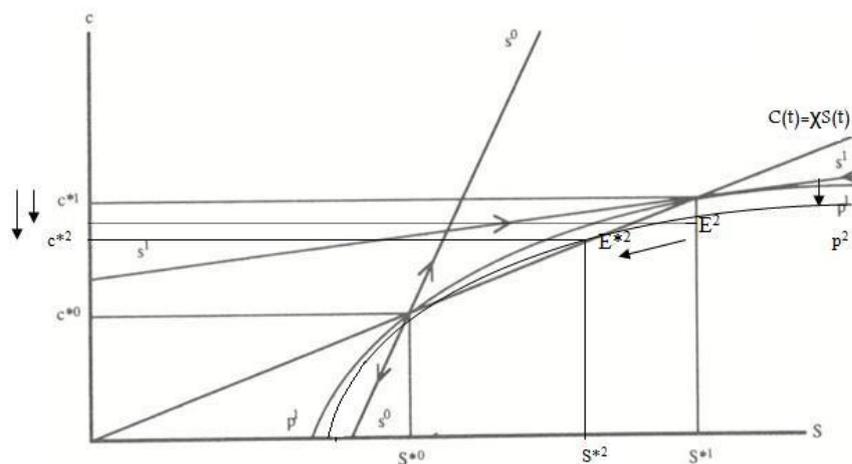


FIGURE 4.3 – Impact d'une hausse des prix et équilibre stationnaire

Source : Extrait (modifié) de *A theory of rational addiction* – Becker et Murphy, 1988.

5.2 Une version dynamique du modèle AI

Le modèle

Comme montré plus haut, le système AI est dérivé d'une fonction de coût PIGLOG. Hajoub (1990) propose d'incorporer l'hypothèse de formation des habitudes au niveau de la fonction de coût pour retrouver la formulation dynamique du modèle

AI de Blanciforti et Green (1983). Reprenons S , le vecteur de variables traduisant l'état hérité du passé. La fonction PIGLOG prend alors la forme suivante :

$$\ln c(p, u, S) = (1 - u) \ln a(p, S) + u \ln b(p, S) \quad (4.50)$$

Les fonctions $\ln a(p, S)$ et $\ln b(p, S)$ peuvent être spécifiées comme suit :

$$\ln a(p, S) = \ln a(p) + \sum_{j=1}^n \alpha_j^* S_j \quad (4.51)$$

$$\ln b(p, S) = \ln a(p, S) + \beta_0 \prod_{j=1}^n p_j^{\beta_j} \quad (4.52)$$

Avec $\ln a(p)$ spécifié comme précédemment par Deaton et Muellbauer (1980a).

En admettant que le terme retardé de la variable dépendante, w_{t-1} , résume de manière exhaustive l'état hérité du passé, on obtient une formulation dynamique du modèle AI identique à celle proposée par Blanciforti et Green (1983) et reprise plus récemment par ALL :

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \alpha_j^* w_{jt-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i (\ln x_t - \ln a(p_t)) \quad (4.53)$$

Cette approche linéaire de spécification des termes d'habitude s'inscrit dans la lignée des travaux de Pollak (1970) et Manser (1976). A noter que l'introduction des n variables dépendantes retardées permet d'assurer que chaque équation du système est une fonction de la même matrice des variables explicatives.

Spécification du stock d'habitudes

Notons qu'en cas d'estimation sur données individuelles, le terme représentant les habitudes de consommation peut être modélisé de deux façons (Abel, 1990).

$$w_{it-1} = w_{iht-1}^{\kappa} + W_{igt-1}^{1-\kappa} \quad (4.54)$$

où w_{ih} est la consommation en bien i du ménage h et W_{ig} , la consommation agrégée du groupe socio-économique g auquel appartient le ménage h . κ prend la valeur 0 ou 1 suivant l'hypothèse posée.

Cette spécification permet de distinguer les « habitudes internes » des « habitudes externes ». Les premières renvoient à l'histoire personnelle de l'individu dont les choix passés participent de la décision présente. Il s'agit en particulier de la forme généralement retenue dans le cadre des biens addictifs. La deuxième formulation s'attache en revanche à prendre en compte l'environnement social dans lequel évolue l'individu. Elle est habituellement associée à la notion de *catching up with the Joneses* (Abel, 1990). Dans notre cas de figure, l'agrégation par cohorte empêchera de prendre en considération cette distinction.

Application des contraintes théoriques

Compte-tenu de l'introduction de variables et paramètres supplémentaires, il convient d'ajuster la contrainte d'additivité. Celle-ci peut désormais être formalisée de la manière suivante :

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \text{ et } \forall j, \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_i = \sum_{i=1}^n \lambda_i = \sum_{i=1}^n \alpha_i^* = 0$$

Les contraintes d'homogénéité, symétrie et négativité restent identiques, à savoir :

$$\left\{ \begin{array}{l} \forall i, \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \\ \forall ij, \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \\ \forall i, \gamma_{ii} \leq 0 \end{array} \right.$$

Comme nous le verrons dans la suite du travail, l'ajout de n variables supplémentaires gênera la procédure d'estimation économétrique.

Elasticités de court terme et élasticités de long terme

Comme mentionné précédemment, l'hypothèse de persistance d'habitudes de consommation peut être assimilée à un modèle d'ajustement partiel (Huang *et al.*, 2004). Wohlgenant et Hahn (1982) considèrent que l'équation (4.53) donne la demande, et donc les élasticités, de court terme. Ils reprennent ensuite la fonction de dépréciation du stock d'habitudes utilisée plus haut, $\dot{S}_{it} = C_{it} - \chi_i S_{it}$. Sur le long terme, le consommateur parvient à l'équilibre stationnaire où $C_{it} = \chi_i S_{it}$. En l'occurrence, nous avons $w_{it} = \chi_i w_{it}$. Appliquée au modèle AI, dans sa formalisation

dynamique de Blanciforti et Green (1983), ces relations pour chaque groupe de biens permettent d'obtenir le système simultané d'équations de long terme suivant²⁴ :

$$w_i = \alpha'_i + \sum_{j=1}^n \gamma'_{ij} \ln p_j + \beta'_i (\ln x - \ln a(p)) + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \omega'_{ij} w_j \quad (4.55)$$

avec,

$$\begin{cases} \alpha'_i = \alpha_i \cdot \left(\frac{\chi_i}{\chi_i - \alpha_i^*} \right) \\ \gamma'_{ij} = \gamma_{ij} \cdot \left(\frac{\chi_i}{\chi_i - \alpha_i^*} \right) \\ \beta'_i = \beta_i \cdot \left(\frac{\chi_i}{\chi_i - \alpha_i^*} \right) \\ \omega'_{ij} = \left(\frac{\alpha_j^*}{\chi_j} \right) \cdot \left(\frac{\chi_i}{\chi_i - \alpha_i^*} \right) \end{cases}$$

Similairement à Wohlgenant et Hahn (1982), si nous posons l'hypothèse que les effets prix croisés sont nuls, nous remarquons qu'en cas de persistance d'habitudes de consommation, $\alpha_i^* > 0$, les élasticités prix de long terme seront plus fortes que les élasticités de court terme²⁵. En effet,

$$\forall i \forall k, \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_k} = \gamma'_{ij} - \beta'_i \times \left(\alpha_j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} \ln p_k \right) + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \omega'_{ij} \frac{\partial w_j}{\partial \ln p_k} \quad (4.56)$$

En ce qui concerne les élasticités revenu (ou dépense), nous obtenons :

$$\forall i, \frac{\partial w_i}{\partial \ln x} = \beta'_i + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \omega'_{ij} \frac{\partial w_j}{\partial \ln x} \quad (4.57)$$

En revanche, contrairement à Wohlgenant et Hahn (1982), qui n'introduisent que le terme retardé de la variable dépendante dans l'équation (4.53) (et non les variables retardées pour chaque groupe de biens comme Blanciforti et Green (1983)), nous obtenons un système simultané d'équations. La demande de long terme dépend désormais des prix et du revenu, mais également de sa répartition entre les différents postes budgétaires. Ce dernier point n'est pas sans poser quelques difficultés, notamment en matière d'estimation économétrique. Nous retrouvons la formulation de

24. Nous pouvons désormais supprimer l'indice temporel t .

25. Il convient également d'imposer que $\chi_i \neq \alpha_i^*$.

Wohlgenant et Hahn (1982) en posant $\alpha_j^* = 0$ pour les autres biens dans l'équation de demande pour i .

6 Conclusion

Nous avons présenté dans ce chapitre les principaux concepts théoriques sous-jacents à l'estimation d'un système de demande. En cohérence avec le cadre conceptuel de la théorie microéconomique, plusieurs approches et spécifications des fonctions de demande ont été proposées. Depuis une vingtaine d'années, les modèles de type AI sont largement utilisés dans la littérature pour mettre à jour les fonctions de réaction de la consommation aux variations de prix et de revenu. Pourtant, ces derniers présentent certaines limites auxquelles des économistes ont cherché à répondre. Ainsi, le cadre original de Deaton et Muellbauer (1980a) a été augmenté de l'introduction d'un terme quadratique sensé capturer les non-linéarités de la relation d'Engel entre le revenu et la consommation (Banks *et al.*, 1997). Par ailleurs, au regard des résultats sur données temporelles (Muellbauer, 1988), une autre voie de recherche a consisté à étudier les formulations dynamiques et notamment l'inclusion de variables retardées pour saisir les possibles effets d'ajustement sur le long terme attribuables aux habitudes de consommation (Blanciforti et Green, 1983).

Dans la suite de ce travail, nous reprendrons les différentes formulations du modèle AI, chacune correspondant à une hypothèse de recherche quant au comportement du consommateur en matière alimentaire. L'objectif est donc désormais d'estimer, par des procédures économétriques appropriées, les paramètres de ces systèmes de demande et de proposer les tests adéquats de validation/rejet des hypothèses. Le jeu d'élasticités finalement retenu servira ensuite aux exercices de simulation du chapitre 6. Comme nous le constaterons, certaines des promesses de ce chapitre ne pourront être tenues.

Chapitre 5

Estimation d'un système de demande alimentaire

1 Introduction

Dans ce chapitre, nous procéderons à l'estimation du système de demande et à la présentation des résultats. Nous reviendrons en particulier sur la méthode d'estimation économétrique adoptée et sur les propriétés du système. Comme mentionné plus haut, nous avons retenu une forme fonctionnelle de type AI, estimée sur données de pseudo-panel. Compte-tenu de nos diverses hypothèses, nous chercherons à estimer plusieurs versions, dont des spécifications quadratique et dynamique. Les caractéristiques propres aux modèles AI et à nos données exigent de préciser la procédure économétrique et de contrôler certaines propriétés statistiques.

Les modèles de type AI sont tout d'abord des systèmes d'équations de demande non-linéaires possédant une propriété de linéarité conditionnelle. La méthode d'estimation utilisée sera celle des moindres carrés itérés proposée pour les systèmes conditionnellement linéaires par Blundell et Robin (1999). Par ailleurs, la présence de termes retardés et de la dépense alimentaire totale comme variables explicatives pose un problème d'endogénéité. Plus précisément, Lecocq et Robin (2006) proposent de distinguer l'endogénéité attribuable à un possible biais de simultanéité, que l'utilisation de variables instrumentales permet de corriger, de celle expliquée par l'hétérogénéité inobservée. Nous montrerons comment nous envisageons de capturer

cette dernière dans le cadre d'un modèle conditionnellement linéaire sur données de pseudo-panel. Enfin, l'agrégation par cohorte et l'utilisation de moyennes comme variables exige de considérer les potentiels problèmes d'hétéroscédasticité.

Dans la section 1.2, nous présentons l'estimateur et ses propriétés asymptotiques. Nous précisons, dans la section suivante, les contraintes qui reposent sur le choix de l'estimateur en présence de termes endogènes retardés. Nous procédons ensuite à des tests de respect des contraintes théoriques et de spécification du modèle. Enfin, dans une dernière section, nous présentons les résultats de l'estimation et les effets prix et revenu observés.

2 La méthode d'estimation du système

La caractéristique la plus importante des modèles de type AI est qu'ils sont conditionnellement linéaires dans leurs paramètres. Si nous reprenons la version incluant toutes nos hypothèses, nous procéderons à l'estimation d'un système de 27 équations de demande de la forme suivante :

$$w_{it}^c = \alpha_i^{**} + \sum_{j=1}^{27} \gamma_{ij} \ln p_{jt}^c + \beta_i (\ln x_t^c - \ln a(p_t^c)) + \lambda_i \frac{(\ln x_t^c - \ln a(p_t^c))^2}{b'(p_t^c)} + \epsilon_{it}^c \quad (5.1)$$

avec

$$\alpha_i^{**} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{27} \alpha_j^* w_{jt-1}^c$$

$$\ln a(p_t^c) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{27} \alpha_j^{**} \ln p_{jt}^c + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{27} \sum_{j=1}^{27} \gamma_{ij} \ln p_{it}^c \ln p_{jt}^c \quad (5.2)$$

$$b'(p_t^c) = \prod_{j=1}^{27} (p_{jt}^c)^{\beta_j}$$

Le modèle est donc linéaire en α , γ , β et λ conditionnellement à $a(p_t^c)$ et $b'(p_t^c)$. ϵ_{it}^c est un terme d'erreur aléatoire. L'hétérogénéité individuelle est introduite dans le système à travers α_i , fonction linéaire des caractéristiques socio-démographiques des cohortes c ¹.

1. Le premier terme de l'équation, α_i , s'écrit alors α_i^c .

Nous rappelons que nous disposons de données de pseudo-panel rapportant les achats alimentaires de 8 cohortes de ménages suivies sur 12 années de 13 périodes chacune. Compte-tenu de la dimension temporelle et du nombre de cohortes constituant notre échantillon, nous disposons de 1248 observations.

Dans un système d'équation où les variables dépendantes sont des parts budgétaires dont la somme est égale à 1, une équation est redondante. La matrice des variances/covariances des termes d'erreur est alors singulière et l'estimation généralement impossible compte-tenu de la non-inversibilité de la matrice. L'estimation se fait alors sur 26 équations². La contrainte d'additivité est ensuite utilisée pour retrouver les paramètres manquants de la vingt-septième équation. Les contraintes d'homogénéité et de symétrie sont imposées directement dans le modèle à chaque itération.

2.1 L'estimateur des Moindres Carrés Linéaires Itérés

Blundell et Robin (1999) proposent une procédure d'estimation appropriée aux systèmes de demande conditionnellement linéaires : l'estimateur des moindres carrés linéaires itérés (ILLS³).

Approximation de l'indice de prix *Translog*

Lors de la première itération, l'indice de prix $\ln a(p_t^c)$ est remplacé par des indices de prix connus. En l'occurrence, l'indice de Stone est celui le plus couramment utilisé pour $\ln a(p_t^c)$. Deaton et Muellbauer (1980a) suggèrent que si les prix sont fortement colinéaires, alors l'indice de Stone est une bonne approximation de l'indice Translog. Cette substitution donne jour au modèle LA-AI⁴.

$$\ln P_t^c = \sum_{j=1}^{27} w_{jt}^c \ln p_{jt}^c \quad (5.3)$$

L'utilisation de l'indice de Stone comme approximation a été critiquée par plu-

2. Barten (1969) a montré que le choix de l'équation omise n'a aucun impact sur les résultats si les variables indépendantes sont identiques pour chacune des équations du système (et que $\sum_{i=1}^{27} w_{it}^c = 1$). L'introduction des 27 variables retardées permet d'assurer cette condition.

3. Pour *Iterated Linear Least Squares*.

4. Pour *Linear Approximate Almost Ideal Demand System*.

sieurs auteurs. Moschini (1995) remarque que l'indice des prix de Stone n'est pas invariable aux unités de mesure et son introduction peut affecter les propriétés du modèle. Pashardes (1993) montre que linéariser le modèle en utilisant l'indice de Stone peut aboutir à l'estimation de paramètres biaisés. Enfin, la présence des parts budgétaires, w_{it} , des deux côtés de l'équation est source d'endogénéité (simultanéité).

Pour éviter ces problèmes, qui sont cependant réduits dans le cadre d'une estimation itérée, nous suivons l'alternative suggérée par Moschini (1995). Nous nous proposons d'utiliser un indice de Stone modifié où les logarithmes des prix sont pondérés par les parts budgétaires de la période initiale choisie comme période de référence. Par ailleurs, pour générer un indice unique, les parts budgétaires choisies sont les moyennes sur l'échantillon⁵. Cet indice de Stone modifié peut être défini comme suit :

$$\ln P_t^c = \sum_{j=1}^{27} \bar{w}_{j0} \ln p_{jt}^c \quad (5.4)$$

où \bar{w}_{i0} est la part budgétaire moyenne sur l'échantillon de la période initiale choisie comme base.

La procédure itérative

Dans un premier temps, on estime le système suivant :

$$w_{it}^c = \alpha_i^{**0} + \sum_{j=1}^{27} \gamma_{ij}^0 \ln p_{jt}^c + \beta_i^0 (\ln x_t^c - \ln P_t^c) + \lambda_i^0 (\ln x_t^c - \ln P_t^c)^2 + \epsilon_{it}^c \quad (5.5)$$

Les paramètres obtenus lors de cette première estimation, α^0 , γ^0 , β^0 et λ^0 , sont ensuite utilisés pour calculer une meilleure approximation de $\ln a(p)$ et $b'(p)$. On réestime ensuite le modèle en tenant compte, cette fois-ci, des indices de prix corrigés. On obtient de nouvelles valeurs pour α , γ , β et λ qui nous permettent de recalculer $\ln a(p)$ et $b'(p)$. On itère cette opération jusqu'à convergence. Blundell et Robin (1999) montrent que l'estimateur ILLS converge rapidement et est asymptotiquement sans biais.

5. Robin (1999) suggère de prendre un indice général de prix pour la première itération.

2.2 Endogénéité et variables instrumentales

Lorsqu'une variable explicative X est corrélée avec le terme d'erreur, $cov[X, \epsilon_{it}^c] \neq 0$, l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires est biaisée. La raison la plus souvent évoquée pour expliquer que les variables explicatives X soient corrélées avec les résidus est qu'elles sont déterminées de manière endogène. Nous pouvons suspecter qu'au moins deux variables de notre modèle sont endogènes, à savoir la dépense totale x_t^c et les termes retardés w_{it-1}^c .

Biais de simultanéité et hétérogénéité inobservée

L'endogénéité du terme de dépense totale peut tout d'abord être la conséquence d'un biais de simultanéité. En posant que la répartition du budget alimentaire par poste est fonction (des prix et) de la dépense totale affectée à l'alimentation, l'hypothèse de faible séparabilité des préférences soulève la question d'une possible prise de décision simultanée. Les chocs sur les préférences qui affectent la dépense totale peuvent également toucher son allocation entre les différents postes qui composent le panier. Il y a alors simultanéité de la détermination de x et des w_i . L'absence de prise en compte explicite dans le modèle de cette dimension commune, par l'introduction d'une variable contrôlant les effets des chocs exogènes par exemple, aboutit à l'existence d'une corrélation de la variable explicative avec le terme d'erreur.

La deuxième source de corrélation avec les résidus dans notre modèle peut être le fait d'hétérogénéité inobservée entre nos cohortes de ménages. Les variables socio-démographiques de contrôle ont pour vocation de modéliser l'hétérogénéité. Cependant, il peut exister des variables inobservées, qu'il est donc impossible d'introduire dans le modèle, qui déterminent différemment la demande des ménages. Ces variables absentes du modèle explicatif vont se retrouver dans le résidu de la régression. Or celles-ci peuvent être corrélées avec les variables du modèle. L'impossibilité de contrôler cette hétérogénéité inobservée entraîne de l'endogénéité dans le modèle.

Dans le cadre de données de panel, le terme d'erreur est composé comme suit :

$$\forall i, v_{it}^c = \tilde{\alpha}_i^c + \epsilon_{it}^c \quad (5.6)$$

où ϵ_{it}^c correspond au terme d'erreur aléatoire et $\tilde{\alpha}_i^c$ à un effet spécifique inobservé,

également aléatoire, propre à la cohorte c et intégré dans le terme supposé capturer l'hétérogénéité⁶. A noter que les variables dépendantes retardées sont donc endogènes en raison de leur corrélation avec l'effet individuel du terme d'erreur constant sur la période.

La première étape de l'estimation consiste donc en la correction de l'endogénéité de la dépense totale et des termes retardés. Les données de panel offrent la possibilité de résoudre le problème d'endogénéité imputable à l'hétérogénéité inobservée en profitant de la dimension temporelle des données. Il s'agit essentiellement de supprimer l'effet spécifique par transformation du modèle. Nous verrons plus loin pourquoi les estimateurs habituels (estimateur *Within*, etc.) sont difficilement applicables dans le cas des systèmes conditionnellement linéaires AI et comment nous envisageons d'aborder cette difficulté. Par ailleurs, pour tenir compte des risques d'endogénéité attribuable à un possible biais de simultanéité, nous suivons Allais *et al.* (2009) en ce qui concerne le terme de dépense, et Becker et Murphy (1988) pour les variables retardées, et proposons d'appliquer la méthode classique de correction par les variables instrumentales (Lecocq et Robin, 2006).

Technique des variables instrumentales

La méthode habituelle de prise en compte du problème d'endogénéité est d'instrumenter la variable endogène avec d'autres variables exogènes, dites variables instrumentales. Elle consiste à faire intervenir dans la régression un vecteur de variables exogènes supplémentaires, affectant la variable endogène et indépendant du terme d'erreur ϵ_{it}^c , et dont l'effet explicatif est supposé passer par la variable endogène. Le ou les instruments doivent être exogènes, c'est-à-dire indépendants du terme d'erreur ϵ_{it} . En l'occurrence, les instruments doivent jouer sur la dépense alimentaire, indépendamment des chocs qui affectent simultanément la variable endogène et la variable dépendante. On utilise généralement le revenu comme instrument pour la dépense. Suivant Becker et Murphy (1988) dans le cadre d'un modèle d'addiction, nous proposons de retenir les prix et le revenu issus de la période passée comme instrument pour le terme retardé.

Nous avons procédé en deux étapes. On effectue, dans un premier temps, la

6. A noter que cet effet spécifique, propre à la cohorte c , peut également varier par équation i .

régression de la variable endogène sur le vecteur des variables instrumentales et exogènes du modèle. Dans le cas où l'ensemble des variables exogènes du modèle sont utilisées comme instruments en sus du ou des variables instrumentales, la méthode est appelée : Méthode des doubles moindres carrés (2SLS).

$$Var_{endo} = \pi_{exo}Var_{exo} + \pi_{inst}Var_{inst} + \nu \quad (5.7)$$

On estime (5.7) par les moindres carrés ordinaires (MCO)⁷. On substitue ensuite la prédiction $\hat{Var}_{endo} = \hat{\pi}_{exo}Var_{exo} + \hat{\pi}_{inst}Var_{inst}$ dans l'équation de demande. De manière pratique, on augmente l'équation de demande du résidu $\hat{\nu}$ issu de la régression instrumentale⁸.

$$w_i = \alpha_i^{**} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i(\ln x - \ln a(p)) + \lambda_i \frac{(\ln x - \ln P)^2}{b(p)} + \rho_i \hat{\nu} + u_i \quad (5.8)$$

avec $\epsilon_i = \rho_i \hat{\nu} + u_i$ et u_i indépendant de $\hat{\nu}$.

Cette étape permet également de réaliser un test d'exogénéité. Lorsqu'on suspecte qu'une des variables explicatives puisse être endogène, il convient de tester sa corrélation avec les résidus. Dans la mesure où nous n'observons pas les résidus (et n'obtenons que les résidus estimés), nous ne pouvons pas contrôler directement les corrélations. La manière la plus simple de tester l'exogénéité est de procéder à un test de Student sur le coefficient ρ_i des résidus issus de l'équation des variables instrumentales ; si ce dernier est significativement différent de 0 alors la variable est endogène. Les détails des instruments utilisés ainsi que les résultats de la régression de première étape se trouvent en annexe 5.3.

Au final, la procédure d'estimation correspond à un estimateur des doubles moindres carrés itéré sur le modèle ILLS. Sous des hypothèses assez générales, les estimations par 2SLS sont convergentes. Malheureusement, cette propriété disparaît dans le cas de variables endogènes retardées et d'autocorrélation de l'aléa (Cameron et Trivedi, 2005). Pour tenir compte de la vraisemblable corrélation entre les aléas

7. Un test de Student sur les résultats des paramètres π_{inst} de la régression (5.7) participe à la validation de Var_{inst} comme variable instrumentale.

8. Par simplicité, nous n'incluons pas les indices t et c qui indiquent la période et cohorte.

des différentes équations, il est possible d'appliquer la méthode des triple moindres carrés (3SLS). La méthode des 3SLS consiste à estimer chaque équation par les 2SLS, puis à utiliser les résidus de cette première étape pour estimer la liaison entre les aléas des différentes équations et enfin les moindres carrés généralisés (MCG) pour estimer globalement l'ensemble du modèle en tenant compte de cette information. Le cas de la formulation dynamique sera abordé à la section 3.

2.3 Hétérogénéité inobservée et données de panel

Comme mentionné plus haut, l'hétérogénéité inobservée, spécifique à chaque individu ou cohorte, peut être source d'endogénéité. Les méthodes reposant sur des données de panel permettent généralement de contrôler cette hétérogénéité inobservée. En effet, posons le modèle suivant⁹ :

$$y_t^c = \beta x_t^c + \tilde{\alpha}^c + \epsilon_t^c \quad (5.9)$$

où $\epsilon_t^c \sim N(0, \sigma^2)$ et $\tilde{\alpha}^c$ est l'effet spécifique individuel, constant dans le temps, variable aléatoire supposée capturer l'hétérogénéité inobservée.

Dans le cadre des modèles linéaires, deux possibilités d'estimation sont envisageables. La première est une estimation du modèle dit à effet fixe. Dans ce cas, le terme d'hétérogénéité individuelle inobservée est considéré comme un paramètre du modèle éventuellement corrélé avec les variables explicatives du modèle. La seconde possibilité est une estimation du modèle dit à effets aléatoires. Dans ce cas, le terme d'hétérogénéité inobservée sera supposé non corrélé avec les variables explicatives du modèle et sera inclus dans le terme d'erreur¹⁰.

Selon le modèle retenu, plusieurs estimateurs peuvent être utilisés¹¹. Dans le cas d'un modèle à effet fixe, deux estimateurs, utilisant les spécificités des données de panel, sont convergents : l'estimateur *Within* et l'estimateur en différence. En

9. Nous passons directement à la spécification du modèle général avec effets individuels spécifiques et ne présentons pas la version *pooled*.

10. Les termes « fixe » et « aléatoire » peuvent prêter à confusion dans la mesure où l'effet individuel est toujours aléatoire. Lee (2002) a proposé de nouvelles appellations plus conformes à la réalité : « *related effect* » et « *unrelated effect* ». Cependant, nous conserverons les expressions habituelles.

11. Comme nous le verrons dans la suite du travail, le choix se fait à l'aide du test de Hausman qui repose sur une comparaison des paramètres estimés par chacune des deux méthodes.

prenant la moyenne sur la période¹² $\bar{y}^c = \tilde{\alpha}^c + \beta\bar{x}^c + \bar{\epsilon}^c$, on obtient l'estimateur *Within* qui supprime l'effet individuel $\tilde{\alpha}^c$:

$$(y_t^c - \bar{y}^c) = \beta(x_t^c - \bar{x}^c) + (\epsilon_t^c - \bar{\epsilon}^c) \quad (5.10)$$

De même, l'estimateur en différence implique d'estimer :

$$(y_t^c - y_{t-1}^c) = \beta(x_t^c - x_{t-1}^c) + (\epsilon_t^c - \epsilon_{t-1}^c) \quad (5.11)$$

Les estimateurs *Within* et en différence donnent des résultats non biaisés et efficaces. Cependant, un inconvénient de ces estimateurs est qu'il est impossible d'estimer les paramètres des variables constantes sur la période.

Dans le cas d'un modèle à effet aléatoire, nous rappelons que ϵ_t^c et $\tilde{\alpha}^c$ sont des variables aléatoires identiquement et indépendamment distribuées vérifiant : $E(\epsilon_t^c|x) = E(\tilde{\alpha}^c|x) = 0$, $E((\epsilon_t^c)^2|x) = \sigma_\epsilon^2$ et $E((\tilde{\alpha}^c)^2|x) = \sigma_\alpha^2$. Les estimateurs obtenus par la méthode des moindres carrés généralisés (MCG) sont alors non biaisés et efficaces¹³ et le modèle transformé est le suivant :

$$(y_t^c - \hat{\theta}\bar{y}^c) = (1 - \hat{\theta})\mu + \beta(x_t^c - \hat{\theta}\bar{x}^c) + \nu_t^c \quad (5.12)$$

avec $\nu_t^c = (1 - \hat{\theta})\tilde{\alpha}^c + (\epsilon_t^c - \hat{\theta}\bar{\epsilon}^c) \sim N(0, \sigma^2)$

L'idée générale de ces estimateurs est donc d'utiliser la dimension temporelle des données et d'éliminer, par transformation linéaire, l'hétérogénéité inobservée pour les individus ayant le même effet spécifique sur deux périodes consécutives. Cependant, comme nous l'avons vu précédemment, les modèles de type AI appartiennent à la classe des systèmes de demande conditionnellement linéaires, c'est-à-dire non-linéaires mais possédant une propriété de linéarité conditionnelle (Blundell et Robin, 1999). Les estimateurs habituellement rencontrés sur données de panel apparaissent donc difficilement applicables pour un modèle non linéaire. Lecocq et Robin (2006) proposent un estimateur appliqué aux modèles conditionnellement linéaires. Par ailleurs, nous verrons que l'utilisation de données de pseudo-panel, et donc d'un nombre d'individus N faible, permet également d'envisager un estimateur à variables

12. Cette formulation correspond à l'estimateur *Between*.

13. Voir l'annexe 5.1 pour une présentation synthétique des indicateurs sur données de panel.

muettes.

Correction à la Mundlak

Lecocq et Robin (2006) ont cherché à étendre le champ d'application de l'estimateur ILLS de Blundell et Robin (1999), applicable aux modèles de demande conditionnellement linéaires, aux données de panel. L'hétérogénéité individuelle est donc introduite dans le modèle par le vecteur α_i qui inclue l'hétérogénéité observée, modélisée comme une combinaison linéaire de déterminants socio-démographiques, et l'hétérogénéité inobservée :

$$\alpha_{it}^c = \alpha_i + \sum_{k=1}^{n_{vc}} \psi_{ik} X_{kt}^c + \tilde{\alpha}_i^c = \alpha_i + \tilde{\alpha}_{it}^c + \tilde{\alpha}_i^c \quad (5.13)$$

avec α_i comme constante, n_{vc} variables socio-démographiques de contrôle et $\tilde{\alpha}_i^c$, variable aléatoire correspondant à l'effet individuel spécifique inobservé de la cohorte c .

L'introduction de (5.13) dans (5.1) permet d'obtenir ¹⁴ :

$$w_{it}^c = \alpha_i + \sum_{k=1}^{n_{vc}} \psi_{ik} X_{kt}^c + \sum_{j=1}^{27} \gamma_{ij} \ln p_{jt}^c + \beta_i \left[\ln x_t^c - \sum_{j=1}^{27} (\alpha_i + \tilde{\alpha}_{it}^c) \ln p_{jt}^c + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{27} \sum_{j=1}^{27} \gamma_{ij} \ln p_{it}^c \ln p_{jt}^c \right] + v_{it}^c \quad (5.14)$$

Compte tenu de la construction de l'agrégat de prix $\ln a(p_t^c)$, le terme d'erreur aléatoire peut être décomposé comme suit :

$$v_{it}^c = \tilde{\alpha}_i^c - \tilde{\alpha}_i^c \sum_{j=1}^{27} \beta_j \ln p_{jt}^c + \epsilon_{it}^c \quad (5.15)$$

Le terme d'hétérogénéité inobservé, $\tilde{\alpha}_i^c$, est donc dans le terme d'erreur v_{it}^c . Une transformation linéaire ne suffit pas à le supprimer ¹⁵. Or, Lecocq et Robin (2006) avancent que $\tilde{\alpha}_i^c$ peut être de son côté corrélé avec un effet fixe spécifique présent dans le terme de dépense total x_t^c . Après Mundlak (1978), Lecocq et Robin (2006) montrent en effet que celui-ci peut s'écrire de la manière suivante :

14. Par simplicité, nous n'incluons pas les termes quadratique et retardés (cf. : Annexe 5.2).

15. La non-linéarité de $\tilde{\alpha}_i^c$ dans v_{it}^c est encore plus évidente dans le modèle QUAJ (cf. : Annexe 5.2).

$$x_t^c = \chi_x R_t^c + \eta_t^c = \tilde{x}_t^c + \tilde{x}^c + \mu_t^c \quad (5.16)$$

où χ_x est un vecteur de paramètres, $R_t^c = (X_t^c, p_t^c, Z_t^c)$ une matrice de variables, observables, comprenant notamment Z_t^c , les instruments dont le revenu, et $\eta_t^c = \tilde{x}_t^c + \mu_t^c$, un terme d'erreur aléatoire constitué d'un effet spécifique inobservé, \tilde{x}^c , et d'un terme d'erreur i.d.d., μ_t^c . De manière similaire, le revenu, z_t^c , instrument pour la dépense, peut également être décomposé de la manière suivante¹⁶ :

$$z_t^c = \tilde{z}_t^c + \tilde{z}^c + \xi_t^c \quad (5.17)$$

Ainsi, x_t^c peut être corrélé avec les résidus des régressions de demande v_{it}^c , soit pour des raisons de simultanéité, c'est-à-dire de chocs ϵ_{it}^c et μ_t^c corrélés, soit parce que l'effet spécifique \tilde{x}^c est corrélé avec $\tilde{\alpha}_i^c$. De même, z^c peut être corrélé avec η_t^c en raison d'une corrélation entre \tilde{z}^c et \tilde{x}^c , et avec v_{it}^c via une corrélation entre \tilde{z}^c et $\tilde{\alpha}_i^c$. Les données de panel permettent généralement de corriger l'endogénéité due à cette hétérogénéité inobservée et la technique des variables instrumentales le biais imputable à la simultanéité. Cependant, les transformations linéaires ne sont pas applicables sur les modèles AI.

Lecocq et Robin (2006) montrent que l'hétérogénéité inobservée peut être prise en compte en introduisant, en sus des instruments, la moyenne temporelle de la dépense x et des instruments z comme variables additionnelles, à savoir $\overline{\ln x}_\bullet^c = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \overline{\ln x}_t^c$ et $\overline{\ln z}_\bullet^c = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \overline{\ln z}_t^c$ respectivement. La pertinence d'inclure $\overline{\ln y}_\bullet^c$ et $\overline{\ln x}_\bullet^c$ dans les régressions permet de tester directement la possibilité de biais dus à l'hétérogénéité inobservée. Ils démontrent également que les propriétés asymptotiques de l'estimateur ILLS, mises à jour par Blundell et Robin (1999), restent valables.

L'estimateur LSDV

Le modèle à effet fixe peut également être estimé par l'estimateur *Least Square Dummy Variable* (LSDV), ou estimateur des moindres carrés à variables muettes. Comme mentionné précédemment, les termes $\tilde{\alpha}_{it}^c$ et $\tilde{\alpha}_i^c$ permettent de prendre en compte l'hétérogénéité inter-individuelle, observée et inobservée. L'introduction de

16. Avec ξ_t^c , un terme d'erreur i.d.d.

N variables muettes d_1, d_2, \dots, d_N , avec $d_j = 1$ pour $j = c$ et $d_j = 0$ autrement, en sus des variables socio-démographiques supposées contrôler l'hétérogénéité observée, aboutit à l'estimateur LSDV, équivalent à l'estimateur *Within* (Cameron et Trivedi, 2005).

Si nous reprenons l'équation (5.1) et introduisons les variables muettes, nous obtenons¹⁷ :

$$w_{it}^c = \alpha_i^{**} + \sum_{j=1}^7 \alpha_{ij}^{***} d_j + \sum_{j=1}^{27} \gamma_{ij} \ln p_{jt}^c + \beta_i (\ln x_t^c - \ln a(p_t^c)) + \lambda_i \frac{(\ln x_t^c - \ln a(p_t^c))^2}{b'(p_t^c)} + \epsilon_{it}^c \quad (5.18)$$

Cependant, cet estimateur bute généralement sur des questions de faisabilité. En effet, lorsque le nombre d'individu N est trop important, il est impossible de procéder à l'inversion de la matrice $(N + K) \times (N + K)$ des K régresseurs. Par ailleurs, pour les panels courts, avec $N \rightarrow \infty$, les estimations peuvent ne pas être convergentes. Il a été cependant démontré que l'estimateur LSDV demeure convergent lorsque $T \rightarrow \infty$ (Cameron et Trivedi, 2005).

Dans notre cas de figure, nous disposons de peu de cohortes et d'un nombre relativement important de périodes. L'estimateur LSDV apparaît donc applicable. Nous verrons cependant dans la suite de la thèse que l'estimateur est biaisé en cas de présence de variables dépendantes retardées et comment, après Kiviet (1995) et Bruno (2005), nous pouvons estimer, le cas échéant, le biais qui en résulte.

En conclusion, nous rappelons que l'estimation du système de demande se fera par la méthode des moindres carrés linéaires itérés (ILLS) de Blundell et Robin (1999). L'endogénéité imputable à un possible biais de simultanéité sera corrigée par la technique des variables instrumentales et l'hétérogénéité inobservée contrôlée par l'introduction d'instruments supplémentaires, à savoir la moyenne sur la période de la variable endogène et de son instrument, ou de variables muettes. Nous appelons ces deux estimateurs, respectivement *Mundlak* et *LSDV*. Avant d'estimer ce modèle, nous présentons les contraintes particulières liées à la présence de termes retardés.

Une section suivante sera consacrée aux différents tests de contrainte et de spé-

17. Pour des raisons de colinéarité, uniquement 7 variables muettes pour les 8 cohortes sont introduites.

cification. Nous insistons en particulier sur le biais possible d'hétéroscédasticité attribuable au processus d'agrégation. Par ailleurs, se pose également la question de la corrélation des erreurs à travers les équations. Les méthodes d'estimation en système, et notamment les triples moindres carrés (3SLS), offrent des procédures de correction. Il convient enfin de noter que l'agrégation par cohorte et groupe alimentaire nous a permis d'éviter un problème courant en économie qui est celui des observations zéro¹⁸.

3 Contraintes liées à la présence d'un terme endogène retardé

Dans cette section, nous précisons les difficultés économétriques propres à l'estimation d'un système de demande introduisant un terme retardé sur données de panel. Dans le cadre de données longitudinales, l'estimation d'un système dynamique pose plus particulièrement les questions de l'endogénéité du terme retardé et de la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée. D'une part, l'effet individuel spécifique, présent dans le terme retardé, peut fausser l'interprétation des résultats si l'hétérogénéité inobservée n'a pas été correctement capturée. D'autre part, le choix de la méthode d'estimation économétrique est influencé par la présence de la variable endogène retardée parmi les variables explicatives.

3.1 Hétérogénéité inobservée et complémentarité adjacente

Reprenons le modèle (5.9), sur données de panel, avec une variable dépendante retardée :

$$y_t^c = \alpha^* y_{t-1}^c + \beta x_t^c + \tilde{\alpha}^c + \epsilon_t^c \quad (5.19)$$

où $\tilde{\alpha}^c$ est l'effet individuel spécifique et x_t^c un jeu de variables.

Rappelons que l'objectif de l'introduction d'un terme retardé consiste à mettre à jour une corrélation temporelle, ou complémentarité adjacente, des niveaux de consommation. Ainsi, un paramètre α^* significatif permet de conclure que y_t^c et

18. Certains produits ne sont pas consommés par tous les ménages et donnent lieu aux variables tronquées. Leur estimation par la méthode des MCO entraîne un biais connu (Tobin, 1958).

y_{t-1}^c sont directement corrélés, au delà de leur corrélation indirecte par l'effet individuel $\tilde{\alpha}^c$. Cependant, il convient de contrôler correctement l'hétérogénéité inter-individuelle que $\tilde{\alpha}^c$ est sensé capturer. En effet, si le terme $\tilde{\alpha}^c$ est inconnu, alors la corrélation observée entre y_t^c et y_{t-1}^c peut provenir de cette hétérogénéité inobservée.

Plus précisément, prenons le modèle autorégressif d'ordre 1 suivant ¹⁹ :

$$y_t^c = \alpha^* y_{t-1}^c + \tilde{\alpha}^c + \epsilon_t^c \quad (5.20)$$

Si $\tilde{\alpha}^c$ est observé, alors nous avons $E[y_t^c | y_{t-1}^c, \tilde{\alpha}^c] = \alpha^* y_{t-1}^c + \tilde{\alpha}^c$ et $Cor[y_t^c, y_{t-1}^c] = \alpha^*$. Dans ce cas de figure, la corrélation temporelle entre y_t^c et y_{t-1}^c est uniquement attribuable au paramètre autorégressif α^* . Si au contraire $\tilde{\alpha}^c$ n'est pas observé, nous avons $E[y_t^c | y_{t-1}^c] = \alpha^* y_{t-1}^c + E[\tilde{\alpha}^c | y_{t-1}^c]$ et $Cor[y_t^c, y_{t-1}^c] = Cor[\alpha^* y_{t-1}^c + \tilde{\alpha}^c + \epsilon_t^c, y_{t-1}^c] = \alpha^* + Cor[y_{t-1}^c, \tilde{\alpha}^c]$ ²⁰.

Nous cherchons à identifier α^* , mais nous n'observons que $Cor[y_t^c, y_{t-1}^c]$. Si nous ne pouvons contrôler l'hétérogénéité inobservée, nous sommes dans l'impossibilité de mettre à jour la véritable dépendance inter-temporelle reliant y_t^c à y_{t-1}^c . Symétriquement, en présence d'hétérogénéité inobservée, même en l'absence de mécanisme causal ($\alpha^* = 0$), nous pourrions conclure à tort à l'existence d'une complémentarité adjacente des niveaux de dépenses.

3.2 Endogénéité et biais des estimateurs

Une autre conséquence importante de notre formulation dynamique est que le terme retardé y_{t-1}^c est corrélé au terme d'erreur compte-tenu de sa nécessaire corrélation à l'effet individuel spécifique $\tilde{\alpha}^c$.

Biais de l'estimateur des MCO

Considérons tout d'abord l'estimateur des MCO. Celui-ci n'est pas biaisé lorsque toutes les variables explicatives sont exogènes. Il n'est toutefois pas efficace en cas de présence d'effets spécifiques puisqu'il ignore la structure composée de l'erreur. En revanche, cet estimateur est fortement biaisé en cas de présence d'une variable

19. Sans préciser si l'effet spécifique est fixe ou aléatoire.

20. Nous posons l'hypothèse que $Cor[y_{t-1}^c, \epsilon_t^c] = 0$

endogène retardée parmi les variables explicatives.

En effet, le terme retardé est corrélé avec l'effet spécifique et donc le terme d'erreur $\tilde{\alpha}^c + \epsilon_t^c$. Il suffit de considérer l'équation de demande retardée suivante :

$$y_{t-1}^c = \alpha^* y_{t-2}^c + \beta x_{t-1}^c + \tilde{\alpha}^c + \epsilon_{t-1}^c \quad (5.21)$$

où y_{t-1}^c est explicitement corrélé à $\tilde{\alpha}^c$.

Biais de l'estimateur *within* dans le modèle à effet fixe

Le modèle à effet fixe suppose que l'effet spécifique $\tilde{\alpha}^c$ est certain. En ce qui concerne l'estimateur du modèle à effet fixe, distinguons la transformation *within* et l'estimateur des moindres carrés à variables muettes ou LSDV.

La transformation *within* vise à éliminer l'effet fixe certain. Comme mentionné précédemment, cette transformation n'est pas appropriée dans un modèle de demande conditionnellement linéaire. Nous présenterons maintenant la raison, pour laquelle ce modèle est biaisé lors d'une spécification dynamique. Considérons la régression de $(y_t^c - \bar{y}^c)$ sur $(y_{t-1}^c - \bar{y}^c)$ et $(x_t^c - \bar{x}^c)$. Le terme d'erreur devient alors $(\epsilon_t^c - \bar{\epsilon}^c)$. Or, y_{t-1}^c est nécessairement corrélé à ϵ_{t-1}^c et donc à $\bar{\epsilon}^c$. Au final, le régresseur $(y_{t-1}^c - \bar{y}^c)$ est corrélé au terme d'erreur $(\epsilon_t^c - \bar{\epsilon}^c)$.

Biais de l'estimateur MCQG dans le modèle à effet aléatoire

Sevestre et Trognon (1992) indiquent que l'estimateur MCQG du modèle à effet aléatoire est biaisé dans le cas de variable dépendante retardée. Ce dernier est en effet une combinaison linéaire des estimateurs *Within* et *Between*. L'estimateur des MCQG peut-être calculé en utilisant l'estimateur des MCO sur l'équation transformée présentée à la section 2. Plus précisément, reformulons le modèle (5.12) dans le cas d'un terme endogène retardé :

$$(y_t^c - \hat{\theta} \bar{y}^c) = (1 - \hat{\theta})\mu + \alpha^*(y_{t-1}^c - \hat{\theta} \bar{y}^c) + \beta(x_t^c - \hat{\theta} \bar{x}^c) + \nu_t^c \quad (5.22)$$

avec $\nu_t^c = (1 - \hat{\theta})\tilde{\alpha}^c + (\epsilon_t^c - \hat{\theta}\bar{\epsilon}^c) \sim N(0, \sigma^2)$

Le problème est alors similaire à celui rencontré par l'estimateur *Within* ; la variable endogène retardée transformée $(y_{t-1}^c - \hat{\theta} \bar{y}^c)$ est corrélée avec $\bar{\epsilon}^c$ et donc les

résidus transformés $(\epsilon_t^c - \hat{\theta}\bar{\epsilon}^c)$.

3.3 Estimateurs efficaces et dimension temporelle

Plusieurs méthodes d'estimations permettent de prendre en compte la dimension dynamique du modèle et de produire des résultats sans biais et efficaces sur données de panel. Des estimateurs à variables instrumentales, ou utilisant la méthode des moments généralisés, ont tout d'abord été proposés, notamment par Balestra et Nerlove (1966), Anderson et Hsiao (1981), Arellano et Bond (1991) et Ahn et Schmidt (1995). Par ailleurs, un deuxième courant, plus récent, s'est intéressé au modèle LSDV et a proposé une correction pour le biais décrit par Nickell (1981).

Les deux estimateurs d'Anderson et Hsiao (1981) et d'Arellano et Bond (1991) transforment le modèle en prenant la différence première des variables. Ceci permet d'éliminer les effets fixes responsables du biais de l'estimateur MCO. Nous présenterons rapidement ces deux estimateurs dans la mesure où ils sont, en particulier le dernier, les plus utilisés sur les modèles dynamiques. Cependant, la correction du biais repose à nouveau sur une transformation linéaire, peu applicable dans le cadre de notre modèle conditionnellement linéaire. La voie de recherche ouverte par Kiviet (1995) et Bruno (2005), qui consiste à reformuler le modèle LSDV, nous est apparue plus appropriée.

Estimateur d'Anderson et Hsiao (1981)

Anderson et Hsiao (1981) ont proposé un estimateur dans le cadre d'un modèle à effet fixe. De manière à éliminer l'effet spécifique individuel $\tilde{\alpha}^c$, le modèle (5.19) est transformé en différence première :

$$(y_t^c - y_{t-1}^c) = \alpha^*(y_{t-1}^c - y_{t-2}^c) + \beta(x_t^c - x_{t-1}^c) + (\epsilon_t^c - \epsilon_{t-1}^c) \quad (5.23)$$

Cette transformation permet d'éliminer la source du biais provenant de l'hétérogénéité individuelle. Cependant, $\Delta(y_{t-1}^c)$ peut encore être corrélé avec $\Delta(\epsilon_t^c)$ et l'estimateur des MCO être donc biaisé. Anderson et Hsiao (1981) proposent alors d'utiliser un estimateur à variables instrumentales, en instrumentant $\Delta(y_{t-1}^c)$ par y_{t-2}^c ou $\Delta(y_{t-2}^c)$. En effet, les variables y_{t-2}^c et $\Delta(y_{t-2}^c)$ sont des instruments valides

puisqu'elles sont corrélées avec $\Delta(y_{t-1}^c)$ mais ne sont pas corrélées avec les erreurs $\Delta(\epsilon_t^c)$ (sous l'hypothèse que ces erreurs ne sont pas autocorrélées).

Arellano et Bond (1991) ont montré que cet estimateur à variables instrumentales, bien qu'il soit convergent sous certaines hypothèses²¹, n'est pas efficient, car il ne prend pas en compte toutes les conditions d'orthogonalité qui existent entre les valeurs retardées de y_t^c et les erreurs ϵ_t^c (Cameron et Trivedi, 2005).

L'estimateur d'Arellano et Bond (1991)

Arellano et Bond (1991) proposent un estimateur plus efficace basé sur l'utilisation d'instruments supplémentaires, déterminant ainsi un ensemble de conditions sur les moments. De manière pratique, il s'agit d'instrumenter la variable endogène retardée par cette même variable avec des retards plus grands. L'hypothèse d'indépendance sérielle des termes d'erreur est alors essentielle. Par ailleurs, le modèle est sur-identifié et l'estimation doit se faire par 2SLS ou par la méthode des moments généralisé (GMM).

Les estimations menées par la méthode des GMM utilisent le modèle transformé en terme de différences premières présenté plus haut. Sous l'hypothèse que les erreurs ϵ_t^c ne sont pas autocorrélées, $\Delta(\epsilon_t^c)$ est orthogonal aux valeurs passées de y et x , et $y_{t-1}^c, y_{t-2}^c, y_{t-3}^c, \dots, y_1^c$ ou $\Delta(y_{t-1}^c), \Delta(y_{t-2}^c), \Delta(y_{t-3}^c), \dots, \Delta(y_2^c)$ ou $\Delta(x_{t-1}^c), \Delta(x_{t-2}^c), \Delta(x_{t-3}^c), \dots, \Delta(x_2^c)$ sont ainsi des instruments valides. A noter que le nombre d'instruments disponibles augmente à mesure qu'on se rapproche de la dernière période. L'estimateur des GMM est convergent à la condition qu'il n'y ait pas d'auto-corrélation de second ordre des différences premières des résidus.

Différentes études empiriques ont appliqué les GMM, on cite notamment : Whited (1992), Blundell *et al.* (1992), Alonso-Borrego et Bentolila (1994). D'autres développements ont été proposés depuis ; nous citerons en particulier les travaux de Ahn et Schmidt (1995) ou encore de Binder *et al.* (2005) sur panels courts. Malgré l'attrait de cet estimateur, il ne nous paraît pas applicable à un modèle conditionnellement linéaire dans la mesure où la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle repose sur une transformation linéaire. Les travaux entrepris récemment par Bruno (2005) sur l'estimateur LSDV appliqué aux modèles dynamiques, nous apparaissent plus

21. dont l'indépendance sérielle des erreurs.

prometteur dans notre cas de figure.

L'estimateur LSDV et panels longs

L'estimateur LSDV est sans biais et efficace sous certaines hypothèses dont l'absence de la variable endogène retardée parmi les variables explicatives. En effet, dans le cas d'un modèle autorégressif, l'estimateur LSDV est biaisé lorsque le nombre de périodes T est fixe. Nickell (1981) a démontré que y_{t-1}^c était corrélé avec l'effet fixe et dérivé le biais de l'estimateur LSDV en l'absence d'autres variables explicatives que le terme retardé. Il a par ailleurs montré que celui tend vers 0 avec T tendant vers l'infini.

$$\text{plim}_{N \rightarrow +\infty} (\hat{\alpha}^* - \alpha^*) = - \left(\frac{1 + \alpha^*}{T - 1} \right) \left(1 - \frac{1 - (\alpha^*)^T}{T(1 - \alpha^*)} \right) \times \left[1 - \left(\frac{2\alpha^*}{(1 - \alpha^*)(T - 1)} \right) \left(1 - \frac{1 - (\alpha^*)^T}{T(1 - \alpha^*)} \right) \right]^{-1} \quad (5.24)$$

En cas de présence de variables explicatives (cf. : équation (5.19)), les biais sur les paramètres sont plus difficiles à dériver. Kiviet (1995) et Bun et Kiviet (2003) proposent de multiplier le biais précédent par un terme matriciel supplémentaire²² et obtiennent :

$$\text{plim}_{N \rightarrow +\infty} (\hat{\beta} - \beta) = - \left[\text{plim}_{N \rightarrow +\infty} (X'AX)^{-1} X' Ay^{-1} \right] \times \left[\text{plim}_{N \rightarrow +\infty} (\hat{\alpha}^* - \alpha^*) \right] \quad (5.25)$$

Kiviet (1995) et Bun et Kiviet (2003) proposent une approximation de ce biais qu'ils soustraient à l'estimateur LSDV pour obtenir un estimateur LSDV corrigé. Bruno (2005) prolonge la formulation de Bun et Kiviet (2003) pour le cas d'un panel dynamique non cylindrique.

Beck et Katz (2004) ont cependant montré que le biais $(\hat{\alpha}^* - \alpha^*)$ n'est pas significatif, et donc $(\hat{\beta} - \beta)$ également, lorsque T est supérieur à 20. Dans notre cas de figure, avec $T=156$, nous pouvons raisonnablement supposer que ce biais serait très faible²³.

22. Avec X , la matrice des variables indépendantes et A , une matrice issue de la transformation *Within* qui permet de supprimer les effets fixes individuels (Bun et Kiviet, 2003, p. 2).

23. Comme nous le verrons, les résultats du modèle dynamique ne seront pas concluants et la suite du travail ne nécessiterait pas, quoiqu'il arrive, d'estimer le biais de correction.

4 Tests de spécification et d'hypothèses

Avant l'analyse des résultats d'estimation, il importe d'effectuer différents tests statistiques. Ces tests portent essentiellement sur la valeur des paramètres et les propriétés des aléas. Ils permettront de valider les résultats d'un point de vue statistique mais également de les analyser d'un point de vue économique. Nous présenterons tout d'abord les tests des contraintes théoriquement imposées et ensuite quelques tests habituels de spécification.

Les écueils majeurs liés au cadre théorique sous-jacent de notre modèle, à savoir l'estimation d'un système de demande conditionnellement linéaire sur données de panel, ont déjà été présentés. En sus des limites habituelles, notamment en matière d'autocorrélation des aléas, nous insisterons dans cette section sur les biais propres à notre spécification du modèle et à notre jeu de données. Le principal problème réside en l'utilisation de données de pseudo-panel et les risques d'hétéroscédasticité afférents. Nous nous attarderons ensuite sur les tests d'exogénéité et de validité des instruments.

4.1 Tests sur les contraintes théoriques

Comme rappelé précédemment, les estimations doivent satisfaire les quatre conditions d'additivité, d'homogénéité, de symétrie et de négativité imposées par la théorie sur le système de demande.

La contrainte d'additivité

L'additivité est toujours vérifiée par construction même des données et compte-tenu des procédures économétriques. Dans un premier temps, on peut s'assurer que la somme des parts est bien égale à 1. Comme précisé plus haut, pour éviter le problème de singularité de la matrice de variances-covariances des termes d'erreur, nous estimons seulement $n - 1$ équations. Les paramètres manquants de la n ème équation sont retrouvés en appliquant les conditions d'additivité.

Le choix de l'équation soustraite est sans implication sur les résultats (Barten, 1969). Cette particularité implique que l'estimateur d'une variable indépendante de l'équation non estimée est défini par la négative de la somme des estimateurs

estimées.

La contrainte d'homogénéité

Dans notre cas, la contrainte d'homogénéité est directement imposée dans l'estimation²⁴. Il était cependant possible d'appliquer la restriction d'homogénéité sur le modèle en reformulant le système de demande à partir des prix relatifs (Lecocq et Robin, 2006). Si nous prenons, par exemple, le prix du bien 27 comme étalon numérique et divisons chaque prix par le prix du bien 27, à l'exception du vingt-septième prix, le modèle AI peut s'écrire comme ceci²⁵ :

$$w_{it}^c = \alpha_i + \sum_{j=1}^{26} \mu_{ij} \frac{\ln p_{jt}^c}{\ln p_{27t}^c} + \mu_{i27} \ln p_{27t}^c + \beta_i (\ln x_t^c - \ln a(p_t^c)) + \epsilon_{it}^c \quad (5.26)$$

Quelques manipulations simples permettent de reformuler l'équation de la manière suivante :

$$w_{it}^c = \alpha_i + \sum_{j=1}^{26} \mu_{ij} \ln p_{jt}^c + (\mu_{i27} - \sum_{j=1}^{26} \mu_{ij}) \ln p_{27t}^c + \beta_i (\ln x_t^c - \ln a(p_t^c)) + \epsilon_{it}^c \quad (5.27)$$

La contrainte d'homogénéité imposant que :

$$\forall i, \sum_{j=1}^{27} \gamma_{ij} = 0 \quad (5.28)$$

Il apparaît que :

$$\forall i, \sum_{j=1}^{26} \mu_{ij} + \mu_{i27} - \sum_{j=1}^{26} \mu_{ij} = \mu_{i27} = 0 \quad (5.29)$$

L'équation de demande du bien i est homogène si le paramètre μ_{i27} est nul. Ainsi, Deaton et Muellbauer (1980a) n'introduisent que $n - 1$ prix relatifs, l'introduction du n ième prix offrant un test de la contrainte d'homogénéité (avec $n = 27$ dans notre cas de figure). Un test de Student sur le coefficient μ_{i27} pour les 26 équations

24. cf. : Annexe 10.5.

25. Par simplicité, la démonstration qui suit est appliquée au modèle AI.

du système permet en effet de tester l'hypothèse de nullité du paramètre ²⁶.

La contrainte de symétrie

Afin de vérifier que la contrainte de symétrie, c'est-à-dire que les dérivées croisées des fonctions de demande sont identiques, est satisfaite, on procède à deux estimations : une estimation sans contrainte de symétrie et une autre sous contrainte. On compare ensuite les résultats des deux régressions à l'aide d'un test de Wald (Taljaard *et al.*, 2004). Les tests du ratio de vraisemblance ou du multiplicateur de Lagrange peuvent également être utilisés. Cependant, les principales études de simulations de Monte Carlo tendent à rejeter systématiquement l'hypothèse de symétrie, en particulier lorsqu'ils sont appliqués à des systèmes de demande incluant beaucoup de paramètres et peu d'observations (Edgerton *et al.*, 1996). Nous avons préféré retenir l'approche contrainte et imposer directement la symétrie dans l'estimation ²⁷.

La contrainte de négativité

La contrainte de négativité, qui fait référence à la propriété de concavité de la fonction de dépense, est complexe à traiter de manière paramétrique. Elle impose que la matrice de Slutsky soit semi-définie négative. Cette contrainte peut être vérifiée après l'estimation au regard du signe de la matrice de Slutsky. Celui-ci n'est cependant pas évident à déterminer compte-tenu de la difficulté de calculer les valeurs propres de cette matrice.

Deaton et Muellbauer (1980a) ont proposé d'utiliser la matrice k avec $k_{ij} = \frac{p_i p_j}{x} \frac{\partial h_i(p, u)}{\partial p_j}$, avec $h_i(p, u)$ correspondant à la demande hicksienne. Les valeurs propres de cette nouvelle matrice k auront les mêmes signes que la matrice de Slutsky. Cette nouvelle matrice est donnée par :

$$k_{ij} = \gamma_{ij} + \beta_i \beta_j (\ln x - \ln P) - w_i \delta_{ij} + w_i w_j \quad (5.30)$$

où δ_{ij} est le delta de Kronecker ($\delta_{ij} = 1$ pour $i = j$ et $\delta_{ij} = 0$ pour $i \neq j$).

De manière pratique, dans la mesure où l'élasticité prix compensée s'écrit $e_i^{nc} = \frac{\partial h_i(p, u)}{\partial p_i} \frac{p_i}{q_i}$, pour que la propriété de négativité soit vérifiée, il convient de s'assurer que

26. A noter que l'hypothèse d'homogénéité est généralement rejetée (Durbarray, 2002).

27. cf. : Annexe 10.5.

les élasticités directes compensées soient négatives pour tous les biens du système (Boizot, 1999). Nous verrons que cette condition est respectée.

4.2 Tests de spécification

Il est possible de distinguer au moins quatre types d'erreurs de spécification : forme fonctionnelle incorrecte, hétéroscédasticité, autocorrélation des résidus et variable aléatoire non-normale. A chacune de ces questions correspond un ensemble de tests de spécification.

Tests d'hypothèses et forme fonctionnelle

Au delà du test de Wald effectué automatiquement sur chacune des variables, nous avons essentiellement utilisé trois tests pour distinguer les différents modèles de demande et tester nos hypothèses.

Le test de Hausman-Wu

Le test de Hausman (1978), proposé par Wu (1973), est un test de spécification qui permet de déterminer si les coefficients de deux estimations sont statistiquement différents. Plus précisément, il permet de tester un estimateur qui est convergent sous l'hypothèse nulle $H0$ et sous son alternative $H1$ par rapport à un autre estimateur qui lui est efficace sous $H0$ et non convergent sous $H1$.

Soit deux estimateurs $\hat{\beta}_0$ et $\hat{\beta}_1$. Sous l'hypothèse nulle $H0$, les deux estimateurs sont convergents mais seulement $\hat{\beta}_0$ est efficace asymptotiquement. En revanche, sous l'hypothèse alternative $H1$ seul l'estimateur $\hat{\beta}_1$ est convergent. Le test d'Hausman compare la matrice de variance-covariance des deux estimateurs à l'aide de la statistique de Wald suivante :

$$W = (\hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1)' (\hat{V}_1 - \hat{V}_0)^{-1} (\hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1) \quad (5.31)$$

où \hat{V}_0 et \hat{V}_1 sont les deux matrices des covariances des estimateurs $\hat{\beta}_0$ et $\hat{\beta}_1$.

Le résultat suit une loi χ^2 avec K degrés de liberté. Si on ne peut rejeter l'hypothèse nulle, i.e. la p -value est supérieure au niveau de confiance (ou la statistique de Wald est inférieure à sa valeur tabulée), on utilisera l'estimateur $\hat{\beta}_0$.

Le test de Hausman peut être utilisé pour détecter la présence d'une variable endogène et déterminer s'il convient ou non d'utiliser l'approche des variables instrumentales. Sous l'hypothèse nulle d'indépendance entre les résidus et les variables explicatives, les deux estimateurs sont non biaisés et les coefficients estimés proches. L'estimateur efficace sous l'hypothèse H_0 et non convergent sous H_1 est l'estimateur des MCO. Les 2SLS sont convergents à la fois sous l'hypothèse nulle et son alternative. Le test de Hausman permet également de comparer un estimateur 2SLS à l'estimateur 3SLS asymptotiquement plus efficace (Baltagi, 2002).

Le test du rapport de vraisemblance

Le test du rapport de vraisemblance (LR²⁸) consiste à déterminer si l'introduction d'une ou plusieurs variables dans le modèle améliore la qualité de l'ajustement. Soit deux modèles M_0 et M_1 , avec M_0 comme modèle restreint et M_1 incluant les variables additionnelles. Pour décider si le modèle restreint M_0 est suffisant pour décrire le processus, on considère le rapport suivant :

$$\Lambda(X) = \frac{L(\hat{\beta}_0|X)}{L(\hat{\beta}_1|X)} \quad (5.32)$$

où $L(\hat{\beta}_0|X)$ est l'estimation du maximum de vraisemblance des paramètres du modèle M_0 (hypothèse nulle) et $L(\hat{\beta}_1|X)$ l'estimation du maximum de vraisemblance des paramètres du modèle complet M_1 (hypothèse alternative) conditionnellement à X . Lorsque l'hypothèse nulle est vraie, ce rapport est proche de 1 ; dans le cas contraire, la valeur de $\Lambda(X)$ est généralement faible. Si l'on remplace la valeur X par la variable aléatoire x_X , sous l'hypothèse nulle, la statistique :

$$LR = 2 \times [\ln L(\hat{\beta}_1|x_X) - \ln L(\hat{\beta}_0|x_X)] \quad (5.33)$$

suit une loi du χ^2 , lorsque N tend vers l'infini, à $dl_{M_1} - dl_0$ degrés de liberté, avec $dl_{M_0} = K_0 - 1$ et $dl_{M_1} = K_1 - 1$ les degrés de liberté des modèles M_0 et M_1 respectivement.

Les critères d'information AIC et BIC

28. Pour, en anglais, *Likelihood Ratio test*.

Une troisième approche de sélection des modèles a été développée par Akaike (1974) puis par Schwarz (1978). Le principe consiste à définir une fonction de coût qui tient compte à la fois de la performance du modèle et de la complexité de la structure du modèle. De manière pratique, il s'agit de comparer les modèles en utilisant les valeurs des critères suivants :

$$AIC = -2 \times \ln L(\hat{\beta}_i) + 2 \times K_i \quad (5.34)$$

où $L(\beta_i)$ est la vraisemblance maximisée du modèle i et K_i le nombre de paramètres du modèle. Le meilleur modèle est celui qui minimise l' AIC ²⁹.

De même, pour le BIC ³⁰, il vaut :

$$BIC = -2 \times \ln L(\hat{\beta}_i) + 2 \times K_i \ln(N) \quad (5.35)$$

où N est la taille de l'échantillon.

Tests d'homoscédasticité des aléas

L'hétéroscédasticité qualifie des données qui ne respectent pas la propriété des MCO d'une variance constante des résidus de la régression³¹, i.e. $\exists c$ ou t , $V[\epsilon_t^c] \neq \sigma_c^2$. Si l'hypothèse d'homoscédasticité des aléas n'est pas satisfaite l'estimateur des MCO n'est plus efficace. En effet, l'hétéroscédasticité ne biaise pas les coefficients mais les écarts-types sont erronés et l'inférence habituelle n'est plus valide.

L'hétéroscédasticité est une situation rencontrée fréquemment sur données agrégées. Plusieurs tests, permettent de contrôler la présence d'hétéroscédasticité dans un modèle. Nous citerons en particulier les tests de Breusch-Pagan et de White³². Ces tests sont des tests asymptotiques pour lesquels il n'est pas nécessaire de spécifier les variables à l'origine de l'hétéroscédasticité. Ils consistent à vérifier si le carré des résidus peut être expliqué par les variables du modèle. La régression qui précède ces tests ne doit pas se faire par les moindres carrés généralisés (MCG).

29. Pour *Akaike Information Criterion*.

30. Pour *Bayesian Information Criterion*.

31. Nous effectuerons les tests d'homoscédasticité des aléas équation par équation.

32. Il existe un dernier test : le test de Goldfeld et Quandt. Ce test est généralement appliqué lorsqu'on a identifié au préalable une variable explicative comme responsable de l'hétéroscédasticité.

Dans une première étape, on procède à la régression par les MCO. On en déduit les résidus ϵ_i . Dans une deuxième étape, on estime la relation suivante :

$$(\hat{\epsilon}_t^c)^2 = \sum_{j=1}^K \beta_j X_{jt}^c + u_t^c \quad (5.36)$$

avec X_{jt}^c les K variables explicatives utilisées pour chacune des estimations des équations i et u_t^c un aléa.

Si l'hypothèse jointe de nullité des paramètres est rejetée, on considère qu'il y a hétéroscédasticité. Autrement dit, un test de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité est équivalent à un test joint que toutes les variables explicatives X_{jt}^c , sauf la constante, n'ont pas un effet significatif sur $(\epsilon_t^c)^2$. Un deuxième test d'homoscédasticité est celui de White (1980). Très proche du test de Breusch-Pagan, ce test ajoute les variables explicatives au carré, ainsi que les interactions entre les variables explicatives dans la régression sur les résidus au carré. En cas de détection d'hétéroscédasticité, un estimateur plus précis et sans biais des paramètres est l'estimateur des Moindres Carrés Généralisés (MCG).

Test de non-autocorrélation des aléas

Il convient également de s'assurer que l'hypothèse d'indépendance des résidus est respectée. En effet, les procédures inférentielles reposent sur une matrice des variances/covariance des termes d'erreurs $\Omega_\epsilon = \sigma_\epsilon^2 I$. En présence d'autocorrélation des résidus, $Cov[\epsilon_t; \epsilon_{t-1}] \neq 0$, les éléments de Ω_ϵ , autre que la diagonale, ne sont plus égaux à zéro et donc nos estimations de la matrice de variance covariance des coefficients estimés sont erronées. Il s'en suit que les tests t de Student et nos inférences sont faussées. Ce biais concerne essentiellement les modèles ou séries temporels. On cherche en particulier à déterminer $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + u_t$, avec ρ le paramètre d'autocorrélation compris entre -1 et 1 et u_t un aléa i.d.d..

Le test le plus fréquemment utilisé est celui de Durbin-Watson³³. Ce test utilise les résidus obtenus par l'estimation du modèle par les MCO et, dans le cas de données de panel, repose sur la statistique suivante :

33. Dans le cas d'un modèle dynamique avec présence de variables retardée, on applique la statistique h de Durbin.

$$DW = \frac{\sum_{c=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{\epsilon}_t^c - \hat{\epsilon}_{t-1}^c)^2}{\sum_{c=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_t^{2c}} \quad (5.37)$$

Sa valeur est comprise entre 0 et 4. Une valeur proche de zéro indique une autocorrélation positive, autour de 2 une absence d'autocorrélation et une autocorrélation négative proche de 4.

Lorsque les aléas sont autocorrélés, il est recommandé d'appliquer la méthode des MCG. Pour calculer cet estimateur, il faut connaître la matrice des variances/covariances des termes d'erreurs, c'est-à-dire ρ . Cependant, le coefficient d'autocorrélation étant généralement inconnu, on utilise les moindres carrés quasi-généralisés (MCQG) qui, dans une première étape, estime la matrice des variances/covariance des termes d'erreurs $\hat{\Omega}_\epsilon$, c'est-à-dire $\hat{\rho}$, et procède ensuite à l'estimation du modèle ainsi transformé. Diverses autres méthodes autorégressives ont été proposées (Cochrane et Orcutt, 1949; Prais et Winsten, 1954; Hildreth et Lu, 1960, cités par Cameron et Trivedi, 2005).

Test de normalité des aléas

L'hypothèse que les aléas sont distribués selon une loi normale peut être testée avec la statistique de Jarque-Bera. La procédure consiste à estimer le modèle. On calcule ensuite les coefficients d'asymétrie (*skewness*) et d'aplatissement (*kurtosis*) des résidus, puis la statistique de Jarque-Bera suivante :

$$JB = \frac{N - K}{6} \left(s^2 + \frac{(k - 3)^2}{4} \right) \quad (5.38)$$

avec

- N , le nombre d'observations ;
- K , le nombre de variables explicatives (si les données proviennent des résidus d'une régression, autrement $k=0$) ;
- s , le coefficient d'asymétrie ;
- et k , le coefficient d'aplatissement.

Cette statistique suit une distribution du χ^2 à 2 degrés de liberté. Pour une valeur calculée inférieure à la valeur tabulée, on accepte l'hypothèse nulle de normalité³⁴.

³⁴. Nous effectuerons les tests de normalité des aléas équation par équation.

4.3 Tests d'exogénéité et de validité des instruments

Il existe par ailleurs des tests spécifiques liés à l'utilisation de variables instrumentales. Comme mentionné précédemment, deux variables du modèle sont suspectées d'endogénéité en raison de leur corrélation potentielle avec le terme de l'erreur. Il s'agit de la dépense alimentaire totale et des termes retardés. La technique des variables instrumentales présentée dans la section précédente a été appliquée. Dans les paragraphes qui suivent nous souhaitons préciser les deux traitements statistiques qui ont été effectués pour tester l'endogénéité des deux variables en question et la validité des instruments utilisés.

Tests d'exogénéité des variables

Plusieurs méthodes peuvent être utilisées pour détecter l'endogénéité. La méthode mise en oeuvre dans ce travail est celle de Hausman-Wu qui n'est pas, *per se*, un test d'exogénéité. Elle consiste à comparer l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) avec l'estimateur des doubles moindres carrés (2SLS). Le test de Hausman, présenté plus haut, peut en effet être utilisé pour déceler la présence d'une variable endogène et déterminer s'il convient ou non d'utiliser l'approche des variables instrumentales. Pour tester l'indépendance entre variables explicatives et variables aléatoires, le test utilise le fait qu'il existe un estimateur (2SLS) qui est convergent sous l'hypothèse nulle H_0 et sous son alternative H_1 par rapport à un autre estimateur (MCO) qui lui est efficace sous H_0 et non convergent sous H_1 . Cette approche de détection des variables endogènes reposant sur une comparaison avec un estimateur faisant appel à des variables instrumentales, il convient de s'assurer de la validité de celles-ci.

Test de validité des instruments

Deux classes de tests permettent de contrôler la validité des instruments sélectionnés. Un instrument z doit en effet satisfaire deux conditions : D'une part, z doit être corrélé avec la variable explicative endogène et, d'autre part, z ne doit pas être corrélé avec le terme d'erreur. La première condition peut être testée en examinant la régression issue de la première étape de l'estimation 2SLS. La procédure consiste

simplement à s'assurer que les variables instrumentales interviennent significativement dans la régression sur la variable endogène. Pour cela, il convient de s'intéresser au pouvoir explicatif des instruments dans les régressions. Un test de Wald permet notamment de s'assurer de la pertinence du choix des instruments³⁵. Cependant, en présence de plusieurs variables explicatives endogènes, ces indicateurs peuvent ne pas être suffisamment informatifs.

Il convient ensuite de tester l'indépendance des instruments avec le terme d'erreur. Si on dispose d'un instrument unique par variable explicative endogène, il y a juste identification. On ne peut alors procéder au test de non-corrélation des erreurs avec l'instrument. En revanche, en cas de sur-identification du modèle, c'est-à-dire lorsque le nombre d'instruments est supérieur au nombre de variables instrumentées, on peut tester l'indépendance des instruments. Le test de Sargan est le test de sur-identification le plus couramment utilisé. En substance, il consiste à régresser les résidus de l'équation des 2SLS sur les variables exogènes et les instruments. Plus précisément, on commence par estimer le modèle avec la méthode des variables instrumentales. On effectue ensuite une régression des résidus prédits de l'estimation précédente, $\hat{\epsilon}_t^c$, sur toutes les variables exogènes :

$$\hat{\epsilon}_t^c = \sum_{j=1}^n \beta_j V_{exot}^c + \mu_t^c \quad (5.39)$$

On en déduit enfin la statistique $S = n \times R^2$, avec R^2 le coefficient de détermination, distribuée selon une loi du χ^2 à $n_Z - K$ degrés de liberté, avec n_Z le nombre de variables exogènes et d'instruments utilisés et K est le nombre des paramètres estimés. L'hypothèse nulle est rejetée lorsque la statistique calculée est supérieure à la valeur critique.

Les différents tests qui viennent d'être présentés seront réalisés et introduits progressivement dans l'exposé des résultats qui suit.

35. cf. : Annexe 5.3.

5 Les résultats

Notre objectif est d'élaborer un modèle permettant de prévoir le comportement des ménages devant une modification des prix ou une variation de leur niveau de vie. Deux hypothèses ont été formulées quant à l'influence des habitudes de consommation et à la modélisation de l'impact du revenu que nous testerons. Nous chercherons également à isoler les divergences de comportements de consommation économiquement ou socialement déterminées, et pour cela nous mènerons des analyses par classe de ménages.

Après avoir exposé les paramètres des régressions et les différents tests d'hypothèses, nous analyserons les élasticités prix et dépense. Les élasticités-dépense sont présentées en premier lieu. Les élasticités-prix directes suivent, au niveau national et par classe de revenu. Les élasticités-prix croisées, les plus volumineuses et les moins significatives, sont présentées en dernier lieu au niveau national. Nous rappelons que les élasticités-prix seront utilisées dans une deuxième étape d'analyse qui produira un jeu de simulations des niveaux optimaux de taxe et subvention et procédera à l'estimation de l'impact des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles.

5.1 Les paramètres d'estimation

Plusieurs spécifications et hypothèses ont été testées pour estimer les fonctions de demande. Nous rappelons que les hypothèses afférentes aux réactions de la consommation alimentaire aux variations de prix et de revenu (Corps d'hypothèses 1) sont triple : D'une part, nous avons posé l'hypothèse de la présence d'habitudes de consommation et, d'autre part, d'une relation non-linéaire entre le revenu et la consommation. Enfin, une hypothèse méthodologique a trait à la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée dans les modèles de demande conditionnellement linéaires. Ces trois hypothèses font appel à des spécifications différentes. Par conséquent, elles sont distinguées dans les paragraphes qui suivent.

Hétérogénéité inobservée et variables muettes

La spécificité de nos données de panel nous a conduit à tester un estimateur LSDV par rapport à l'estimateur développé par Lecocq et Robin (2006) qui propose de capturer l'hétérogénéité inobservée dans les modèles conditionnellement linéaires sur données de panel en procédant à une correction à la Mundlak. Cette dernière consiste à introduire la moyenne de la dépense totale et du revenu sur la période. Nous avons retenu notre formulation de base du système de demande, la version AI, qui comme nous le verrons plus tard apparaît la plus fiable, pour comparer les deux spécifications.

TABLE 5.1 – Tests de spécification - Modèles AI

	(1) Tests de Wu-Hausman					
	LSDV-MCO <i>vs</i> LSDV-2SLS		LSDV-3SLS <i>vs</i> LSDV-2SLS		Mundlak-3SLS <i>vs</i> LSDV-3SLS	
	χ^2	P-value	χ^2	P-value	χ^2	P-value
Poisson	134,24	0,00	5,29	1,00	1837,51	0,00
Viandes	12,5	1,00	13,33	1,00	-21,04	-
Volailles	123,08	0,00	-2,96	-	124,33	0,00
Charcuterie	516,47	0,00	6,34	1,00	13,18	1,00
Oeufs	16,05	1,00	41,64	1,00	274,88	0,00
Légumes frais	-1065,76	-	-13,42	-	-119,78	-
Légumes transformés	51,08	0,94	-72,25	-	58,49	0,60
Fruits frais	171,65	0,00	-70,32	-	-57,20	-
Fruits transformés	44,88	0,99	50,16	0,96	205,67	0,00
Fruits secs	73,44	0,28	-3,05	-	25,28	1,00
Graine et condiments	92,96	0,03	24,93	1,00	108,66	0,00
Plats préparés	108,14	0,00	-24,22	-	210,66	0,00
Snack	38,32	1,00	145,40	0,00	906,93	0,00
Yaourt	-29,67	-	26,13	1,00	279,16	0,00
Fromage	78,93	0,19	21,66	1,00	-347,84	-
Lait	85,83	0,08	-7,63	-	-207,26	-
Féculents	89,22	0,04	0,59	1,00	33032,79	0,00
Pommes de terre	49,68	0,95	2,55	1,00	96,06	0,00
Produits gras-salés	-11,01	-	25,97	1,00	30,65	1,00
Sucre	25,04	1,00	17,68	1,00	336,81	0,00
Produits gras-sucrés	232,12	0,00	17,47	1,00	-86,98	-
MG animale	37,43	0,63	24,45	1,00	-8131,87	-
MG végétale	-19,05	-	-18,74	-	-111,49	-
Eau	270,58	0,00	0,28	1,00	125,14	0,00
Boissons non-alcoolisées	93,29	0,03	42,55	0,99	350,27	0,00
Boissons alcoolisées	266,24	0,00	-0,32	-	231,15	0,00
Café-thé	-	-	-	-	-	-
					<i>Mundlak</i>	<i>LSDV</i>
(2) AIC					-324598.1	-326493.8
(3) BIC					-317730	-318958.9

Il convient tout d'abord de contrôler l'endogénéité, imputable au biais de simultanéité, de la variable de dépense totale ainsi que la pertinence d'un estimateur des MCQG, compte tenu des possibles biais d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des termes d'erreurs. Nous procédons, par équation, à des tests de Hausman-Wu d'exo-

généité de la dépense. Ayant déterminé l'estimateur convergent, nous testons les 2SLS contre les 3SLS, plus efficaces asymptotiquement mais potentiellement non-convergents (Baltagi, 2002).

Biais de simultanéité et variables instrumentales

Comme expliqué plus haut, dans le modèle AI, nous suspectons la variable de dépense totale d'être endogène. Nous avons donc procédé à l'estimation du modèle de demande par les MCO et comparé cet estimateur, jugé plus efficace sous l'hypothèse nulle d'indépendance entre les résidus et les variables explicatives, au modèle avec variables instrumentales. Nous rappelons que la variable suspectée endogène est instrumentée par la variable de revenu disponible par ailleurs.

Il ressort des tests de Hausman-Wu que nous rejetons l'hypothèse H_0 que les coefficients des deux estimateurs sont asymptotiquement identiques pour la plupart des équations. En d'autres termes, ces tests rejettent pour la majorité des groupes alimentaires l'hypothèse d'exogénéité de la variable de dépense totale. Nous concluons donc que l'endogénéité de la variable de dépense alimentaire totale a un effet significatif sur les paramètres du modèle et nous privilégions l'approche par les 2SLS. Nous rappelons que le risque est d'obtenir des paramètres biaisés avec les MCO alors que seule l'inférence peut être remise en cause en cas d'utilisation des 2SLS. A noter le signe négatif de la statistique du χ^2 pour certaines équations. Baum *et al.* (2003) ont montré que cela peut survenir dans le cas d'échantillons finis. Hausman et McFadden (1984) interprètent un score négatif comme une démonstration de l'échec du rejet de l'hypothèse H_0 de similitude des paramètres des deux estimateurs.

Hétéroscédasticité et autocorrélation des résidus

L'estimateur des 2SLS est donc convergent et asymptotiquement normal mais il n'est pas efficace dans la mesure où il ne tient pas compte des corrélations possibles entre les équations. L'estimateur des triple moindres carrés (3SLS) utilise le procédé de décomposition de Cholesky pour estimer, dans une étape supplémentaire, une approximation de la matrice de variance/covariance des termes d'erreur et permettre une estimation par les Moindres Carrés Quasi-Généralisé (MCQG). A nouveau, un test de Hausman-Wu permet de décider du modèle à choisir. Comme les résultats du tableau 5.1 le montrent, le modèle 3SLS est préféré au modèle 2SLS. Pour toutes

les équations, à l'exception des *Snacks*, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse que les paramètres des deux estimateurs sont identiques. Nous conservons donc l'estimateur le plus efficace. La pertinence de l'utilisation des MCQG suggère, en contrepartie, qu'il existe un problème d'hétéroscédasticité et/ou d'autocorrélation. Les tests de Breusch-Pagan et de Durbin-Watson³⁶ indiquent en effet que la matrice $\Omega_\epsilon \neq \sigma_\epsilon^2 I$ et que l'estimateur des MCQG est plus approprié.

Hétérogénéité inobservée et variables muettes

Comme expliqué plus haut, il importe de capturer l'hétérogénéité inobservée. Le modèle AI, conditionnellement linéaire, n'autorise pas les transformations généralement effectuées pour capturer l'effet individuel. Deux possibilités s'offrent dans le cadre de données de pseudo-panel : soit introduire une variable muette par cohorte³⁷ soit procéder à la transformation *à la Mundlak* proposée par Lecocq et Robin (2006). Notons que le modèle LSDV n'est applicable en pratique que sur données agrégées dans la mesure où il exige d'introduire une variable supplémentaire par individu. Notre travail offre donc la possibilité de comparer les deux modélisations possibles de l'hétérogénéité inobservée dans le cadre de l'estimation d'un modèle de type AI sur données de panel. Le tableau 5.1 donne les résultats du test de Hausman-Wu ainsi que les valeurs des critères AIC et BIC. Nous constatons que, sur nos données, l'approche par l'introduction de variables muettes offre des résultats plus satisfaisants.

Au vu des résultats du test de Hausman, nous constatons que les deux spécifications de prise en compte de l'hétérogénéité donnent des résultats identiques pour 12 équations. En revanche, nous rejetons l'hypothèse nulle de similitude des coefficients pour les 14 équations restantes. Artificiellement, l'estimateur *à la Mundlak* a été posé comme plus efficace que l'estimateur LSDV. L'estimateur LSDV est généralement considéré comme moins efficace que l'estimateur *Within* (Cameron et Trivedi, 2005), lequel est à son tour jugé moins efficace que l'approche instrumentale proposée par Mundlak (Boumahdi et Thomas, 1997). Par ailleurs, les critères AIC et BIC, qu'il convient de minimiser, affichent une légère préférence pour l'estimateur LSDV. Aussi est-ce celui que nous retiendrons dans la suite de ce travail.

36. cf. : Annexe 5.7.

37. Pour des raisons de colinéarité, $c - 1$ variables muettes sont introduites pour c cohortes.

En conclusion, nous avançons que la méthode des 3SLS est la plus appropriée à notre modèle AI. En cas de corrélation entre les régresseurs et les termes d'erreurs, les estimateurs 3SLS sont convergents, alors que ceux obtenus par les MCO ne le sont pas. L'instrumentation qu'elle opère permet en effet de réduire le biais de simultanéité. Par ailleurs, cette méthode fournit des estimateurs corrigeant non seulement l'hétéroscédasticité des résidus mais aussi la corrélation entre les résidus d'équations distinctes du système. Les 3SLS conservent en effet l'information transversale contenue dans les données (Robin, 2005). Ce dernier biais est mis en évidence par la matrice de corrélation des résidus présentée en annexe 5.10. Enfin, l'introduction de variables muettes permet de capturer l'endogénéité imputable à l'hétérogénéité inobservée.

L'hypothèse de non-linéarité des courbes d'Engel

La validation de l'hypothèse de non-(log)linéarité des courbes d'Engel repose tout d'abord sur l'étude des coefficients estimés (valeur relative et signe) du terme de dépense quadratique. Dans un deuxième temps, on réalise des tests plus formels de significativité des coefficients, puis de gain d'ajustement apporté par l'introduction du terme quadratique par rapport au modèle de base. De fait, la procédure formelle de validation de l'hypothèse repose sur deux tests : Le test t asymptotique et le test du rapport de vraisemblance.

Ce test du ratio du log de vraisemblance entre le modèle de base validé et le modèle contenant la variable additionnelle a été exposé plus haut. Rappelons uniquement que l'objectif du test consiste à déterminer si l'introduction de une ou plusieurs variables améliore ou non la qualité de l'ajustement. Dans le cas d'une variable dépendante continue, le log de vraisemblance n'est plus le logarithme d'une probabilité (bornée entre 0 et 1, avec un logarithme en conséquence négatif) mais la densité de la probabilité. Celle-ci n'est plus contrainte entre 0 et 1 et le log de vraisemblance obtenu peut être positif. Cette valeur n'a pas véritablement d'intérêt en soi mais sert uniquement à la comparaison des deux estimateurs. Il convient en effet de retenir l'estimateur donnant la plus forte log-vraisemblance. L'esprit du test consiste ensuite à juger la significativité statistique de cette différence.

TABLE 5.2 – Tests de spécification - Modèle QUAI

	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	λ_i	P-value	λ_i	P-value
Poisson	-	-	-0,002	0,000
Viandes	-	-	-0,001	0,139
Volailles	-	-	-0,001	0,000
Charcuterie	-	-	-0,001	0,000
Oeufs	-	-	-0,009	0,000
Légumes frais	-	-	-0,003	0,000
Légumes transformés	-	-	0,006	0,000
Fruits frais	-	-	-0,004	0,000
Fruits transformés	-	-	0,000	0,698
Fruits secs	-	-	-0,001	0,000
Graine et condiments	-	-	0,003	0,000
Plats préparés	-	-	-0,001	0,010
Snack	-	-	0,000	0,005
Yaourt	-	-	0,001	0,000
Fromage	-	-	-0,003	0,000
Lait	-	-	0,003	0,000
Féculents	-	-	0,003	0,000
Pommes de terre	-	-	0,000	0,682
Produits gras-salés	-	-	0,003	0,000
Sucre	-	-	0,002	0,000
Produits gras-sucrés	-	-	0,000	0,737
MG animale	-	-	0,006	0,000
MG végétale	-	-	0,001	0,000
Eau	-	-	-0,001	0,000
Boissons non-alcoolisées	-	-	-0,002	0,000
Boissons alcoolisées	-	-	-0,002	0,000
Café-thé	-	-	0,001	0,000
(1) test de LR	<i>(ll0)</i>		<i>(llt)</i>	
<i>log-likelihood</i>	164715.91		164663.33	
$ 2 \cdot (llt-ll0) $			105.171	
P-value			0.000	
(2) AIC	-326493.8		-326342.7	
(3) BIC	-318958.9		-318689.7	

On constate tout d'abord que les paramètres des termes de dépense quadratique sont statistiquement significatifs pour la plupart des 27 équations³⁸. Cependant, deux éléments nous font douter de la pertinence d'utiliser ce modèle plutôt que le modèle AI. D'une part, le test du rapport de vraisemblance retient que le modèle AI, malgré une variable en moins, donne la log-vraisemblance la plus élevée comparée au QUAI. L'introduction du terme quadratique n'apporte donc pas d'information additionnelle. Il apparaît également que la différence obtenue est statistiquement significative³⁹. D'autre part, les deux critères d'information semblent privilégier également le modèle AI, reportant pour cet estimateur les valeurs les plus faibles aussi

38. Les paramètres du terme quadratique, λ_i , sont reportés pour chaque équation dans le tableau 5.2. Les autres coefficients des régressions sont donnés en annexe 5.11.

39. Compte tenu du signe négatif de la différence, nous avons retenu sa valeur absolue pour juger de sa significativité statistique.

bien pour l'AIC que pour le BIC. Enfin, une dernière information importante participe également de la faible performance du QUAI comparativement à l'AI : Le modèle QUAI ne converge dans des délais raisonnables qu'en fixant un critère de convergence particulièrement faible, en l'occurrence $p = 0,01$. Ces trois éléments nous conduisent à préférer les résultats du modèle AI⁴⁰.

L'hypothèse de formation des habitudes

TABLE 5.3 – Tests de spécification - Modèle AI dynamique

	AI-LSDV-3SLS		LA-AI-Lag-LSDV-3SLS		
	α_i^*	P-value	α_i^*	P-value	χ^2 P-value
Poisson	-	-	0,557	0,589	23,55 0,602
Viandes	-	-	-1,794	0,233	18,91 0,840
Volailles	-	-	-0,076	0,908	40,78 0,033
Charcuterie	-	-	0,638	0,599	18,06 0,873
Oeufs	-	-	-1,262	0,122	37,29 0,070
Légumes frais	-	-	1,309	0,074	71,70 0,000
Légumes transformés	-	-	0,185	0,673	36,49 0,083
Fruits frais	-	-	2,003	0,005	88,96 0,000
Fruits transformés	-	-	1,311	0,063	19,17 0,829
Fruits secs	-	-	0,120	0,832	8,85 0,999
Graine et condiments	-	-	0,222	0,551	16,82 0,915
Plats préparés	-	-	0,784	0,360	58,75 0,000
Snack	-	-	0,358	0,396	17,64 0,889
Yaourt	-	-	0,988	0,180	55,20 0,001
Fromage	-	-	-1,238	0,279	15,24 0,953
Lait	-	-	0,484	0,177	123,37 0,000
Féculents	-	-	0,149	0,768	27,31 0,393
Pommes de terre	-	-	-0,023	0,454	42,28 0,023
Produits gras-salés	-	-	0,208	0,774	5,81 1,000
Sucre	-	-	0,153	0,748	17,04 0,908
Produits gras-sucrés	-	-	-	-	20,67 0,759
MG animale	-	-	0,156	0,805	11,44 0,994
MG végétale	-	-	0,834	0,122	17,62 0,889
Eau	-	-	0,643	0,113	148,32 0,000
Boissons non-alcoolisées	-	-	0,193	0,632	32,46 0,178
Boissons alcoolisées	-	-	-1,996	0,126	51,63 0,002
Café-thé	-	-	-	-	- -
(1) test de LR	<i>(ll0)</i>		<i>(llt)</i>		
log-likelihood	164715,91		153688,61		
$ 2 \cdot (llt - ll0) $			22054,60		
P-value			0.000		
(2) AIC	-326493,8		-303555,2		
(3) BIC	-318977,8		-293777,8		

Le tableau 5.3 rapporte les résultats de l'estimation du modèle AI dynamique.

40. Nous ne pouvons nous expliquer la plus faible log-vraisemblance du modèle QUAI qu'en raison du critère de convergence insuffisant qui doit fausser les résultats.

Nous précisons tout d'abord que l'estimateur des moindres carrés itérés de Blundell et Robin (1999) n'a pu converger, certainement en raison du nombre trop important de variables explicatives. Aussi, pour la spécification dynamique du modèle AI, présentons-nous les résultats d'une version linéarisée (LA-AI) qui utilise un indice de Stone comme approximation de l'agrégat de prix $\ln a(p_t)$. Par ailleurs, nous relevons de meilleures performances pour les estimations dynamiques incluant le minimum de variables supplémentaires de contrôle⁴¹. Au final, seules les variables RETRAITE et EN18MAX (présence d'enfants de moins de 18 ans dans le ménage) ont été introduites en sus des variables muettes⁴².

La première colonne du tableau donne les paramètres du terme retardé de la variable dépendante, α_{ii}^* , pour chacune des 26 équations estimées. On constate que ces coefficients de régression, testés par le test t de Student, ne sont pas statistiquement significatifs pour la plupart des équations. En d'autres termes, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle que ces paramètres sont égaux à zéro. La deuxième colonne rapporte les résultats des tests de Wald joints de nullité de tous les coefficients α_{ij}^* pour chacune des équations. A nouveau, pour la plupart des équations, les tests ne rejettent pas l'hypothèse nulle. Nous concluons donc que ces variables additionnelles n'apportent pas d'information supplémentaire au modèle. Le test du rapport de vraisemblance et les critères d'information confirment cette analyse. Nous ne pouvons donc conclure dans ce travail à la présence d'effets d'habitudes de consommation significatifs.

Les déterminants socio-économiques

Nous considérons donc le modèle AI-LSDV-3SLS comme notre modèle de base. Les résultats issus directement des paramètres de régression ont une portée limitée. Il convient en effet de rappeler qu'il s'agit, d'une part, de données d'achats et non de consommation. D'autre part, l'impact des variables sélectionnées porte sur la répartition des dépenses alimentaires des ménages plutôt que sur des niveaux de quantités consommées.

Dans le tableau 5.4, nous synthétisons les principaux effets observés des variables

41. cf. : Annexe 5.5.

42. cf. : Annexe 10.5.

de contrôle sur l'allocation budgétaire⁴³.

TABLE 5.4 – Effets des variables socio-démographiques

	sexe	retraite	auto	educ2	educ3	educ4	en0a5	en6a10	en11a15	en16a18	en18max
Poisson	0,026	0,022	-0,030	-	0,020	-	-0,046	-	-	-	-
Viandes	0,060	0,025	-0,042	-	-	-	-	-	-	0,078	0,079
Volailles	-	-	-	-	-	-	-	0,056	-0,038	0,055	-0,031
Charcuterie	-	-	-	-	-	-	-	-0,036	0,061	-	-0,031
Oeufs	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Légumes frais	-	0,020	-	0,020	-0,021	-	0,049	0,034	-0,038	-	-
Légumes transformés	-	-	-	-	-	-	-	-0,017	-	-	-
Fruits frais	-0,026	0,033	0,022	-	-	-	-0,061	0,057	-	-0,075	-
Fruits transformés	-	-	-	-	-0,015	-	-	-0,028	0,018	-	-
Fruits secs	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Graine et condiments	-	-	-	-	-	-	-	-0,018	0,024	-	-
Plats préparés	-0,042	-0,029	-	-	0,072	-	-	-	0,034	-	-
Snack	-	-	-	-	-	-	-	-0,024	0,022	-	-
Yaourt	-	-	-	-	-0,021	-	-0,043	-0,040	-	-0,018	0,037
Fromage	-	-	0,021	-	-	-	-0,069	-	-	-0,076	0,060
Lait	-	-	-	-	0,019	-	0,048	-	-	-0,035	-
Féculents	-	-0,015	-	-	-	-	0,018	-	0,029	-0,025	-
Pommes de terre	-	-	-	-	-	-	0,022	0,017	-	-	-0,017
Produits gras-salés	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Sucre	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,020	-
Produits gras-sucrés	-	-0,044	-	-	0,049	-	-	-	0,094	-	-
MG animale	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,024	0,019
MG végétale	-	-	-	-	-	-	-	-0,027	0,015	-0,018	-
Eau	-	-	-	-	-0,020	-	-0,039	-	-	-	0,026
Boissons non-alcoolisées	-	-	-	-	-	-	0,018	-0,025	0,024	-	-
Boissons alcoolisées	0,035	0,029	-	-0,019	-0,047	-0,017	0,139	0,169	-0,148	0,146	-
Café-thé	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

NB : Paramètres significatifs au seuil minimum de 5%

A première vue, les résultats semblent indiquer que les hommes sont moins susceptibles que les femmes d'acheter de la viande et des alcools et affichent au contraire une préférence pour les fruits frais et les plats préparés⁴⁴. Cependant, l'hypothèse sous jacente à l'introduction de la variable SEXE, qui informe du sexe de la personne responsable des achats au sein du ménage, vise plus à contrôler le fait que le panéliste soit un homme qu'à identifier une éventuelle « différenciation des sexes » en matière d'achats alimentaires. Dans la mesure où la plupart des panélistes sont des femmes (88% de l'échantillon) et que ces dernières procèdent aux achats pour l'ensemble du ménage, nous ne pouvons conclure à une éventuelle importance de l'identité du genre. Nous pouvons seulement constater une certaine particularité de l'acheteur homme, très largement minoritaire.

Le fait d'être à la retraite influence positivement l'achat de fruits et légumes frais et négativement les parts des plats préparés, snacks et produits gras-sucrés. Les retraités sont naturellement plus représentés dans les cohortes les plus âgées.

43. Le seuil de significativité de 5% a été retenu pour la présentation des effets des variables explicatives. Le récapitulatif complet est donné en annexe 5.4.

44. Pour information, SEXE prend la valeur 1 pour l'occurrence « femme ».

Cependant, la significativité de cette variable indique que des effets du statut de retraité s'observent entre les différentes classes de revenu et sur la durée. Au delà de l'effet générationnel, supposé capturé par le découpage en cohortes, le passage à la retraite modifie donc les comportements alimentaires ; on peut proposer comme hypothèse que la retraite libérant plus de temps autorise de consacrer plus de temps à la préparation des aliments.

En ce qui concerne la variable de possession d'une voiture, on constate une part plus importante des dépenses consacrée à l'achat de fromages et fruits frais au détriment des viandes et poissons. Le sens à donner à ces relations n'est pas très clair. Tout au plus, peut-on faire l'hypothèse que les ménages qui possèdent une voiture font des courses moins fréquentes et achètent des produits de plus longue conservation comme les fruits et moins de produits frais comme les viandes et poissons.

En ce qui concerne la variable ayant trait au niveau d'éducation, nous souhaitons rappeler que nous avons préféré, après Allais *et al.* (2009), retenir le niveau d'étude du chef de famille plutôt que du panéliste. Cependant, cette information est particulièrement mal renseignée, en particulier durant les premières années de l'étude. Le nombre de personnes sans diplôme, auxquels ont été ajoutés les ménages n'ayant pas déclaré l'information, apparaît donc relativement élevé (40% en moyenne). Nous nous contenterons de relever la consommation plus importante de plats préparés et de produits gras-sucrés pour les ménages affichant un niveau d'éducation intermédiaire (Bac–Bac+2). Autrement, nous préférons réserver notre interprétation de l'influence de cette variable sur les achats alimentaires.

On remarque que globalement la présence d'enfants dans le ménage influence les décisions d'achats. On distingue essentiellement les ménages avec de jeunes enfants, affichant une plus forte consommation de lait et de légumes frais, des ménages caractérisés par la présence d'adolescents pour lesquels on observe une tendance vers les plats préparés, snacks et produits gras-sucrés. On peut également poser l'hypothèse que les aliments bruts sont moins appréciés des enfants. Par ailleurs, la présence de jeunes adultes (16-18 ans) semble pousser la consommation de produits carnés, viandes ou volailles.

D'autres variables socio-démographiques n'ont finalement pas été introduites dans le modèle, essentiellement pour des raisons de colinéarité des variables entre

elles et d'efficacité du modèle. C'est en particulier le cas des variables de catégories socio-professionnelles (CSP) qui sont apparues fortement corrélées au niveau d'éducation et de revenu⁴⁵. Par ailleurs, l'ajout de la variable d'habitation (HABI) n'est pas apparue améliorer statistiquement le modèle. Nous avons finalement retenu la formulation la plus parcimonieuse, en particulier compte-tenu de l'introduction de variables supplémentaires ayant trait aux hypothèses de recherche.

5.2 Les élasticités prix et dépense

Les élasticités-dépense

Globalement, les élasticités-dépense obtenues sont statistiquement significatives et raisonnables. Au niveau national, toutes les élasticités-dépense diffèrent significativement de zéro (Tableau 5.5). Les valeurs et le signe, positif, des élasticités sont conformes à la littérature. Nos élasticités vont de 0,53 pour les fruits secs à 1,47 pour les snacks. Les résultats de quatre études récentes sont reportés en annexe 5.6. Comme on peut le constater, nos résultats sont très proches. Par ailleurs, quel que soit le modèle de demande choisi, nous obtenons des estimations sensiblement identiques. Les élasticités issues du modèle AI-Mundlak-3SLS apparaissent plus dispersées que celles de l'AI-LSDV-3SLS. On observe cependant une classification des produits, du plus au moins élastique, relativement identique. A noter que les résultats du modèle AI-LSDV-3SLS donnent les meilleurs résultats en terme de significativité des élasticités.

Un certain nombre de produits peuvent être identifiés comme des produits de luxe, dont l'élasticité-dépense est supérieure à 1. Figurent notamment des produits alimentaires recherchés comme la viande, les snacks, les plats préparés, les légumes frais et les boissons. Les aliments de base, avec des élasticités-dépense inférieures à 1, regroupent le reste des produits notamment les matières grasses, le sucre, l'eau, les oeufs, le lait, certains fruits et le café. Ces biens représentent des aliments essentiels. Cependant, nous observons quelques « anomalies économiques » : les pommes de terre sont généralement considérées comme des biens nécessaires, voire inférieurs, or leur élasticité-dépense est supérieure à 1 selon nos estimations. Des résultats simi-

45. cf. : Annexe 5.9.

lares ont été estimés sur d'autres données (Caillavet *et al.*, 2009) mais les raisons invoquées, à savoir un achat observé épisodiquement et le risque de données incomplètes, ne peuvent être avancées dans notre cas de figure. Par ailleurs, sur nos données agrégées par groupe alimentaire, aucun aliment ne se révèle inférieur. Pour identifier d'éventuels biens inférieurs, il aurait convenu de procéder à des estimations à un niveau plus détaillé.

TABLE 5.5 – Elasticités-dépense

	AI-LSDV-2SLS	AI-LSDV-3SLS	AI-Mundlak-3SLS
Poisson	0,923***	0,926***	1,079***
Viandes	1,096***	1,104***	1,106***
Volailles	1,008***	1,002***	0,815***
Charcuterie	0,892***	0,893***	0,892***
Oeufs	0,859***	0,902***	0,792***
Légumes frais	1,117***	1,095***	0,804***
Légumes transformés	0,915***	0,933***	0,928***
Fruits frais	0,750***	0,771***	0,560***
Fruits transformés	1,086***	1,147***	0,788***
Fruits secs	0,704***	0,534***	0,250
Graine et condiments	1,064***	1,067***	1,142***
Plats préparés	1,165***	1,096***	1,498***
Snack	1,485***	1,474***	1,711***
Yaourt	0,652***	0,698***	0,571***
Fromage	0,983***	1,014***	0,897***
Lait	1,425***	1,447***	1,788***
Féculents	1,058***	1,089***	1,379***
Pommes de terre	1,319***	1,368***	1,246***
Produits gras-salés	1,059***	1,044***	0,965***
Sucre	0,610***	0,678***	0,595***
Produits gras-sucrés	1,158***	1,133***	1,190***
MG animale	0,803***	0,827***	0,726***
MG végétale	0,775***	0,816***	0,695***
Eau	0,755***	0,742***	0,005
Boissons non-alcoolisées	1,506***	1,430***	1,530***
Boissons alcoolisées	0,800***	0,800***	0,958***
Café-thé	0,898*	0,863***	0,560***

* Paramètre significatif au seuil de 10%

** Paramètre significatif au seuil de 5%

*** Paramètre significatif au seuil de 1%

Les élasticités-prix directes

A la lecture du tableau 5.6, nous pouvons remarquer que toutes nos élasticités-prix directes non-compensées sont négatives et statistiquement significatives⁴⁶. Par

46. Conformément à la théorie du consommateur, les élasticités-prix directes compensées sont toutes négatives comme l'impose la contrainte de négativité (cf. : Annexe 5.8).

ailleurs, comme généralement rencontré dans la littérature, la demande en biens alimentaires est inélastique. Au niveau national, les produits les plus sensibles aux variations de prix sont les viandes, avec une élasticité-prix propre de -1,04, suivi du café (-1,00). Les élasticités-prix sont les plus basses pour les oeufs (-0.50), la charcuterie (-0.76) et les pommes de terre (-0.77). Les ordres de grandeurs sont comparables à d'autres études⁴⁷. On remarque par ailleurs que les estimations sont proches d'une spécification à l'autre, en particulier entre les modèles AI-LSDV-3SLS et AI-Mundlak-3SLS. Le classement des biens selon leur degré d'élasticité est strictement identique entre les deux estimateurs⁴⁸.

TABLE 5.6 – Elasticités-prix directes non-compensées

	AI-LSDV-2SLS	AI-LSDV-3SLS	AI-Mundlak-3SLS
Poisson	-0,979***	-0,982***	-0,975***
Viandes	-1,042***	-1,039***	-1,027***
Volailles	-0,900***	-0,903***	-0,894***
Charcuterie	-0,744***	-0,763***	-0,775***
Oeufs	-0,389***	-0,502***	-0,377***
Légumes frais	-0,901***	-0,909***	-0,915***
Légumes transformés	-0,969***	-0,975***	-0,968***
Fruits frais	-0,925***	-0,911***	-0,928***
Fruits transformés	-0,933***	-0,884***	-0,863***
Fruits secs	-0,857***	-0,893***	-0,897***
Graine et condiments	-0,977***	-0,976***	-0,979***
Plats préparés	-0,976***	-0,978***	-1,047***
Snack	-0,828***	-0,815***	-0,847***
Yaourt	-0,837***	-0,844***	-0,867***
Fromage	-0,843***	-0,844***	-0,814***
Lait	-0,972***	-0,972***	-1,033***
Féculents	-0,969***	-0,973***	-0,995***
Pommes de terre	-0,769***	-0,772***	-0,776***
Produits gras-salés	-0,795***	-0,780***	-0,792***
Sucre	-0,867***	-0,866***	-0,860***
Produits gras-sucrés	-0,930***	-0,924***	-0,947***
MG animale	-0,913***	-0,901***	-0,887***
MG végétale	-0,872***	-0,871***	-0,875***
Eau	-0,973***	-0,978***	-0,988***
Boissons non-alcoolisées	-0,949***	-0,946***	-0,937***
Boissons alcoolisées	-0,876***	-0,878***	-0,889***
Café-thé	-1,057***	-1,001***	-0,987***

* Paramètre significatif au seuil de 10%

** Paramètre significatif au seuil de 5%

*** Paramètre significatif au seuil de 1%

Des analyses par classe de revenu permettent d'obtenir des résultats relativement

47. cf. : Annexe 5.6.

48. cf. : Annexe 5.8.

plus fins⁴⁹. On isole tout d'abord les groupes alimentaires affichant une élasticité-prix proche de -1, i.e. la diminution de la quantité achetée est proportionnelle à l'augmentation du prix. C'est notamment le cas du poisson, des légumes transformés, des féculents, des plats préparés, du lait, du café et de l'eau. On constate que ces produits ont des élasticités assez homogènes par classe de revenu.

Distinguons maintenant les trois produits alimentaires dont les élasticités-prix sont les plus faibles, à savoir les oeufs, les pommes de terre et la charcuterie. L'élasticité-prix des oeufs est la seule à marquer une certaine différenciation par classe de revenu, passant de -0,42 pour les plus modestes à -0,50 pour les plus aisés. Cette différence suggère que les oeufs, pour lesquels il existe peu de produits de substitution, sont des aliments de première nécessité, en particulier pour les plus modestes. Ce résultat va dans le même sens que l'élasticité-dépense, inférieure à 1 pour les oeufs (Tableau 5.5).

En ce qui concerne les produits qui ont une élasticité-prix comprise entre -0,78 et -0,97, nous pouvons différencier deux groupes de produits. Un premier groupe, composé des légumes frais, fruits secs et transformés, affiche des niveaux d'élasticité légèrement plus élevés, en valeur absolue, pour les ménages les plus aisés par rapport aux plus modestes, passant respectivement de 0.88 à 0.92, 0.87 à 0.91 et 0.87 à 0.90. Au contraire, les élasticités des sucres et produits gras-sucrés, matières grasses, snacks et boissons alcoolisées sont quelque peu plus élevées pour le premier quartile, et passent respectivement de 0.90 à 0.81, de 0.93 à 0.91, de 0.91 à 0.88, de 0.88 à 0.84, 0.96 à 0.92. De manière générale, les différences en termes d'élasticité-prix par classe de revenu sont faibles. Des estimations par quintile ou décile, difficiles à obtenir sur données de pseudo-panel, auraient certainement permis d'identifier une différenciation plus évidente en fonction du revenu.

Les élasticités-prix croisées

Pour des raisons de place, seules les élasticités-prix croisées au niveau national sont reportées ici⁵⁰. Le détail des élasticités-prix croisées par classe de revenu est présenté en annexe 5.8. On retrouve les élasticités-prix directes non-compensées,

49. cf. : Annexe 5.8.

50. Nous précisons que les élasticités-prix croisées reportées correspondent aux élasticités non-compensées. Les élasticités-prix compensées sont données en annexe 5.8.

TABLE 5.7 – Elasticités-prix non-compensées - AI-LSDV-3SLS

	Poisson	Viande	Volaile	Charcuterie	Oeufs	Leg frais	Leg secs	Fruit frais	Fruit secs	Graines	Plat prep	Snack	Yaourt	Fromage	Lait	Beurre	Pain-terre	Pain-terre	Starch	Prod-surec	M-G-veg	Maiz	Bois-a	Bois-b	Cafe-the	
Poisson	(0.082)	(0.058)	(0.018)	(-0.030)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.006)	(-0.004)	(-0.002)	(-0.008)	(-0.017)	(0.004)	(-0.011)	(0.002)	(0.002)	(0.013)	(-0.003)	(-0.003)	(0.007)	(-0.002)	(0.000)	(-0.005)	(-0.008)	(0.009)	(0.000)
Viande	(0.019)	(-1.039)	(-0.017)	(-0.027)	(0.003)	(-0.015)	(-0.006)	(0.004)	(0.002)	(-0.005)	(-0.002)	(0.015)	(0.008)	(-0.004)	(0.007)	(0.006)	(0.008)	(0.004)	(0.004)	(0.018)	(-0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.007)	(0.014)	(0.007)
Volaile	(0.022)	(-0.038)	(-0.003)	(0.042)	(-0.002)	(0.010)	(-0.004)	(0.009)	(-0.014)	(-0.004)	(-0.012)	(-0.015)	(-0.011)	(-0.019)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.000)	(0.004)	(0.005)	(0.006)	(0.012)	(0.006)
Charcuterie	(0.016)	(0.027)	(0.016)	(0.019)	(-0.004)	(0.003)	(-0.003)	(0.006)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.010)	(-0.008)	(-0.008)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.018)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(-0.006)	(0.004)	(0.008)	(0.014)	(0.008)
Oeufs	(-0.001)	(0.060)	(-0.004)	(-0.033)	(-0.502)	(-0.038)	(-0.004)	(-0.008)	(-0.006)	(0.003)	(0.001)	(-0.017)	(-0.051)	(-0.068)	(-0.087)	(0.001)	(-0.027)	(-0.011)	(0.002)	(0.007)	(-0.023)	(-0.001)	(0.013)	(-0.011)	(-0.024)	(0.017)
Leg frais	(-0.006)	(-0.034)	(0.003)	(-0.007)	(-0.010)	(-0.009)	(0.007)	(0.017)	(0.003)	(-0.007)	(-0.009)	(-0.028)	(-0.010)	(-0.023)	(-0.007)	(-0.010)	(-0.011)	(-0.006)	(-0.003)	(-0.031)	(-0.003)	(-0.001)	(-0.004)	(-0.004)	(0.000)	(0.003)
Leg secs	(0.012)	(-0.015)	(-0.005)	(0.017)	(0.002)	(0.024)	(-0.011)	(0.005)	(-0.002)	(0.004)	(-0.023)	(0.010)	(-0.027)	(0.028)	(0.001)	(-0.002)	(-0.001)	(0.008)	(-0.002)	(0.007)	(0.016)	(0.005)	(0.004)	(0.006)	(0.014)	(0.006)
Fruit frais	(0.016)	(0.047)	(0.016)	(-0.014)	(0.005)	(0.012)	(0.011)	(0.011)	(0.010)	(0.005)	(-0.001)	(-0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.009)	(0.010)	(0.008)	(0.019)	(0.007)	(0.019)	(0.010)	(0.008)	(0.006)	(0.011)	(0.013)	(0.012)
Fruit secs	(-0.029)	(0.081)	(-0.009)	(-0.031)	(-0.056)	(-0.007)	(-0.022)	(-0.006)	(-0.884)	(0.004)	(-0.023)	(0.015)	(-0.023)	(-0.032)	(-0.005)	(0.006)	(-0.005)	(-0.052)	(-0.052)	(-0.013)	(-0.009)	(-0.026)	(0.019)	(0.014)	(-0.035)	(0.015)
Fruit surec	(-0.006)	(-0.117)	(-0.035)	(-0.039)	(0.034)	(-0.074)	(0.029)	(0.071)	(0.030)	(-0.893)	(-0.017)	(-0.079)	(0.091)	(0.083)	(0.128)	(-0.021)	(0.013)	(-0.022)	(0.017)	(0.035)	(0.106)	(-0.072)	(0.015)	(0.006)	(0.074)	(0.021)
Graines	(0.024)	(0.080)	(-0.026)	(0.004)	(-0.002)	(-0.029)	(0.003)	(-0.020)	(-0.024)	(-0.003)	(-0.076)	(0.015)	(0.008)	(-0.001)	(0.038)	(-0.017)	(-0.016)	(-0.019)	(0.005)	(-0.002)	(0.056)	(0.037)	(0.019)	(0.039)	(0.034)	(0.029)
Plat prep	(-0.025)	(0.026)	(-0.013)	(-0.028)	(-0.004)	(-0.031)	(-0.010)	(-0.019)	(0.005)	(-0.006)	(0.003)	(-0.078)	(0.013)	(-0.004)	(-0.011)	(0.001)	(0.002)	(-0.013)	(-0.009)	(0.004)	(0.023)	(-0.004)	(-0.001)	(0.003)	(0.006)	(-0.022)
Snack	(0.001)	(0.077)	(-0.076)	(-0.130)	(-0.072)	(-0.045)	(-0.017)	(-0.017)	(-0.054)	(0.038)	(0.011)	(0.089)	(-0.815)	(0.029)	(-0.221)	(-0.005)	(-0.004)	(-0.020)	(0.066)	(0.004)	(-0.025)	(-0.038)	(-0.014)	(0.001)	(-0.006)	(-0.075)
Yaourt	(-0.019)	(0.026)	(-0.019)	(-0.013)	(-0.025)	(-0.001)	(-0.018)	(0.007)	(-0.003)	(0.011)	(0.004)	(0.013)	(0.014)	(-0.844)	(0.004)	(-0.004)	(0.017)	(-0.006)	(0.016)	(0.019)	(0.044)	(0.040)	(0.000)	(0.003)	(0.015)	(0.004)
Fromage	(-0.004)	(-0.030)	(-0.020)	(-0.033)	(-0.011)	(-0.010)	(0.006)	(0.006)	(-0.004)	(0.008)	(-0.008)	(-0.006)	(-0.007)	(-0.009)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.001)	(-0.012)	(-0.014)	(0.009)	(0.010)	(0.009)	(0.003)	(-0.028)	(-0.009)	(0.029)
Lait	(-0.028)	(0.046)	(-0.013)	(-0.050)	(-0.014)	(-0.030)	(-0.010)	(-0.044)	(-0.008)	(-0.005)	(-0.014)	(-0.023)	(-0.021)	(-0.056)	(-0.072)	(-0.030)	(-0.012)	(-0.006)	(-0.004)	(-0.031)	(-0.016)	(-0.015)	(-0.013)	(-0.008)	(-0.048)	(-0.020)
Féculent	(0.006)	(-0.016)	(-0.020)	(-0.042)	(-0.009)	(-0.013)	(-0.004)	(0.003)	(0.005)	(-0.001)	(-0.006)	(0.004)	(0.002)	(-0.005)	(-0.012)	(-0.009)	(-0.007)	(0.006)	(0.004)	(0.016)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(-0.008)	(-0.011)	(0.008)
Pain-terre	(0.070)	(-0.018)	(0.012)	(0.013)	(-0.017)	(-0.079)	(-0.010)	(-0.025)	(-0.012)	(-0.012)	(-0.029)	(-0.120)	(-0.034)	(-0.037)	(-0.040)	(-0.054)	(-0.073)	(-0.006)	(-0.039)	(-0.079)	(-0.022)	(-0.022)	(0.004)	(-0.004)	(0.030)	(0.027)
Prod-gras	(-0.022)	(0.004)	(-0.022)	(-0.149)	(0.001)	(-0.023)	(0.013)	(-0.001)	(-0.074)	(0.004)	(0.007)	(-0.050)	(0.048)	(0.027)	(-0.005)	(0.027)	(-0.002)	(-0.780)	(0.012)	(-0.038)	(0.031)	(0.010)	(-0.014)	(0.048)	(-0.009)	(-0.017)
Sucre	(-0.018)	(-0.015)	(0.014)	(0.197)	(0.014)	(-0.007)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.028)	(0.020)	(0.017)	(0.022)	(-0.017)	(0.027)	(-0.038)	(-0.048)	(0.024)	(-0.049)	(0.025)	(-0.866)	(-0.054)	(-0.011)	(0.035)	(0.009)	(-0.010)	(0.020)
Prod-surec	(-0.009)	(-0.025)	(-0.015)	(-0.043)	(-0.004)	(-0.007)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.001)	(0.001)	(-0.001)	(0.012)	(0.002)	(0.009)	(0.002)	(-0.002)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.005)	(-0.006)	(-0.024)	(-0.014)	(-0.011)	(-0.002)	(-0.004)	(-0.001)
M-G-aii	(0.003)	(0.006)	(0.006)	(0.027)	(0.000)	(0.007)	(0.008)	(0.009)	(0.014)	(0.002)	(-0.011)	(0.015)	(-0.013)	(-0.042)	(-0.033)	(-0.002)	(0.020)	(-0.003)	(0.015)	(-0.003)	(-0.028)	(-0.001)	(0.004)	(0.005)	(-0.026)	(0.011)
M-G-veg	(0.005)	(-0.005)	(0.005)	(-0.028)	(-0.009)	(-0.011)	(-0.003)	(-0.003)	(0.027)	(0.002)	(0.008)	(0.015)	(-0.002)	(-0.003)	(-0.012)	(-0.018)	(0.007)	(0.014)	(0.014)	(0.020)	(0.008)	(0.008)	(-0.087)	(0.014)	(-0.017)	(0.016)
Eau	(-0.004)	(0.096)	(-0.001)	(-0.003)	(-0.004)	(0.007)	(-0.007)	(0.025)	(0.007)	(0.002)	(-0.001)	(0.031)	(0.006)	(0.002)	(0.003)	(-0.001)	(0.000)	(0.007)	(-0.005)	(0.002)	(0.029)	(0.008)	(0.012)	(-0.013)	(-0.013)	(-0.011)
Bois-na	(-0.057)	(0.082)	(-0.005)	(0.018)	(-0.018)	(-0.028)	(0.001)	(-0.028)	(0.008)	(-0.002)	(0.001)	(0.002)	(-0.002)	(0.004)	(-0.158)	(-0.012)	(-0.035)	(-0.030)	(0.025)	(-0.007)	(-0.056)	(-0.030)	(-0.022)	(0.007)	(-0.346)	(-0.044)
Bois-a	(0.014)	(0.007)	(0.017)	(0.012)	(-0.002)	(0.014)	(0.005)	(-0.030)	(-0.001)	(0.002)	(-0.001)	(0.003)	(-0.001)	(0.002)	(0.009)	(0.003)	(0.004)	(0.007)	(0.001)	(0.011)	(0.009)	(0.027)	(0.014)	(-0.004)	(-0.878)	(0.005)
Cafe-the	(0.004)	(-0.019)	(0.002)	(-0.074)	(0.008)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.005)	(0.002)	(-0.002)	(0.000)	(-0.003)	(0.004)	(0.112)	(-0.008)	(0.036)	(0.012)	(-0.006)	(-0.004)	(-0.020)	(0.014)	(-0.002)	(-0.011)	(-0.024)	(0.014)

négligentes, sur la diagonale de la matrice. Globalement, deux tiers des élasticités prix croisées ne diffèrent pas statistiquement de zéro. Par ailleurs, à l'exception de quelques biens, les élasticités-prix croisées sont très faibles, avec des valeurs absolues en moyenne inférieures à 0,1. Cela signifie que les variations du prix n'entraînent que très peu d'effets appréciables de substitution ou de complémentarité.

Il n'y a donc presque pas de répercussions des modifications de prix d'un bien sur les achats des autres biens du panier. On observe cependant une certaine substituabilité entre les snacks et les plats préparés, ou encore entre les fruits secs et les fruits frais. Inversement, une augmentation du prix des boissons alcoolisées a un impact négatif sur les achats de snacks et de boissons non-alcoolisées ; les consommateurs d'alcool seraient aussi des consommateurs de sodas et de produits de grignotage. Plus ambiguë, on note que les oeufs et les fruits transformés, ainsi que les fruits secs et les viandes rouges sont complémentaires. On peut voir, pour les uns, une certaine praticité en matière de préparation et, pour les autres, un apport calorique en commun riche. Enfin, de manière un peu anecdotique, on observe une légère substituabilité entre le fromage et le café. A nouveau, nous souhaiterions être réservés sur l'interprétation des résultats, les fluctuations des prix étant très peu significatives sur les consommations des autres biens. Par ailleurs, nous remarquons que les estimations restent stables entre les différents estimateurs du modèle AI, ainsi que par classe de revenu⁵¹.

6 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons procédé à la présentation de la méthode d'estimation du système de demande et des résultats. La dimension longitudinale de nos données, la pertinence de l'introduction d'un terme de dépense quadratique ainsi que la formulation dynamique de notre modèle, par ailleurs conditionnellement linéaire, constituent les principaux points d'achoppement de ce chapitre en matière d'estimation économétrique. Nous avons finalement retenu une version 3SLS de l'estimateur LSDV. Celle-ci offrait une solution aux problèmes d'endogénéité des variables retardées et de dépense totale, attribuable à un possible biais de simultanéité, et

51. cf. : Annexe 5.8.

d'hétéroscédasticité imputable à l'agrégation par cohorte.

Il a également été démontré que la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée dans les modèles conditionnellement linéaires, pour lesquels les méthodes habituelles de transformation linéaire ne sont pas applicables, peut être effectuée aussi bien par l'introduction de variables muettes, quand cela est possible, que par l'ajout des moyennes inter-temporelles de la variable endogène et de l'instrument comme proposé par Lecocq et Robin (2006). Nous n'observons en effet pas de différence significative entre les deux estimateurs. Les élasticités légèrement plus significatives statistiquement ainsi que les meilleures performances au regard des critères d'information AIC et BIC, nous ont cependant incité à préférer l'estimateur LSDV pour la suite de cette étude.

En outre, les résultats nous ont conduit à préférer un modèle de demande AI, par ailleurs plus parcimonieux. Nous avons ainsi été amenés à rejeter l'hypothèse de non-linéarité de la consommation alimentaire par rapport au revenu. Il est en effet apparu que l'introduction du terme de dépense quadratique n'améliorait pas significativement le modèle. Par ailleurs, certainement en raison de la difficulté économétrique de prendre en compte l'ensemble des variables retardées, l'hypothèse de persistance d'habitudes de consommation alimentaire n'a pu être validée dans le cadre de ce travail.

De manière générale, les élasticités-prix apparaissent relativement faibles pour l'ensemble des biens alimentaires retenus. A l'exception de quelques groupes, les demandes pour les biens alimentaires sont inélastiques. Par ailleurs, nous n'observons que très peu d'effets substitution ou complémentarité significatifs entre biens. Ces résultats sont certainement en partie attribuables à l'agrégation par cohorte et groupe alimentaire qui, en retenant la moyenne, réduit la variabilité des prix. Quelques différences en termes de réaction aux variations de prix ont été relevées par classe de revenu. La suite du travail consiste désormais à utiliser ce jeu d'élasticités-prix non-compensées dans le cadre d'un exercice de simulation de niveaux de taxes et subventions de produits optimales au regard d'un critère d'adéquation aux recommandations nutritionnelles.

Troisième partie

Analyse de la qualité nutritionnelle : Impacts des variations de prix sur la qualité nutritionnelle

Chapitre 6

Taxation optimale et adéquation aux recommandations nutritionnelles

1 Introduction

Dans ce chapitre, nous présenterons un modèle de taxation optimale appliqué au cas d'une politique alimentaire de taxation et de subvention de produits. Développé par analogie avec le modèle de Ramsey (1927), ce modèle reprend le cadre conceptuel de base à l'origine de la théorie de la taxation optimale.

Le terme « taxation optimale » laisse entendre l'existence de niveaux optimaux de taxes et la possibilité de les déterminer. La théorie de la taxation optimale et ses développements ont bien été conçus pour informer la décision politique. Cependant, le pan de la littérature économique consacré à ces mécanismes repose avant tout sur une modélisation théorique. Si des études empiriques se sont déjà prêtées au jeu de la simulation, il ne faut jamais comprendre leurs résultats comme étant, *stricto sensu*, des niveaux de taxes optimales. D'une part, il faudrait s'entendre sur l'objectif à optimiser. Doit-on chercher à minimiser l'impact de la fiscalité publique sur le fonctionnement du marché concurrentiel, autrement considéré optimal, ou répartir équitablement le poids de cette taxation ? Il est difficilement possible de maximiser deux objectifs simultanément, en particulier lorsque ceux-ci peuvent être contraires. D'autre part, il faut bien comprendre la nature des résultats économiques obtenus et leur interprétation. Il s'agit beaucoup plus de mettre à jour, sous certaines

hypothèses, des relations entre des variables qui peuvent permettre de proposer un ajustement *marginal* d'un jeu de taxes initiales.

L'objectif de ce sixième chapitre est donc de simuler des niveaux de taxes et de subventions optimales en matière d'adéquation aux recommandations nutritionnelles à partir des élasticités-prix estimées au chapitre précédent. Dans une première section, nous présentons le cadre réglementaire applicable aux taxes *ad valorem* en France et les conclusions du récent rapport des services des inspections générales des finances (IGF) et des affaires sociales (IGAS) au sujet de l'introduction d'une taxe nutritionnelle. La deuxième section détaille un modèle de taxation optimale appliqué à un objectif de politique nutritionnelle. La troisième section est consacrée aux résultats de simulation. Une dernière section estime l'impact des variations de prix sur la qualité nutritionnelle du panier alimentaire, entendue au regard du degré d'adéquation aux recommandations nutritionnelles.

2 Taxation indirecte et politique alimentaire

On retrouve la trace de taxes indirectes dans l'antiquité. L'empereur Auguste instaura des Accises sur les marchés de Rome. Un des impôts les plus célèbres en France est certainement la Gabelle, dont on trace les origines aux débuts de Rome, au VIII^{ème} siècle avant Jésus Christ. Cet impôt sur le sel restera un des impôts les plus impopulaires jusqu'à la Révolution française, qui verra son abolition. Le sel, bien nécessaire, pour lequel l'élasticité de la demande était faible, assurait à l'État, et aux fermiers généraux, d'importants revenus. Aujourd'hui, les taxes sur la consommation représentent toujours une part conséquente du budget des États européens.

2.1 Le cadre juridique et législatif

Si les taxes indirectes sont utilisées depuis l'antiquité, leurs modes de calcul et de collecte ont considérablement changé. La Taxe sur la Valeur Ajoutée (TVA), dont l'harmonisation européenne a commencé dans les années 1970, est une des versions de taxation de la consommation les plus abouties.

La réglementation au niveau national

La TVA, ou Taxe sur la Valeur Ajoutée, est un impôt indirect sur la consommation introduit en France en 1954. Conçue par Maurice Lauré, directeur adjoint de la Direction générale des Impôts, la TVA est perçue selon un système de paiements fractionnés sur la valeur ajoutée apportée par chacun des opérateurs qui interviennent dans le circuit de production et de distribution. La TVA est au final intégralement supportée par le consommateur et son montant est proportionnel au prix de vente hors taxe. Les opérations imposables sont celles effectuées à titre onéreux, par un assujetti, dans le cadre d'une activité économique. Certaines opérations normalement passibles de la TVA, peuvent être exonérées par disposition législative. Il s'agit essentiellement des opérations de commerce extérieur¹ et des biens et services revêtant un caractère social (prestations médicales, loyer d'habitation, etc.). Les taux de TVA applicables en France métropolitaine sont les suivants :

- le taux normal, qui est le taux de droit commun, est fixé à 19,6% ;
- le taux réduit, à 5,5%, pour les produits de première nécessité et de consommation courante (cf. : Les biens et services soumis au taux réduit en France) ;
- le taux particulier, à 2,1%, pour un deuxième groupe de biens et prestations de services (cf. : Les biens et services soumis au taux réduit en France).

En France, environ 51% des recettes budgétaires de l'Etat proviennent de la TVA sur la consommation des ménages². La TVA sur les dépenses des ménages constitue un prélèvement presque deux fois plus élevé que l'impôt sur les revenus. Du point de vue de la législation relative à la TVA, la consommation peut être analysée au regard des quatre groupes de biens et services éligibles à des taux différents³.

Les produits auto-consommés (essentiellement des produits alimentaires) ne supportent, par nature, aucune taxe. Ces consommations ne représentent cependant que 0,3% de la consommation des ménages en 2007 (Consales *et al.*, 2009). Les produits exonérés de TVA ou imposables au taux particulier constituent environ 17 % des

1. Des règles de territorialité délimitent l'application de la TVA dans un espace géographique. De manière générale, pour les opérations de livraison de biens meubles, le critère d'imposition est le lieu de livraison, et pour les opérations portant sur les prestations de services, on retient le lieu d'établissement du prestataire. En matière d'opérations intra-communautaires, non soumises par nature à droits de douane, on applique le principe d'exonération de TVA dans le pays de départ et d'imposition dans le pays de consommation.

2. Source : Insee, Ministère du Budget, des Comptes publics et de la Fonction publique, 2009

3. Le taux majoré, qui concernait les biens de luxe, a été supprimé en 1997.

dépenses totales⁴. Il s'agit principalement des dépenses de santé (autres que médicaments) et des loyers. Les produits soumis au taux réduit de 5,5 % sont, déjà, pour les trois quarts d'entre eux des produits alimentaires et pour le reste des dépenses en médicaments et transports de personnes. Ils représentaient, en 2001, entre 15% et 35% des dépenses des ménages selon leur classe d'âge, leur part dans le budget augmentant avec l'âge (Courtioux, 2007). Cette évolution s'explique principalement par la part des consommations alimentaires auxquelles les personnes âgées consacrent l'essentiel de leurs dépenses. En moyenne, 27% des dépenses bénéficient du taux réduit. Le taux normal de 19,6 % concerne la plupart des produits industriels (habillement, ameublement, etc.) et des services. Ces dépenses constituent aujourd'hui environ 55% des dépenses totales des ménages⁵.

Le champ d'application du taux normal n'est pas défini de manière limitative, puisqu'il s'applique à toutes les opérations imposables pour lesquelles un autre taux n'est pas spécialement prévu. La liste des biens et services soumis au taux réduit en France est donnée en annexe 6.1. Comme on peut le constater, la plupart des biens destinés à l'alimentation humaine font déjà l'objet d'un taux de TVA réduit, à l'exception de certains produits comme les confiseries.

La réglementation au niveau européen

La TVA est l'un des impôts les mieux harmonisés au niveau communautaire. L'assiette et les modalités de recouvrement ainsi que les taux applicables et le champ d'application sont précisément encadrés. En matière de TVA, les biens et prestations de services taxables relèvent en principe du taux de droit commun. Le niveau du taux normal est librement fixé par chaque État membre, sous réserve du respect d'un minimum de 15%⁶. Au 1er juillet 2008, les taux retenus par les vingt-sept Pays membres s'échelonnaient entre 15% (Chypre) et 25% (Suède et Danemark). Avec un taux de 19,6%, la France est dans une situation intermédiaire.

Deux exceptions à ce principe sont prévues ; certains biens et services peuvent être exonérés et d'autres éligibles à un taux inférieur. La directive 2006/16/CE de la

4. Source : Rapport Besson sur la TVA sociale, 2007.

5. Source : *ibidem*.

6. Aucun plafond n'est formellement prévu, mais un consensus s'est établi entre les Etats membres pour ne pas dépasser le seuil de 25%.

Commission Européenne (14 février 2006) donne en effet la possibilité à chaque État membre d'appliquer un taux de TVA réduit⁷. La taxation au taux normal étant de droit commun, l'application d'un taux réduit de TVA doit être explicitement prévue. La directive 2006/112/CE fixe une liste limitative de biens et services éligibles à un taux réduit⁸.

Par ailleurs, les États membres peuvent appliquer un ou deux taux réduits. La plupart des vingt-six États membres qui ont fait le choix du taux réduit n'en ont qu'un seul. Tel est le cas de la France avec le taux de 5,5%⁹. A nouveau, les États décident librement du niveau du ou des taux réduits, sous réserve du respect d'un minimum de 5%.

Enfin, lorsqu'un État membre décide d'appliquer le taux réduit à une catégorie de biens ou de services, il n'est pas obligé de l'appliquer à tous les biens ou toutes les prestations qui en relèvent, mais peut le faire à une partie seulement. Il est uniquement recommandé de s'abstenir de créer des distorsions dans la taxation de biens ou de services équivalents.

2.2 Taxes *ad valorem* et alimentation

Compte tenu des déterminants économiques des choix alimentaires des ménages, en particulier du rôle des prix sur la répartition des consommations par poste, les pouvoirs publics peuvent envisager d'agir sur la structure des prix pour stimuler, par exemple, la consommation de fruits et légumes par des subventions et/ou limiter la consommation de produits gras animaux par des taxes (Bontems et Réquillart, 2009). Dans cette perspective, une étude avait été commandée aux services des Inspections générales des finances et des affaires sociales.

Politique de prix et taxes nutritionnelles

Les politiques de prix consistent donc à modifier les prix relatifs des aliments par le biais de taxes ou de subventions. Celles-ci peuvent avoir trois objectifs : modifier

7. Cette autorisation est valable jusqu'au 31 décembre 2010.

8. cf. : Annexe 10.6.

9. En revanche, sept pays, la Belgique (6 et 12%), Chypre (5 et 8%), la Lituanie (5 et 9%), le Luxembourg (6 et 12%), le Portugal (5 et 12%), la Finlande (8 et 17%) et la Suède (6 et 12%), appliquent deux taux réduits.

les comportements de consommateurs afin d'améliorer l'adéquation de leur panier aux recommandations; lever des recettes fiscales pour couvrir le surcoût médical lié aux pathologies nutritionnelles; signaler la qualité nutritionnelle des aliments. Dans ce travail, nous nous sommes placés dans le cadre de la première justification avancée.

De manière générale, la plupart des travaux qui se sont intéressés aux politiques de taxation nutritionnelle suggèrent que celles-ci seraient relativement inefficaces (Kuchler *et al.*, 2005; Mytton *et al.*, 2007; Chouinard *et al.*, 2007; Nordstrom et Thunstrom, 2009, cités par Etilé et Chandon, 2010). Ces études soulignent en particulier la faible élasticité des apports en nutriments aux variations de prix. Sur données françaises, Allais *et al.* (2009) montrent que, si l'objectif nutritionnel est la réduction des apports en calories, cholestérol et graisses, il conviendrait de taxer, en priorité, les produits laitiers, les graisses animales, les plats préparés et les snacks gras et sucrés. Cependant, une hausse des prix de 10% conduirait à une diminution modeste des apports en énergie, de l'ordre de -3,4%, et en graisses saturées, de l'ordre de -4,3%. En contrepartie, ils rapportent une diminution des apports en calcium (-2,8%) et en phosphore (-3,2%), en particulier pour les ménages à faible revenu. En effet, l'hétérogénéité du public auquel s'adresse la politique de prix limite également la pertinence d'une éventuelle politique de prix, celle-ci risquant d'être régressive. Bertail et Caillavet (2008) montrent qu'une politique de subvention des prix des fruits et légumes augmenterait plus sensiblement la consommation des ménages aisés que celle des plus démunis. Poursuivant l'analyse, Nestle et Jacobson (2000, cités par Etilé et Chandon, 2010) indiquent que, si cette politique de subvention était financée par une taxation des produits gras et/ou sucrés, elle constituerait un transfert de ressources des plus pauvres vers les plus riches. Cependant, comme le suggèrent Etilé et Chandon (2010), l'existence d'un ensemble de prix réalistes, permettant d'atteindre plusieurs recommandations nutritionnelles, reste à démontrer. Se posent en effet la question de l'impact de variations simultanées des prix sur l'adéquation à un ensemble de recommandations nutritionnelles.

Le rapport des Inspections générales des finances et des affaires sociales

Un rapport de l'Inspection générale des finances (IGF) et de l'Inspection générale des affaires sociales (IGAS), remis en juillet 2008 à leurs ministères de tutelle respectifs, étudiait la pertinence et la faisabilité d'une taxe nutritionnelle. Constatant les tendances actuelles en matière de surpoids/obésité et de pathologies chroniques non-transmissibles liées à une alimentation déséquilibrée (Diabète de type 2, maladies cardiovasculaires et cancers) en France, les auteurs s'attachent à évaluer la légitimité et les effets d'une intervention publique sur les prix alimentaires dans la lignée du plan PNNS et des recommandations émises par l'OMS. Ils inscrivent également leur travail dans la perspective des questions de financement de la sécurité sociale. Ils rappellent en effet que « si les déséquilibres alimentaires encore constatés aujourd'hui devaient perdurer, il est peu douteux que la prévalence des troubles et pathologies chroniques augmentera (...) et rendra peu soutenable l'avenir du financement de la protection sociale » (p. 66).

En matière d'application, l'IGF et l'IGAS recommandent « d'utiliser la fiscalité indirecte existante ». Trois voies sont proposées. D'une part, ils suggèrent d'appliquer le taux normal de TVA (19,6%) au lieu du taux réduit (5,5%) aux produits alimentaires « trop gras, trop sucrés, trop salés qui ne sont pas de stricte nécessité ». D'autre part, ils préconisent l'introduction d'une taxe additionnelle spécifique aux boissons sucrées et produits de *snacking* (produits de grignotage, sandwichs, pizzas, hamburgers, etc.). Enfin, ils considèrent la revalorisation des droits d'accises pesant sur l'alcool comme un préalable indispensable, jugeant la fiscalité de la bière et du vin très modérée¹⁰.

Cependant, ce rapport reconnaît un certain nombre de limites à l'introduction d'une taxe nutritionnelle. Tout d'abord, leurs auteurs avancent que « les populations les plus défavorisées, qui se nourrissent le moins bien, pourraient être les plus fortement pénalisées » (p.66) par cette taxation. Par ailleurs, ils doutent de l'efficacité d'une telle mesure au regard des élasticités de la demande par rapport aux prix. Enfin, ils concluent à la nécessité d'études plus précises sur la question et d'envisager également les alternatives disponibles, au delà des mesures déjà introduites.

10. Ils rappellent en effet que cette dernière n'a pas évolué depuis 1982.

3 Modèle de taxation optimale et objectifs nutritionnels

L'objectif d'un modèle de taxation optimale est de déterminer les niveaux ou taux de taxe (et subvention) qui maximisent un critère, par exemple l'utilité de l'agent représentatif, sous une contrainte ou objectif fixé. En l'occurrence, il s'agira de trouver l'allocation optimale (au regard du bien-être social) de biens qui assure une composition du panier conforme aux recommandations nutritionnelles.

3.1 La question de la fiscalité publique

Les théories des mécanismes de taxation optimale puisent tout d'abord leurs sources en économie politique¹¹. Si les prélèvements, en particulier en nature, ont toujours existé¹², il faut attendre le début du 19^{ème} siècle pour que naisse une réflexion sur les systèmes de taxation. Le déclin du système féodal, qui assurait à l'État d'importants revenus fonciers, puis le passage d'une économie agraire à une économie monétaire (Salanié, 2003) inaugurent une conception moderne de la fiscalité publique. Adam Smith, le premier, pose un certain nombre de principes que doit satisfaire un système de taxation et donne une première formulation de l'arbitrage entre efficacité et équité. John Stuart Mills revient plus précisément sur cette question d'une taxation optimale et de son incidence. Dans la lignée des philosophes utilitaristes, il pose le concept de la maximisation d'un bien-être social¹³ comme critère d'optimalité d'un système de taxation. Il ajoute que le sacrifice exigé doit être partagé équitablement entre tous les citoyens. Il stipule très précisément que les mécanismes de taxation doivent être dégressifs, les plus riches payant plus de taxes que les plus pauvres.

Une première formulation de l'analyse du coût de la politique et d'une répartition équitable apparaît avec l'école marginaliste. Edgeworth (1897) suggère que la désutilité marginale entraînée par la taxe soit égale entre tous les contribuables. Ce principe d'une égalité des désutilités marginales, associé à une utilité marginale

11. L'essentiel des remarques historiques qui suivent reposent sur les textes de Musgrave (1985) et Salanié (2003).

12. On trouve des traces de collectes de taxes en Égypte ancienne et en Mésopotamie.

13. En anglais, « (...) *the greatest sum of happiness* (...) » (J. S. Mills, *Utilitarianism*, 1863).

décroissante du revenu, semble assurer un système de taxation progressif. Sidgwick (1887) montre cependant que ce principe n'est pas sans poser problème, notamment en matière d'incitation dans la mesure où il peut mener à une plus forte préférence pour l'inactivité dans l'arbitrage travail/loisir. Par ailleurs, l'hypothèse sous-jacente d'une comparaison inter-individuelle des fonctions d'utilité est également problématique (Robbins, 1938).

Le « premier théorème de la théorie du bien-être » montre en effet que tout équilibre concurrentiel est efficace au sens de Pareto. Toute intervention de l'État sur le marché créera une distorsion. Un « poids mort »¹⁴, mesuré par la différence entre le revenu de l'État et la perte de surplus des consommateurs¹⁵, représente la perte nette de bien-être collectif occasionnée par l'introduction d'une taxe. On parlera alors de « critère d'efficacité » ou « d'incidence » lorsque l'on cherche à minimiser cette perte. La question de la répartition de la perte en bien-être ne pouvant être déterminée de manière optimale au sens de Pareto, l'arbitrage semble échapper aux économistes et rester du ressort du politique et de l'éthique. Un « critère d'équité » peut alors apparaître dans la décision. Il s'agit de décider de la distribution du poids mort total entre les individus. La répartition du poids mort entre les individus dépend alors du degré d'aversion aux inégalités choisi.

Pigou (1947) propose d'envisager la question de l'arbitrage entre critère de redistribution et critère d'incitation productive sous un nouvel angle : un système de taxation progressif est optimal tant qu'il n'a pas d'impact négatif sur le niveau de production. En matière de taxation indirecte ou de taxation des biens, la règle de Ramsey (1927) a introduit une avancée significative. Contrairement à une taxe uniforme sur tous les biens, Ramsey avance qu'il convient de taxer les biens de sorte à ce que leur impact sur la production ou la demande soit proportionnel. Cette règle est connue sous le nom de « règle de l'élasticité inverse ».

3.2 Le modèle de Ramsey (1927)

Initialement développée par Ramsey (1927), la première formulation de la théorie de la taxation optimale vise à minimiser l'impact d'une fiscalité nécessaire à financer

14. En anglais, *Deadweight loss*.

15. ou des producteurs.

les dépenses publiques. Plus précisément, elle propose un système de taxation qui minimise la perte en bien-être collectif consécutive à l'introduction des taxes, tout en permettant de satisfaire la contrainte budgétaire de l'État. Le modèle de Ramsey constitue le noyau central à partir duquel se développeront d'autres versions de la fiscalité optimale. Un apport significatif au modèle original est celui de Diamond et Mirrlees (1971), qui prolongeront le modèle de Ramsey dans un cadre multi-agents.

Les hypothèses du modèle

Le cadre d'hypothèses est celui de la théorie micro-économique classique du consommateur. D'une part, les individus sont supposés rationnels ; compte tenu des ressources dont ils disposent et de leurs préférences¹⁶, ils cherchent à maximiser leur satisfaction ou utilité. D'autre part, les marchés sont considérés en situation de concurrence pure et parfaite, et sans externalités. On suppose également que les rendements d'échelle sont constants. Ces hypothèses impliquent que l'équilibre du marché est un optimum au sens de Pareto. Par ailleurs, il s'agit d'un modèle en équilibre partiel ; les prix au producteur restent inchangés suite à la politique de taxation. En d'autres termes, on considère que la taxe est entièrement passée sur le consommateur.

$$\forall k, \frac{\partial p_k}{\partial t_k} = 1 \quad (6.1)$$

Cette hypothèse permet de parler indifféremment de variations optimales des prix ou de taxes.

Enfin, on considère un consommateur représentatif et une économie où seuls les biens de consommation sont taxés¹⁷. La contrainte budgétaire du consommateur est donc une fonction linéaire des taux de taxation.

16. Les préférences des consommateurs sont supposées convexes.

17. Le travail n'est pas taxé. Par ailleurs, le travail et la consommation sont deux arguments séparables de la fonction d'utilité du consommateur.

Le programme de maximisation

Les préférences du consommateur sont représentées par une fonction d'utilité indirecte $V(\cdot)$ dont les arguments sont : le vecteur des prix p et un revenu forfaitaire¹⁸ I . Dans le cadre d'une économie composée d'un seul consommateur représentatif, la fonction de bien-être collectif est donnée par :

$$V = V(p, I) \quad (6.2)$$

Par ailleurs, la contrainte budgétaire du gouvernement exige que les dépenses publiques soient égales aux impôts collectés. La recette fiscale, R , réalisée par le gouvernement est égale à :

$$R(t) = \sum_{i=1}^n t_i \cdot q_i \quad (6.3)$$

où q_i désigne la demande marshallienne en bien i du consommateur et t_i les niveaux de taxe pour chaque bien.

Nous supposons enfin que le gouvernement connaît parfaitement la fonction de demande du consommateur représentatif et choisit les taux de taxation de sorte que sa contrainte budgétaire soit vérifiée. Le problème de la taxation optimale consiste dès lors à choisir le vecteur de taxe t qui maximise l'utilité indirecte du consommateur sous la contrainte budgétaire du planificateur. Le programme s'écrit mathématiquement :

$$\begin{cases} \text{Max } V(p, I) \\ \text{sous la contrainte } t \cdot q(p) = R \end{cases} \quad (6.4)$$

La méthode du Lagrangien permet de résoudre le programme de maximisation :

$$L = V(p, I) + \lambda \left(\sum_{i=1}^n t_i \cdot q_i(p) - R \right) \quad (6.5)$$

On appellera λ le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte budgétaire de l'État. Les $n + 1$ conditions de premier ordre s'écrivent :

¹⁸ Les hypothèses de rendements d'échelle constants et de concurrence pure et parfaite mentionnées précédemment impliquent qu'il n'existe pas de profit redistribué aux ménages.

$$\forall k, \frac{\partial L}{\partial t_k} = \frac{\partial V(p_g)}{\partial p_k} + \lambda(q_k + \sum_{i=1}^n t_i \frac{\partial q_i}{\partial p_i}) = 0 \quad (6.6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \sum_{i=1}^n t_i \cdot q_i - R = 0 \quad (6.7)$$

En utilisant l'identité de Roy,

$$\forall k, \frac{\partial V}{\partial p_k} = -\frac{\partial V}{\partial I} q_k \quad (6.8)$$

et la relation de Slutsky¹⁹,

$$\forall k, \frac{\partial q_i}{\partial p_k} = \frac{\partial h_k}{\partial p_i} - q_k \frac{q_k}{\partial I} \quad (6.9)$$

avec $\frac{\partial h_k}{\partial p_i}$ la variation compensée de la demande par rapport au prix du bien i .

Il est possible de réécrire les dérivées de la fonction d'utilité indirecte et de la demande par rapport aux prix de la manière suivante :

$$\sum_{i=1}^n t_i \frac{\partial h_k}{\partial p_i} = q_k \left(\frac{\beta - \lambda}{\lambda} + \sum_{i=1}^n t_i \frac{\partial q_i}{\partial I} \right) \quad (6.10)$$

où β est l'utilité marginale du revenu, $\frac{\partial V}{\partial I}$.

Le terme $(\frac{\beta - \lambda}{\lambda} - \sum_{i=1}^n t_i \frac{\partial q_i}{\partial I})$ est fixe. Dans la mesure où la matrice de Slutsky est semi-définie négative, on peut montrer qu'il est du même signe que R , c'est-à-dire positif ou nul. Il donne la perte d'utilité du consommateur et constitue d'après Mirrlees (1976) un « indice de découragement » (cité par Gautier, 2002).

Partons de la situation initiale où aucune taxe n'est appliquée. $t_i \frac{\partial h_k}{\partial p_i}$ donne l'impact sur la demande²⁰ du bien k de l'introduction d'une taxe sur le bien i . Il convient de préciser qu'il s'agit d'une bonne approximation si la variation de prix t_i est faible (ou si les demandes sont linéaires par rapport aux prix). $\sum_{i=1}^n t_i \frac{\partial h_k}{\partial p_i}$ correspond alors à l'effet total sur la demande compensée du bien k de l'introduction du système de

19. L'équation de Slutsky permet de décomposer la dérivée de la demande marshallienne par rapport aux prix en un effet substitution et un effet revenu.

20. Plus précisément, il s'agit de la demande compensée et donc de l'impact sur la demande à utilité constante.

taxes t_1, t_2, \dots, t_n .

Nous avons vu que le terme $\left(\frac{\beta-\lambda}{\lambda} + \sum_{i=1}^n t_i \frac{\partial q_i}{\partial I}\right)$ doit être constant pour que l'égalité soit respectée. La règle de Ramsey s'interprète donc de la manière suivante : un système de taxation est optimal lorsque la réduction de la demande compensée consécutive à l'introduction des taxes est proportionnelle pour tous les biens.

$$\forall k, \left(\frac{\sum_{i=1}^n t_i \frac{\partial h_k}{\partial p_i}}{q_k} \right) = \left(\frac{\beta - \lambda}{\lambda} + \sum_{i=1}^n t_i \frac{\partial q_i}{\partial I} \right) \quad (6.11)$$

Dans la mesure où la fonction de demande hicksienne est homogène de degré 0 par rapport aux prix, on avancerait qu'il est optimal de taxer tous les biens au même taux. Une telle structure de taxation ne créerait aucune distorsion sur les demandes compensées pour chaque bien. Plus exactement, elle serait équivalente à une taxe forfaitaire sur le revenu, *a lump-sum tax* en anglais. Cette situation pourrait être dite de *first best*. Cependant, il faut alors être en mesure de taxer tous les biens et services que les individus tirent de leur revenu²¹. Dans le cas d'un système de taxation différencié, la règle de Ramsey suggère plutôt que les biens pour lesquels la demande compensée est faiblement élastique par rapport aux prix doivent alors être plus fortement taxés.

En effet, à partir de l'équation (6.6) et de l'identité de Roy, en posant l'hypothèse supplémentaire que les élasticités-prix croisées sont nulles, Baumol et Bradford (1970) ont proposé une version simplifiée de la règle de Ramsey :

$$q_k = \frac{\lambda}{\beta - \lambda} \left(t_k \frac{\partial q_k}{\partial p_k} \right) \quad (6.12)$$

Quelques manipulations permettent d'obtenir la formulation la plus simple de la « loi de l'élasticité inverse » :

$$\frac{t_k}{p_k} = \left(\frac{\beta - \lambda}{\lambda} \right) \left(\frac{1}{e_{kk}} \right) \quad (6.13)$$

où e_{kk} est l'élasticité-prix directe non-compensée de la demande.

La loi des élasticités inverses est donc un cas particulier de la loi de Ramsey et peut s'énoncer de la manière suivante : un système fiscal est optimal lorsque les taux

²¹. Comme contrefactuel, il est souvent mentionné l'impossibilité de taxer le loisir.

de taxation des biens sont inversement proportionnels à l'élasticité-prix directe de leur demande (Gautier, 2002).

Si la règle de Ramsey permet d'atteindre le but de minimisation de l'incidence fiscale, se pose alors la question d'une répartition équitable. L'application pratique de cette règle peut en effet soulever des problèmes de justice sociale. Les biens dont la demande est relativement inélastique aux prix sont généralement les biens de première nécessité. Des taux de taxation plus élevés pour ces biens viendraient grèver le budget des ménages les plus défavorisés, plus grands consommateurs de ces biens. Pour éviter d'accroître la pression fiscale sur le budget des ménages les plus pauvres et introduire un critère d'équité dans le programme d'optimisation, Diamond et Mirrlees (1971) ont étendu la théorie de la taxation optimale au cadre d'une économie multi-agents, où ces derniers diffèrent notamment par leurs niveaux de revenu.

3.3 Un modèle de taxation optimale appliqué aux politiques nutritionnelles

Dans cette partie, nous chercherons à développer un modèle de taxation optimale dérivé de la formulation de Ramsey et appliqué au cadre d'une politique d'amélioration de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles²².

Les hypothèses du modèle

Notre modèle s'inscrit dans la tradition des modèles de fiscalité indirecte optimale présentés plus haut. L'introduction d'une nouvelle contrainte, plus conforme aux objectifs d'une politique alimentaire, constitue la principale modification apportée au modèle de base. Par simplicité, nous avons conservé le cadre du modèle de Ramsey (1927) qui pose l'hypothèse d'un consommateur représentatif.

A nouveau, les hypothèses standards sur le marché de biens s'imposent. Nous considérons un marché des biens caractérisé par n biens i . Nous supposons que les biens sont taxés au taux θ_i soit, de manière équivalente, une taxe égale à $t_i = \theta_i p_i^{HT}$.

22. Deux références essentielles pour cette partie sont Murty et Ray (1989) et Gautier (2002).

Ainsi, les prix au consommateur peuvent s'écrire :

$$p_i = p_i^{HT}(1 + \theta_i) = p_i^{HT} + t_i \quad (6.14)$$

Où p_i^{HT} correspond au prix Hors Taxe et p au prix final payé par le consommateur. Sous l'hypothèse de concurrence pure et parfaite, les prix au producteur sont égaux au coût marginal et les consommateurs sont *price-taker*. Par simplification, on suppose donc que les prix sont exogènes. Autrement dit, nous ne tenons pas compte de l'effet produit par la taxation des intrants sur le coût des entreprises.

Les notations utilisées sont les suivantes : q est le vecteur colonne des q_i et p le vecteur colonne des p_i .

Les ménages

L'utilité directe des ménages est une fonction des consommations de biens. On pose à nouveau l'hypothèse que le travail/loisir et les biens de consommation sont séparables dans la fonction d'utilité du ménage. De même, nous supposons que les ménages ne font que consommer et n'ont pas d'activités productives ou commerciales. Ces deux dernières hypothèses permettent de supposer une contrainte budgétaire linéaire par rapport au taux de taxation, facilitant ensuite le traitement analytique du modèle.

On pose U l'utilité du consommateur représentatif.

$$U = U(q) \quad (6.15)$$

Les quantités étant fonction des prix et du revenu, nous pouvons écrire l'utilité indirecte :

$$V = V(p, I) \quad (6.16)$$

L'Etat

De même que dans le modèle de Ramsey, les recettes fiscales sont linéaires en t_i ²³. L'objectif de l'État est donc de définir les niveaux de taxe t de sorte à maximiser la fonction d'utilité sociale tout en atteignant un objectif. En l'occurrence, nous

²³. De manière équivalente, elles sont proportionnelles à θ .

proposons un modèle développé par analogie considérant désormais une contrainte nutritionnelle plutôt qu'une contrainte budgétaire. Nous verrons que nous conservons la contrainte budgétaire pour estimer et contrôler le coût de la politique.

Le programme de maximisation de l'État

Une nouvelle contrainte, correspondant à l'objectif de la politique alimentaire, est donc introduite. En l'occurrence, nous proposons d'utiliser, successivement, chacun des trois indicateurs d'adéquation aux recommandations nutritionnelles présentés plus haut, à savoir le *MAR*, le *LIM* et le *SAIN*, comme mesure de l'objectif nutritionnel du planificateur. Sous réserve de certaines hypothèses, ces indicateurs sont des fonctions linéaires des quantités consommées.

$$quali_p = \sum_{i=1}^n quali_i \times q_i(p, I) \quad (6.17)$$

avec $quali_p$ le niveau de qualité nutritionnelle du panier alimentaire que l'État souhaite atteindre. Celui-ci peut être réécrit sous la forme suivante : $(1 + po\%) \times quali_p^0$, où $quali_p^0$ correspond à la qualité alimentaire du panier initial, c'est-à-dire avant la mise en place de la politique, et $po\%$ à l'objectif d'amélioration visé en matière d'adéquation aux recommandations.

La contrainte budgétaire est conservée à l'identique :

$$R = \sum_{i=1}^n t_i \times q_i(p, I) \quad (6.18)$$

Dans le cas d'un consommateur représentatif, la fonction d'utilité sociale correspond donc à la fonction d'utilité indirecte et le programme de maximisation est le suivant :

$$Max \quad V = V(p, I) \quad (6.19)$$

$$s.c. \quad \sum_{i=1}^n quali_i \cdot q_i(p, I) = quali_p^0 \cdot (1 + po) \quad (6.20)$$

$$s.c. \quad \sum_{i=1}^n t_i \cdot q_i(p, I) = R \quad (6.21)$$

Le but du gouvernement est désormais de maximiser la fonction d'utilité du ménage représentatif (6.19) par rapport au vecteur de taux d'imposition t , sous la condition que les équations (6.20) et (6.21) sont vérifiées.

De manière similaire au modèle de Ramsey, le Lagrangien permet d'écrire :

$$L = V(p, I) + \lambda 1 \left(\sum_{i=1}^n \text{qual}i_i \cdot q_i - \text{qual}i_p^0 \cdot (1 + po) \right) + \lambda 2 \left(\sum_{i=1}^n t_i \cdot q_i - R \right) \quad (6.22)$$

Les conditions du premier ordre se calculent par rapport à t_i , la variable endogène du système (ainsi que par rapport aux deux multiplicateurs de Lagrange)²⁴ :

$$\forall k, \frac{\partial L}{\partial t_k} = \frac{\partial V(p, I)}{\partial p_k} + \lambda 1 \left(\sum_{i=1}^n \text{qual}i_i \frac{\partial q_i}{\partial p_k} \right) + \lambda 2 \left(q_k + \sum_{i=1}^n t_i \frac{\partial q_i}{\partial p_k} \right) = 0 \quad (6.23)$$

Pour simplifier les écritures, nous posons :

$$\forall k, \frac{\partial V(p, I)}{\partial p_k} + \lambda 1 \left(\frac{\partial \text{qual}i_p(q(p, I))}{\partial p_k} \right) + \lambda 2 \left(\frac{\partial R(q(p, I), t)}{\partial t_k} \right) = 0 \quad (6.24)$$

En multipliant de chaque coté de l'équation par t_k et en prenant la somme sur les n équations, nous obtenons :

$$\left[\sum_{k=1}^n \frac{\partial V(p, I)}{\partial p_k} \cdot t_k \right] + \lambda 1 \left[\sum_{k=1}^n \frac{\partial \text{qual}i_p(q(p, I))}{\partial p_k} \cdot t_k \right] + \lambda 2 \left[\sum_{k=1}^n \frac{\partial R(q(p, I), t)}{\partial t_k} \cdot t_k \right] = 0 \quad (6.25)$$

En considérant que le revenu I est constant ($dI = 0$), chaque membre entre crochet correspond à la dérivée totale, respectivement, de l'utilité sociale, de la qualité nutritionnelle et du coût de la politique ($dp_k = dt_k = t_k$)²⁵. En maintenant le coût de la politique à l'équilibre ($dR = 0$), nous obtenons :

$$\lambda 1 = \frac{dV}{d \text{qual}i_p} \quad (6.26)$$

Il s'agit de l'effet sur l'utilité sociale de l'amélioration de l'indicateur d'adéquation

24. Nous rappelons que $\frac{\partial p_i}{\partial t_i} = 1$.

25. Nous rappelons que nous comparons une situation initiale à une situation post-réforme, après l'introduction d'une taxe/subvention t_k .

d'une unité consécutivement à une politique de taxation/subvention de produits. On pourrait parler d'utilité marginale sociale de la qualité nutritionnelle ou de « prix implicite de la qualité nutritionnelle ». Dans le cadre d'une politique de taxation, l'augmentation des prix consécutive à l'introduction d'une taxe implique une désutilité sociale marginale. En cas de subventions, l'utilité sociale marginale de la qualité nutritionnelle serait positive. Le signe définitif de $\frac{dV}{d\text{quali}_p}$ est indéfini dans le cas qui nous occupe compte-tenu du couplage de taxes et de subventions. Le chapitre 7 portera notamment sur l'étude de l'incidence de la politique sur le bien-être des ménages.

Si nous reprenons l'équation (6.23), certaines relations entre les variables peuvent être mises à jour et commentées de manière plus analytique. Grâce à l'identité de Roy, nous savons que les propriétés de la fonction d'utilité indirecte permettent d'écrire :

$$\frac{\partial V}{\partial p_k} = -\frac{\partial V}{\partial I} q_k = -\beta q_k \quad (6.27)$$

où β est l'utilité marginale du revenu.

Posons l'hypothèse que les élasticités-prix croisées sont nulles. Cette hypothèse ne paraît pas être une restriction forte par rapport à la réalité. Nous avons montré au chapitre précédent, ainsi que Allais *et al.* (2009), que les élasticités-prix croisées sont faibles ou non-significatives statistiquement sur nos données. En substituant l'identité (6.27) dans l'équation (6.23), puis en simplifiant, nous obtenons l'expression suivante :

$$\frac{t_k}{p_k} = \left(\frac{\beta - \lambda_2}{\lambda_2} \right) \left(\frac{1}{e_{kk}} \right) - \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_2} \right) \left(\frac{\text{quali}_k}{p_k} \right) \quad (6.28)$$

L'équation (6.28) fournit une expression de la nouvelle solution optimale du taux de taxation proche de la formulation de Ramsey (1927). Nous retrouvons en effet le résultat de la loi des élasticités inverses. Le terme de gauche de l'équation correspond au critère précédent d'efficacité de la fiscalité : le taux de taxation optimal d'un bien est une fonction décroissante de son élasticité-prix propre. Nous rappelons que ce critère est régressif du point de vue de la redistribution verticale. Le terme de droite donne le rapport « qualité nutritionnelle-prix » du bien k . Il représente en quelque sorte le critère d'adéquation aux recommandations : le taux de taxation optimal d'un

bien est une fonction décroissante de son rapport « qualité nutritionnelle-prix ». A prix égaux, meilleur est un bien du point de vue de ses apports nutritionnels, plus bas sera son taux de taxation. Au vu des récents résultats de l'Observatoire de la Qualité de l'Alimentation (Oquali), qui n'a pas trouvé de différences significatives de la composition nutritionnelle des aliments par gamme de prix au sein d'une même famille de produits²⁶, nous pouvons penser que les produits *hard discount* ou encore les marques de distributeur, plus largement achetés par les ménages les plus modestes, bénéficieraient de taux de taxe plus bas (voire de subventions).

Ce résultat repose sur l'hypothèse que λ_1 et λ_2 sont du même signe. Bien que nous ne puissions le démontrer algébriquement, nous pouvons le suggérer. En effet, nous avons vu plus haut que le signe de λ_1 était indéterminé. Une de nos hypothèses de recherche²⁷ pose que l'impact d'une politique nutritionnelle de taxation/subvention de produits se traduit par une perte en bien-être pour les ménages, c'est-à-dire que $\lambda_1 < 0$. De manière similaire, λ_2 peut être interprété comme l'utilité marginale sociale du revenu du gouvernement, c'est-à-dire « le prix implicite des dépenses publiques » (Ahmad et Stern, 1991). Nous pouvons également penser qu'il est de signe négatif.

Quelques remarques méritent d'être précisées. Dans notre cas de figure, t_k peut être une taxe ou une subvention. Si nous considérons que $\frac{\lambda_1}{\lambda_2}$ est positif²⁸, alors deux situations peuvent se présenter :

- soit, $\left(\frac{\beta-\lambda_2}{\lambda_2}\right) \left(\frac{1}{e_{kk}}\right) > \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_2}\right) \left(\frac{quali_k}{p_k}\right)$. Alors, $\frac{t_k}{p_k}$ sera positif et nous obtiendrons une taxe.
- soit, $\left(\frac{\beta-\lambda_2}{\lambda_2}\right) \left(\frac{1}{e_{kk}}\right) < \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_2}\right) \left(\frac{quali_k}{p_k}\right)$. Alors, $\frac{t_k}{p_k}$ sera négatif et nous obtiendrons une subvention.

En d'autres termes, lorsque l'effet du rapport « qualité nutritionnelle-prix » l'emporte sur le critère d'efficacité de la fiscalité, il convient de subventionner le produit.

Au contraire, lorsque la condition de financement optimal de la politique dépasse le

26. L'observatoire rapporte que la composition nutritionnelle d'un aliment dépend avant tout de la famille de produits à laquelle il appartient. Le type de marque (par exemple, marque nationale, marque de distributeur ou *hard discount*) ne semble pas jouer systématiquement sur la qualité nutritionnelle des aliments.

27. Cette hypothèse sera validée au chapitre 7.

28. Nous rappelons que $\left(\frac{\beta-\lambda_2}{\lambda_2}\right) \left(\frac{1}{e_{kk}}\right)$ doit être positif pour que la règle de l'élasticité inverse soit valide.

critère d'adéquation aux recommandations nutritionnelles, il est préférable de taxer le bien. Ce dernier résultat implique que, dans le cas d'une taxe, à rapport « qualité nutritionnelle-prix » constant, plus l'élasticité-prix propre est faible plus il convient de taxer le bien. Inversement, dans le cas d'une subvention, plus l'élasticité-prix propre est forte, plus il convient de subventionner le bien en question.

Représentation graphique

Il est possible de représenter graphiquement, dans le cadre d'une économie à deux biens X_1 et X_2 , l'ajustement souhaité aux variations de prix (Figure 6.1). Nous reprenons la présentation canonique de la courbe d'indifférence, convexe par rapport à l'origine, du consommateur qui choisit l'allocation A , point de tangente à la droite de budget R . Nous pouvons également représenter la contrainte de qualité nutritionnelle, fonction linéaire des quantités consommées, par une droite. Nous précisons que la contrainte d'adéquation aux recommandations nutritionnelles n'entre pas dans le programme de maximisation du consommateur qui reste identique au cadre habituel. Le planificateur, supposé omniscient, observe le niveau de qualité alimentaire atteint par le consommateur, $quali^-$, et souhaite voir celui-ci se déplacer vers la droite $quali^+$ plus conforme aux recommandations.

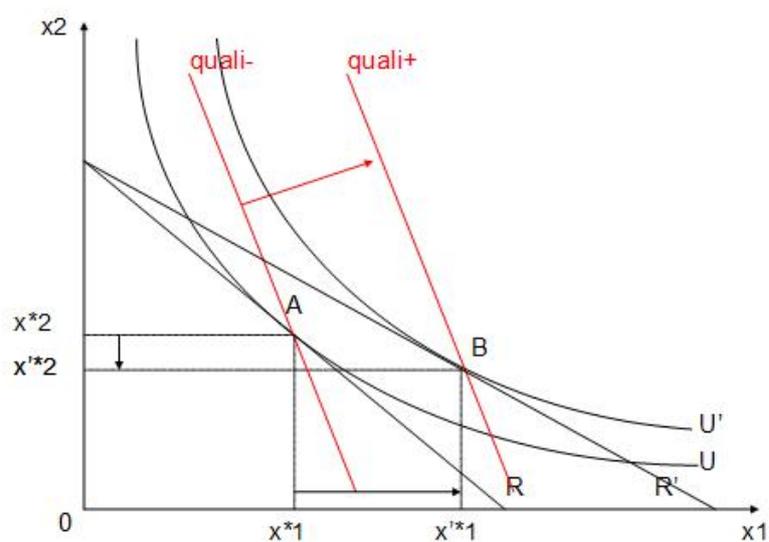


FIGURE 6.1 – Comportement du consommateur et ajustement de la qualité nutritionnelle suite à une baisse du prix du bien X_1

Une baisse du prix du bien X_1 , consécutive, par exemple, à l'introduction d'une

subvention, en modifiant la contrainte budgétaire du consommateur, le conduit à modifier ses comportements d'achat. Il préfère alors l'allocation B , nouveau point de tangente. En l'occurrence, compte tenu de la pente de la droite de qualité nutritionnelle, une baisse du prix de $X1$ se traduirait par une amélioration de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles. Il est possible de mettre à jour graphiquement les conditions d'une telle amélioration. En effet, si la pente de la droite $quali$ avait été plus faible que celle de la droite passant par les points A et B , le résultat de la politique de subvention du bien $X1$ aurait été opposé. A partir des élasticités-prix, nous pouvons déterminer la pente de la droite AB et obtenir les conditions d'amélioration de $quali$ suite à une baisse de p_{X1} :

$$\left| \frac{quali_{X1}}{quali_{X2}} \right| > \left| \frac{\Delta X1}{\Delta X2} \right| \quad (6.29)$$

$$\left| \frac{quali_{X1}}{quali_{X2}} \right| > \left| \frac{\frac{X2}{p_{X1}} \cdot e_{21} \cdot \Delta p_{X1}}{\frac{X1}{p_{X1}} \cdot e_{11} \cdot \Delta p_{X1}} \right| \quad (6.30)$$

avec e_{ij} les élasticités-prix croisées du bien i par rapport au prix du bien j et $quali_{X_i}$, le score d'adéquation aux recommandations de l'aliment i .

Le système d'équations simultanées

Reprenons l'équation (6.23) pour proposer une résolution du programme de maximisation permettant de mettre à jour, de manière numérique, les niveaux optimaux de taxe et subvention. Contrairement au modèle de Ramsey, deux multiplicateurs de Lagrange apparaissent ainsi que l'utilité marginale du revenu du consommateur représentatif β . Cependant, on constate que la linéarité du modèle permet de construire deux inconnus des trois termes λ_1 , λ_2 et β .

En posant $p_k^{(0)}$ et $q_k^{(0)}$, les niveaux initiaux de prix et quantités, quelques manipulations permettent d'obtenir :

$$\forall k \in [1, 27]_{\mathbb{N}}, \quad q_k^* = \frac{\lambda_1}{\beta - \lambda_2} \left(\sum_{i=1}^n quali_i \cdot e_{ik} \cdot \frac{q_i^{(0)}}{p_k^{(0)}} \right) + \frac{\lambda_2}{\beta - \lambda_2} \left(\sum_{i=1}^n t_i \cdot e_{ik} \cdot \frac{q_i^{(0)}}{p_k^{(0)}} \right) \quad (6.31)$$

En considérant par ailleurs que chaque fonction de demande est une fonction dérivable des prix, et en posant que le revenu du consommateur est constant ($dI = 0$), nous obtenons :

$$q_k^* = q_k^{(0)} + dq_k \quad (6.32)$$

soit,

$$dq_k = \sum_{i=1}^n \frac{\partial q_k}{\partial p_i} dp_i = \sum_{i=1}^n e_{ki} \cdot \frac{q_k^{(0)}}{p_i^{(0)}} \cdot t_i \quad (6.33)$$

En rapprochant les équations (6.31), (6.32) et (6.33), et en posant l'hypothèse que le budget alloué par l'État à la politique nutritionnelle est nul ($R = 0$)²⁹, nous obtenons un système de $n + 2$ équations simultanées à $n + 2$ inconnus. Compte tenu de notre agrégation en 27 groupes alimentaires, nous procéderons à la résolution d'un système de 29 équations. Nous constatons que les solutions optimales pour chacune des variations de prix, t_i , sont exprimées uniquement en fonction des variables exogènes :

$$\forall k, \frac{\lambda 1}{\beta - \lambda 2} \left(\sum_{i=1}^n \text{quali}_i \cdot e_{ik} \cdot \frac{q_i^{(0)}}{p_k^{(0)}} \right) + \frac{\lambda 2}{\beta - \lambda 2} \left(\sum_{i=1}^n t_i \cdot e_{ik} \cdot \frac{q_i^{(0)}}{p_k^{(0)}} \right) - \left(\sum_{i=1}^n t_i \cdot e_{ki} \cdot \frac{q_k^{(0)}}{p_i^{(0)}} \right) - q_k^{(0)} = 0 \quad (6.34)$$

$$\sum_{j=1}^n \text{quali}_j \cdot \sum_{i=1}^n t_i \cdot e_{ji} \cdot \frac{q_j^{(0)}}{p_i^{(0)}} - (po\%) \cdot \left(\sum_{j=1}^n \text{quali}_j \cdot q_j^{(0)} \right) = 0 \quad (6.35)$$

$$\sum_{j=1}^n t_j \cdot q_j^{(0)} + \sum_{j=1}^n t_j \cdot \sum_{i=1}^n t_i \cdot e_{ji} \cdot \frac{q_j^{(0)}}{p_i^{(0)}} = 0 \quad (6.36)$$

Nous précisons qu'une de ces 29 équations est non-linéaire. Le système est donc faiblement non-linéaire et susceptible de donner plusieurs solutions. Des applications numériques permettront par la suite de calculer les optima. Nous reviendrons en détail sur la technique numérique utilisée pour déterminer les inconnues et contrôler la possibilité de plusieurs solutions.

Nous rappelons que $t_i = p_i - p_i^{(0)}$ peut être compris, soit comme une variation de prix, $p_i^{(0)}$ étant le prix de marché avant implémentation de la politique, soit comme le niveaux de taxes ou subventions de produits si on retient l'hypothèse que celles-ci

²⁹. Cette hypothèse revient à considérer que taxes et subventions doivent se compenser.

sont entièrement passées sur le consommateur ($\forall k, \frac{\partial p_k}{\partial t_k} = 1$).

Simulations et variations optimales sous contraintes

Nous verrons dans la suite du chapitre que nous avons été amenés à ajouter un jeu de 54 contraintes complémentaires afin de contraindre les variations de prix dans un bandeau. Plus exactement, nous avons posé, successivement, que les variations de prix ne pouvaient excéder + ou - 20% et + ou - 40%. Au final, nous ajoutons les contraintes d'inégalité suivantes :

$$\forall k, \quad t_k \leq (20\% \text{ ou } 40\%) \times p_k^{(0)} \quad (6.37)$$

$$\forall k, \quad t_k \geq (-20\% \text{ ou } -40\%) \times p_k^{(0)} \quad (6.38)$$

Apparaissent autant de multiplicateurs de Lagrange supplémentaires que de nouvelles contraintes. Plus exactement, les 54 dernières conditions du premier ordre correspondent aux saturations des contraintes. Si la contrainte n'est pas saturée, le multiplicateur est nul. Ces nouvelles conditions sont appelées conditions de Kuhn-Tucker. Nous verrons dans la section consacrée à l'application comment nous nous sommes proposés de mettre en pratique ces restrictions pour estimer les t .

Dans cette section, nous avons cherché à dériver les conditions théoriques d'optimisation d'une politique de taxation indirecte des produits alimentaires visant à améliorer l'adéquation de la ration d'un ménage représentatif aux recommandations nutritionnelles. Il est apparu que les niveaux optimaux de taxe étaient des fonctions des indicateurs de qualité nutritionnelle et des élasticités-prix pour tous les biens du panier. Sous certaines hypothèses, nous avons montré que les taux de taxe étaient, théoriquement, des fonctions décroissantes des élasticités-prix propres et d'un rapport « qualité nutritionnelle-prix ». Nous précisons que, après Murty et Ray (1989), nous retenons les élasticités-prix non-compensées. En d'autres termes, nous obtenons les ajustements de consommation, consécutifs aux variations de prix, à revenu du consommateur constant.

4 Simulations de politique fiscale

Dans cette section, nous simulons les niveaux optimaux de taxe et subvention à partir des élasticités-prix estimées au chapitre précédent. Les simulations ont été réalisées pour chacun des trois indicateurs d'adéquations aux recommandations nutritionnelles retenus. Nous avons également procédé à l'estimation des taxes et subventions par classe de revenu afin de mettre à jour d'éventuelles divergences en matière de réaction aux incitations financières.

4.1 Simulations pour l'indicateur MAR

Une première étape du travail de simulation nous amène à étudier les résultats du programme de maximisation du bien-être social sous une contrainte qui fixe le MAR à différents niveaux de réalisation. Nous rappelons qu'il s'agit d'un modèle d'équilibre partiel et que le coût de la politique, R , est fixé à 0.

Scénarios de politiques et taxation nationale

Compte tenu de l'estimation d'un MAR proche de 78,8% en moyenne pour l'ensemble de la population, on relève que le consommateur représentatif français ne satisfait pas toutes les recommandations en matière d'apports nutritionnels. Le tableau 6.1 donne les différents niveaux de taxe optimaux pour 3 objectifs successifs d'amélioration du MAR : 5%, 10% et 14,3% qui correspond au maximum atteignable à contrainte budgétaire étatique égale à 0. Au delà, nous devons relâcher la contrainte budgétaire, soit, en d'autres termes, allouer un budget à la politique nutritionnelle.

Avant de revenir sur les résultats de l'exercice de simulation, plusieurs remarques peuvent être faites. D'une part, on constate que, paradoxalement, les niveaux de taxation/subvention diminuent à mesure qu'on élève l'objectif nutritionnel. Ce résultat est compréhensible au regard du programme de maximisation du bien-être social. Même à objectif d'adéquation aux recommandations nutritionnelles constant, la maximisation du bien-être social peut entraîner une transformation conséquente de la structure des prix. Les niveaux de prix sont en effet théoriquement déterminés sur les marchés par la rencontre de l'offre et de la demande. Si le consommateur

TABLE 6.1 – MAR - Taxes et subventions optimales - Niveau national

	3 scénarios			taux bornés	
	5%	10%	14,3%	7,2%	10,8%
Poisson	69,8%	56,8%	35,4%	20,0%	32,2%
Viandes	46,5%	37,2%	22,5%	13,9%	17,1%
Volailles	60,7%	49,0%	29,8%	18,3%	23,7%
Charcuterie	57,3%	45,5%	25,4%	10,9%	16,4%
Oeufs	-8,1%	-17,6%	-20,7%	-20,0%	-40,0%
Légumes frais	-9,0%	-19,6%	-15,9%	-20,0%	-33,5%
Légumes transformés	20,7%	8,5%	2,2%	-19,2%	-11,3%
Fruits frais	25,1%	12,4%	2,6%	-18,5%	-11,5%
Fruits transformés	-49,6%	-55,6%	-41,6%	-20,0%	-40,0%
Fruits secs	31,4%	17,4%	1,4%	-20,0%	-17,0%
Graine et condiments	-53,2%	-57,6%	-46,2%	-20,0%	-40,0%
Plats préparés	33,0%	26,4%	13,2%	-1,3%	4,1%
Snack	33,1%	32,3%	21,2%	11,6%	14,8%
Yaourt	31,3%	19,0%	4,8%	-20,0%	-10,6%
Fromage	38,1%	29,3%	14,5%	-1,5%	5,2%
Lait	-100,2%	-97,6%	-71,1%	-20,0%	-40,0%
Féculents	-36,2%	-32,2%	-34,2%	-20,0%	-40,0%
Pommes de terre	-107,3%	-104,0%	-78,0%	-20,0%	-40,0%
Produits gras-salés	20,9%	16,7%	4,3%	-15,0%	-6,5%
Sucre	104,1%	119,5%	51,6%	20,0%	40,0%
Produits gras-sucrés	39,7%	35,7%	18,2%	4,2%	9,2%
MG animale	54,6%	51,6%	22,4%	8,3%	14,1%
MG végétale	-209,9%	-187,1%	-156,5%	-20,0%	-40,0%
Eau	64,1%	48,0%	28,8%	20,2%	23,6%
Boissons non-alcoolisées	58,0%	57,5%	35,5%	20,0%	29,0%
Boissons alcoolisées	85,9%	72,2%	43,8%	20,0%	40,0%
Café-thé	89,6%	73,7%	46,6%	20,0%	40,0%

décide ensuite individuellement de l'allocation de son budget en maximisant son utilité, à prix et revenu donnés, ces prix ne garantissent pas nécessairement le niveau de bien-être maximum. Les distorsions de prix servent autant l'objectif d'amélioration du MAR que de maximisation du bien-être social. Aussi, doit-on s'attendre à ce qu'une augmentation incrémentale de l'objectif de qualité nutritionnelle jusqu'au point de rupture où il n'est plus possible de respecter la contrainte budgétaire étatique, transforme le programme d'optimisation et conduise à une simple maximisation de la qualité nutritionnelle sous contrainte budgétaire. En d'autres termes, le programme (6.19–6.21), avec po poussé à son maximum, correspond au nouveau programme suivant :

$$Max\ qualip = \sum_{i=1}^n quali_i \cdot q_i(p, I) \quad (6.39)$$

$$s.c. R = \sum_{i=1}^n t_i \cdot q_i(p, I) \quad (6.40)$$

Ce nouveau programme est donc un cas particulier du programme général (6.19–6.21) qui reprend la formulation canonique du planificateur. Un exercice de simulation nous a permis de confirmer l'équivalence des résultats. Dans ce cadre, les taxes/subventions ne servent plus qu'un seul objectif, celui de l'amélioration de la qualité nutritionnelle du panier. Il convient de préciser que ce programme garantit tout de même que l'utilité sociale du consommateur représentatif est maximisée dans la mesure où l'hypothèse de rationalité est conservée. En revanche, rien n'assure que le bien-être sera amélioré à l'issue de l'intervention publique. Le chapitre 7 consistera en une analyse en bien-être de la politique nutritionnelle envisagée.

D'autre part, on relève des taux de taxation/subvention très élevés. Compte-tenu du caractère irréaliste de l'application de ces taux, nous imposons un nouveau jeu de contraintes forçant les variations de prix à ne pas excéder + ou – 40% dans le premier cas et + ou – 20% dans le second. Les résultats de l'exercice de simulation avec des taux bornés sont présentés dans les deux dernières colonnes du tableau 6.1. Le nouveau programme de maximisation est le suivant :

$$Max\ qualip = \sum_{i=1}^n quali_i \cdot q_i(p, I) \quad (6.41)$$

$$s.c. R = \sum_{i=1}^n t_i \cdot q_i(p, I) \quad (6.42)$$

$$s.c. \forall i, t_i \leq (20\% \text{ ou } 40\%) \times p_i^{(0)} \quad (6.43)$$

$$s.c. \forall i, t_i \geq (-20\% \text{ ou } -40\%) \times p_i^{(0)} \quad (6.44)$$

La résolution de ce programme donne un système d'équations simultanées, simplifié par rapport au système (6.34–6.34)³⁰. Celui-ci est constitué de 82 équations

³⁰. cf. : Annexe 6.2.

issues des fonctions de demande pour les 27 groupes alimentaires sélectionnés et des 1 + 54 contraintes imposées. Nous rappelons qu'une de ces contraintes est non linéaire et que les 54 restantes correspondent aux contraintes d'inégalité destinées à empêcher les prix de dépasser +/- 40% ou +/- 20%. Les solutions du système pour chacun des scénarios ont été obtenues par méthode numérique. Le programme, écrit sous stata, est disponible sur le CD de support. Il s'agit d'une méthode itérative qui simule une régression par les moindres carrés non-linéaires. Elle exige de stipuler des valeurs initiales. En l'occurrence, nous avons retenu des valeurs initiales fixées à 0 pour les niveaux de taxe. La présence d'une équation non-linéaire est susceptible de conduire à plusieurs solutions. Afin de contrôler l'unicité de la solution, nous avons procédé à plusieurs initialisations et constaté que le choix des valeurs initiales n'empêchait pas une convergence vers les mêmes résultats. Seul le nombre d'itérations était allongé. Nous verrons que les résultats pour le LIM sont apparus moins robustes à cet égard.

L'introduction de contraintes d'inégalité complique la résolution du programme dans la mesure où il convient d'envisager toutes les combinaisons possibles de saturation des contraintes d'inégalité. Il s'agit ensuite de déterminer celles qui remplissent les différentes conditions de premier ordre de Kuhn-Tucker et n'aboutissent pas à des contradictions. A nouveau, nous avons utilisé des méthodes numériques pour générer les combinaisons³¹. Cependant, compte tenu du nombre important de combinaisons possibles, il nous a fallu restreindre leur nombre à tester. En effet, il convient d'ajouter $2 \times 27 = 54$ contraintes. Nous obtenons au final $2^{54} = 1,8 \times 10^{16}$ combinaisons. Il ne nous a pas été possible d'estimer chacune des combinaisons. Nous avons procédé en fixant les variations de prix optimales pour un certain nombre de biens à leur point de saturation et en décidant également du sens de variation maximale pour un certain nombre d'autres biens.

Plus précisément, nous avons contraint, à leur seuil de variation maximale, 7 groupes alimentaires aux deux extrémités, c'est-à-dire que les t_i ont été fixés à 20 ou 40% pour 7 groupes alimentaires et -20 ou -40% pour 7 autres. Pour les 13 groupes restants, les variations de prix sont libres. Cependant, nous avons déterminé les signes

³¹. Le programme a été écrit sous Stata et est disponible sur le CD qui accompagne ce travail.

des points de saturation s'ils devaient les atteindre³². Nous avons ainsi pu réduire le nombre de combinaisons à tester à $2^{13} = 8192$. Pour décider des hypothèses à imposer sur les variations de prix, nous avons rapproché deux évaluations. D'une part, nous sommes partis du classement des biens issu du programme de maximisation sans contrainte d'inégalité. Nous avons posé l'hypothèse que les biens pour lesquels les taux excédaient +/- 20 ou +/- 40% pouvaient être fixés à leur point de saturation. D'autre part, nous avons programmé une imposition progressive des contraintes d'inégalité, imposant au seuil de saturation tout d'abord le bien accusant le plus fort taux de taxation, puis le plus faible, puis le plus fort, et ainsi de suite. Ces deux évaluations nous ont permis de classer les biens susceptibles d'atteindre le seuil de saturation. Les classements de biens ne sont pas exactement identiques, cependant ils aboutissaient aux mêmes hypothèses³³. Sur la base de ce classement, nous avons procédé aux choix des hypothèses quant aux biens fixés au seuil de saturation et aux signes des variations maximales pour les autres. Nous avons ensuite procédé aux simulations sur les combinaisons retenues, solutions qui satisfont l'ensemble des conditions, et conservé celles qui donnent des maxima locaux. On sélectionne ensuite le maximum assurant la plus importante amélioration du MAR³⁴. Les résultats sont présentés dans les deux dernières colonnes du tableau 6.1.

Au regard des résultats, nous pouvons isoler deux groupes de biens : ceux qu'il convient de taxer et ceux qu'il faut au contraire subventionner. Nous rappelons que l'indicateur MAR ne prend en compte que les apports nutritionnels, c'est-à-dire les aspects positifs de l'alimentation. Par ailleurs, il ne tient également pas compte des apports énergétiques. Le LIM et le SAIN chercheront à remédier à ces défauts.

Il convient de commencer par relever les constances au travers des différentes simulations. Huit groupes de biens sont identifiés comme devant être subventionnés dans tous les cas de simulation, à savoir les fruits transformés, les légumes frais, les matières grasses végétales, les oeufs, les graines/condiments, le lait, les féculents/céréales et les pommes de terre. On relève effectivement pour ces produits les

32. Il reste donc 13 contraintes d'inégalité (et non $13 \times 2 = 26$).

33. cf. : Annexe 10.6.

34. Dans les cas de simulation des MAR et SAIN, au seuil maximal de variation de 40%, la procédure progressive donne une solution qui satisfait toutes les conditions avec uniquement 5 biens fixés au point de saturation aux deux extrémités. Cette combinaison a alors été retenue.

MAR parmi les plus forts³⁵. Plus précisément, il s'agit des huit groupes d'aliments qui affichent les rapports MAR/prix les plus élevés³⁶. Si nous ne considérons que les exercices de simulation bornée (à 20% et 40%), nous pouvons ajouter les fruits frais et secs, les légumes transformés et les produits gras-salés. Ces produits faisaient l'objet des taux de taxation les plus bas dans les cas de figure sans contrainte de maximum/minimum de variation. En ce qui concerne les biens à taxer, nous pouvons identifier neuf groupes : les poissons, la volaille, la charcuterie et la viande (rouge + veau), le sucre, l'eau, les boissons alcoolisées et non-alcoolisées et le café/thé. Nous observons pour ces biens, soit les MAR les plus bas (boissons et sucre), soit les prix les plus élevés associés aux quantités consommées les plus faibles (viandes et poissons). Plus exactement, nous reportons pour ces groupes les rapports MAR/prix les plus bas. On retrouve là une des conclusions de notre modèle de taxation optimale, à savoir qu'il convient de taxer les biens dont les rapports qualité nutritionnelle-prix sont les plus faibles. En d'autres termes, quand bien même les poissons seraient de meilleure qualité nutritionnelle que les pommes de terre, au regard des prix élevés des premiers, il conviendrait de préférer subventionner les dernières. Inversement, pour les produits gras-salés, pour lesquels les prix apparaissent relativement plus bas et les apports en nutriments plus élevés pour 100g. Au final, on obtient des résultats cohérents au fil des simulations.

Le cas de l'eau, que nous avons donc identifié comme devant être taxée, est évidemment dérangeant au regard d'une éventuelle politique publique. Nous précisons à nouveau que ce résultat est cohérent avec l'indicateur choisi. L'eau est en effet par nature très pauvre en nutriment et apparaît au bas du classement des biens selon leur MAR. Certes, elle est également non calorique et pauvre en composés à limiter mais ces aspects ne sont pas pris en compte par le MAR. L'eau est également indispensable à la santé pour d'autres raisons que ses apports nutritionnels mais cette dimension n'est pas présente dans les indicateurs retenus³⁷.

35. cf. : Annexe 6.3.

36. cf. : Annexe 6.4.

37. Nous précisons qu'il nous était difficile de ne pas introduire l'eau dans les exercices de simulation dans la mesure où le modèle de demande est estimé sur la totalité du panier alimentaire des ménages. Par ailleurs, il était également délicat de justifier des préférences faiblement séparables qui permettraient d'allouer le budget alimentation des ménages entre, d'un côté, l'eau, et, de l'autre, les autres dépenses alimentaires, en particulier si nous voulions conserver les dépenses en boissons sucrées.

En conclusion, on retient que l'amélioration maximale du MAR consécutive à une politique de taxation/subvention des produits alimentaires, dans le respect de taux qui n'excéderaient pas plus ou moins 20%, serait de 7,2%. Cette politique serait neutre fiscalement mais indifférente à une possible perte en bien-être du consommateur.

Taxation ciblée et incidence de la politique

Nous avons ensuite procédé à l'estimation des niveaux optimaux de taxation/subvention de produits par classe de revenu. Quatre classes de revenu ont été distinguées : Modeste, Moyenne inférieur, Moyenne supérieure et Aisée. A partir des élasticités-prix estimées au chapitre précédent pour chacun de ces quatre groupes, nous avons simulé les niveaux de taxe. Les estimations encadrant les variations de prix entre + et -40% ont été retenues dans la mesure où elles autorisaient des écarts de plus fortes ampleurs. Les résultats sont présentés dans le tableau 6.2.

Il ressort de ces estimations que les groupes de biens identifiés comme devant être taxés ou subventionnés sont strictement identiques à ceux obtenus au niveau national. Cependant, nous constatons des niveaux différents de taxation. Il apparaît que si les fruits et légumes doivent être subventionnés, cette politique est particulièrement souhaitable pour les classes de revenu les plus hautes. En revanche, il serait préférable de subventionner plus fortement les féculents/céréales, pommes de terre et lait pour les classes les moins favorisées. En matière de taxation, les snacks devraient être plus fortement taxés pour les classes les plus aisées qui accusent des élasticités-prix pour la demande de snacks plus faibles (-0,79 contre -0,84). En revanche, les boissons alcoolisées devraient être particulièrement taxées pour les ménages les plus modestes pour la même raison (-0,86 contre -0,90). Il convient également de relever que les niveaux de MAR diffèrent par classe de revenu ; alors que les ménages appartenant aux classes aisées satisfont à 84,8% les recommandations nutritionnelles, ce score n'atteint que 66,4% pour les plus modestes.

Il importe également de préciser que les niveaux de MAR utilisés par groupe alimentaire sont les niveaux moyens pour toute la population. Ainsi, le MAR pour les fruits frais est construit comme la somme des MAR par aliments appartenant

TABLE 6.2 – MAR - Taxes et subventions optimales par classe de revenu

	Aisé	Moyenne supérieure	Moyenne inférieure	Modeste
Poisson	31,8%	31,7%	32,4%	33,0%
Viandes	18,6%	17,5%	16,9%	17,6%
Volailles	21,9%	23,4%	24,7%	26,5%
Charcuterie	15,4%	16,7%	17,4%	18,5%
Oeufs	-34,0%	-38,0%	-43,0%	-48,0%
Légumes frais	-40,1%	-36,1%	-31,1%	-22,8%
Légumes transformés	-10,4%	-11,4%	-11,1%	-7,1%
Fruits frais	-15,1%	-13,1%	-10,8%	-4,9%
Fruits transformés	-33,2%	-37,8%	-44,1%	-49,7%
Fruits secs	-22,1%	-20,1%	-14,2%	-7,2%
Graine et condiments	-32,4%	-37,9%	-43,6%	-47,1%
Plats préparés	8,6%	5,2%	2,2%	2,5%
Snack	16,8%	15,3%	14,7%	14,7%
Yaourt	-14,8%	-11,3%	-8,7%	-3,6%
Fromage	2,6%	4,1%	6,6%	10,4%
Lait	-37,3%	-38,4%	-41,0%	-43,7%
Féculents	-33,7%	-38,0%	-42,7%	-45,9%
Pommes de terre	-35,2%	-38,5%	-42,7%	-44,1%
Produits gras-salés	-7,8%	-5,2%	-6,0%	-3,6%
Sucre	38,0%	39,4%	40,7%	41,4%
Produits gras-sucrés	7,9%	9,7%	10,4%	10,9%
MG animale	11,1%	12,6%	16,2%	20,0%
MG végétale	-32,6%	-37,2%	-42,9%	-48,9%
Eau	23,6%	23,1%	23,8%	25,3%
Boissons non-alcoolisées	28,7%	29,8%	29,2%	30,1%
Boissons alcoolisées	30,7%	36,8%	46,2%	54,0%
Café-thé	33,2%	38,3%	43,0%	48,6%
Niveau initial	84,8%	84,2%	76,9%	66,4%
Amélioration	10,0%	10,5%	11,2%	11,4%

au groupe des fruits frais, pondérée par leur part dans le panier des ménages³⁸. Cependant, on peut penser que les MAR par groupe alimentaire varient par classe de revenu. Si on pose l'hypothèse d'un gradient social qui verrait la qualité nutritionnelle des groupes alimentaires augmenter avec le revenu, alors le constat qui conclurait qu'une politique de taxation des snacks et de subvention des fruits et légumes serait particulièrement profitable aux classes les plus aisées, serait renforcé.

38. Nous précisons que les parts en *quantités* ont été utilisées pour calculer les MAR par groupe alimentaire.

4.2 Simulations pour l'indicateur LIM

Contrairement à l'indicateur MAR, l'objectif consiste désormais en un programme de minimisation. Le LIM est en effet un indicateur des composés à limiter ; au delà de 100%, le bien ou panier est jugé excédant les apports maximum recommandés en sel, sucre et acides gras saturés. On reporte un LIM moyen proche de 135% pour l'ensemble de la population française. Il convient donc de réduire les consommations excessives, c'est-à-dire de diminuer le LIM avec comme objectif d'atteindre le seuil de 100% qui correspond au maximum des recommandations.

Par simplicité, l'objectif de minimisation de l'indicateur LIM est modifié en un programme de maximisation : $Max - LIM(x)$. Imposer un signe négatif au LIM permet en effet d'obtenir un sens de variation de l'indicateur plus conforme à l'intuition³⁹. Ce problème de maximisation sous contrainte se résout à nouveau en appliquant la méthode du Lagrangien et en vérifiant chacune des conditions de Kuhn-Tucker. Comme expliqué précédemment, nous avons dû poser un certain nombre d'hypothèses sur les variations maximales des prix pour certains groupes de biens afin de réduire le nombre de combinaisons⁴⁰.

Scénarios de politiques et taxation nationale

Le tableau 6.3 reporte les résultats de simulation du LIM. Plus précisément, les trois premières colonnes donnent les taux avec un objectif croissant d'amélioration du LIM. 132,5% correspond au maximum atteignable à coût de la politique fixé à 0. Nous verrons plus loin l'interprétation à donner à ce résultat. Les deux dernières colonnes rapportent les taux bornés entre +/- 20% et +/- 40%. On relève que le sucre accuse le plus fort taux de taxation et correspond au bien à l'indicateur LIM le plus élevé puisque 100g de sucre permettent d'atteindre environ 66% des apports maximum en composés à limiter⁴¹. Le sucre est d'ailleurs un des composés à limiter. Il en va de même pour les produits riches en matière grasse animale qui apparaissent parmi les produits les plus à taxer et disposent également d'un LIM parmi les plus

39. Une solution pour changer le sens de variation d'un indicateur consiste généralement à utiliser une transposée. Dans notre cas, cette approche aurait empêché l'utilisation de la somme arithmétique des indicateurs individuels comme indicateur de respect des recommandations du panier alimentaire.

40. cf. : Annexe 10.6.

41. cf. : Annexe 6.3.

mauvais. De manière générale, on constate que le taux de taxation croît avec le LIM.

TABLE 6.3 – LIM - Taxes et subventions optimales - Niveau national

	3 scénarios			taux bornés	
	-10%	-30%	-132,5%	-15,6%	-32,9%
Poisson	-4,5 %	-9,5 %	57,2 %	-19,94 %	-39,8 %
Viandes	-3,9 %	-7,7 %	53,0 %	-19,89 %	-39,7 %
Volailles	-4,7 %	-10,0 %	55,4 %	-19,92 %	-39,8 %
Charcuterie	-0,9 %	0,3 %	80,3 %	20,03 %	40,0 %
Oeufs	-0,9 %	0,2 %	86,9 %	20,04 %	40,0 %
Légumes frais	-3,0 %	-5,3 %	60,0 %	-18,98 %	-37,2 %
Légumes transformés	-3,1 %	-5,6 %	65,1 %	-19,80 %	-39,4 %
Fruits frais	0,7 %	4,6 %	92,3 %	20,68 %	40,4 %
Fruits transformés	4,4 %	14,7 %	93,4 %	20,32 %	40,1 %
Fruits secs	2,6 %	9,4 %	118,0 %	20,01 %	40,0 %
Graine et condiments	3,3 %	11,9 %	94,2 %	20,05 %	40,0 %
Plats préparés	1,8 %	7,8 %	82,8 %	20,12 %	40,1 %
Snack	-1,2 %	-0,3 %	43,4 %	20,00 %	40,0 %
Yaourt	3,6 %	12,3 %	112,8 %	20,25 %	40,3 %
Fromage	1,4 %	6,6 %	87,7 %	20,07 %	40,1 %
Lait	9,2 %	28,0 %	107,0 %	21,25 %	40,1 %
Féculets	-1,1 %	-0,1 %	70,1 %	20,16 %	40,1 %
Pommes de terre	-4,2 %	-8,2 %	40,8 %	-19,39 %	-38,5 %
Produits gras-salés	0,6 %	4,4 %	78,1 %	20,01 %	40,0 %
Sucre	81,9 %	225,2 %	534,5 %	20,12 %	40,2 %
Produits gras-sucrés	6,1 %	19,5 %	104,7 %	20,14 %	40,1 %
MG animale	16,9 %	48,7 %	179,2 %	20,06 %	40,1 %
MG végétale	8,4 %	25,4 %	133,9 %	20,06 %	40,1 %
Eau	-5,0 %	-11,0 %	62,0 %	-2,68 %	-2,4 %
Boissons non-alcoolisées	13,8 %	40,6 %	131,3 %	20,64 %	40,1 %
Boissons alcoolisées	-4,5 %	-9,5 %	64,5 %	-19,48 %	40,2 %
Café-thé	-5,3 %	-11,7 %	59,9 %	-19,97 %	-39,9 %

Un certain nombre de remarques doivent être faites. Premièrement, il convient de noter que la troisième colonne, qui correspond au programme de minimisation du LIM sans imposer de restriction sur les taux de taxation/subvention, affiche uniquement des taux positifs et, pour beaucoup d'entre eux, des taux au dessus de 100%. En d'autres termes, il conviendrait de taxer tous les biens. Ce résultat est cohérent mathématiquement mais sans signification économique. L'équilibre fiscal est en effet maintenu car les taux de taxation, et donc les prix, sont si élevés que les niveaux de consommation deviennent négatifs. Plutôt que de restreindre les quantités consommées dans un intervalle positif, nous avons obligé les prix à varier dans un bandeau de +/- 20% ou +/- 40%. Cet aspect a cependant compliqué la procédure

de sélection des hypothèses à imposer quant aux sens de variations maximales de certains biens. Comme expliqué précédemment, dans la mesure où il est impossible de vérifier toutes les combinaisons et points de saturation, la méthode retenue a consisté à déterminer les taux optimaux pour un certain nombre de biens. Dans le cas du LIM, cette logique ne permet cependant pas de laisser de marges de fluctuation pour les autres biens dont le taux de taxation reste indéterminé. Comme montré dans l'annexe 10.6, nous identifions 7 biens aux deux extrémités que nous fixons au seuil de saturation et autorisons les 13 autres biens restants à fluctuer librement⁴². Dans le cas de figure du LIM, compte tenu du fait que les quantités peuvent être négatives mathématiquement, aucune des combinaisons finalement obtenues n'a de signification économique. Pour remédier à cette difficulté, nous avons dû imposer des contraintes également sur les 13 biens restants que nous avons fixées progressivement à leur point de saturation. Cette procédure conditionne fortement les résultats. Un troisième point mérite d'être relevé, celui de l'eau. L'eau n'est que faiblement à subventionner alors qu'elle affiche le meilleur LIM. Ce résultat s'explique par le fait que son LIM étant proche de 0, l'eau n'intervient quasiment plus que dans la contrainte budgétaire et devient la variable d'ajustement du système d'équations qui permet de maintenir le coût de la politique à 0. Les résultats de simulation pour le LIM sont donc à prendre avec beaucoup de précaution.

Ces résultats font cependant apparaître deux groupes de biens : le poisson, la viande, les volailles, les légumes (frais et transformés), les pommes de terre, l'eau, les boissons alcoolisées et le thé/café devraient être subventionnés, alors que le sucre, les boissons sucrées, les fruits (frais et transformés), les matières grasses animales, les plats préparés et les produits laitiers (lait, yaourts et fromage) devraient être taxés. Ces résultats sont à nouveau cohérents avec l'indicateur qui n'introduit pas, par exemple, l'alcool comme constituant à limiter. Plus fondamentalement, les taux de taxation, pour chacun des groupes, sont inversement liés à leurs rapports LIM/prix⁴³. Ainsi les fruits (frais et transformés), qui affichent pourtant une relativement faible teneur en composés à limiter⁴⁴, doivent être taxés selon nos estimations

42. Le signe du niveau de saturation est contraint s'il devait être atteint.

43. cf. : Annexe 6.4.

44. Plus forte cependant que les légumes (frais et transformés) (cf. : Annexe 6.3).

car nous observons pour ces derniers un moins bon rapport qualité/prix⁴⁵. Certains groupes alimentaires, en particulier les snacks, appartiennent à un troisième groupe de produits pour lesquels il est difficile de déterminer s'ils doivent faire l'objet de taxation ou de subvention.

Taxation ciblée et incidence de la politique

TABLE 6.4 – LIM - Taxes et subventions optimales par classe de revenu

	Aisé	Moyenne supérieure	Moyenne inférieure	Modeste
Poisson	-35,1%	-38,6%	-42,8%	-46,2%
Viandes	-33,7%	-37,8%	-42,1%	-46,8%
Volailles	-35,2%	-38,2%	-41,8%	-45,4%
Charcuterie	33,8%	38,0%	42,8%	47,5%
Oeufs	34,0%	38,0%	43,0%	48,0%
Légumes frais	-36,2%	-36,8%	-36,6%	-39,4%
Légumes transformés	-32,2%	-37,6%	-42,3%	-46,3%
Fruits frais	36,3%	39,7%	42,9%	44,3%
Fruits transformés	33,3%	38,0%	44,0%	49,3%
Fruits secs	36,1%	39,7%	41,8%	44,5%
Graine et condiments	32,4%	38,0%	43,7%	47,2%
Plats préparés	32,4%	38,0%	44,4%	48,8%
Snack	36,9%	38,5%	41,7%	44,2%
Yaourt	36,5%	39,0%	42,5%	45,1%
Fromage	36,3%	39,3%	41,8%	43,4%
Lait	37,3%	38,6%	41,0%	43,3%
Féculents	33,7%	38,1%	42,9%	46,0%
Pommes de terre	-35,2%	-37,2%	-39,2%	-41,6%
Produits gras-salés	35,5%	38,4%	42,2%	46,4%
Sucre	38,0%	39,5%	41,1%	41,7%
Produits gras-sucrés	35,5%	38,5%	42,1%	45,4%
MG animale	36,2%	39,2%	41,5%	43,5%
MG végétale	32,6%	37,3%	43,1%	49,0%
Eau	-31,7%	-3,8%	15,3%	7,9%
Boissons non-alcoolisées	35,8%	38,1%	41,4%	45,6%
Boissons alcoolisées	30,7%	37,0%	46,5%	54,0%
Café-thé	-33,2%	-38,2%	-42,8%	-48,4%
Niveau initial	136,9%	137,7%	129,8%	115,2%
Amélioration	-28,4%	-31,3%	-34,9%	-38,3%

Le tableau 6.4 rapporte les taux optimaux par classe de revenu. Il convient tout d'abord de noter que les ménages les plus aisés sont aussi ceux qui affichent les scores de LIM les plus élevés. Ces ménages, disposant de plus de moyens financiers,

⁴⁵. cf. : Annexe 6.4.

consomment plus de tout et notamment plus d'aliments riches en sucre, sel et acides gras saturés. Ce constat est contradictoire avec certaines études qui relèvent des consommations excessives en graisses et sucres pour les groupes sociaux les plus défavorisés. Nos résultats sont probablement dus à notre agrégation en uniquement quatre classes de revenu, ne permettant pas d'isoler les ménages particulièrement défavorisés dont la situation nutritionnelle peut être particulière.

De manière générale, à l'exception de l'eau qui sert de variable d'ajustement, les taux apparaissent plus élevés pour les ménages les plus modestes. L'amélioration maximale est également plus forte pour ces derniers. Ce résultat semble indiquer une consommation plus flexible en corps gras, salés ou sucrés chez les plus défavorisés. En revanche, les ménages appartenant aux classes les plus hautes affichent un comportement plus rigide aux variations de prix pour ces aliments.

4.3 Simulations pour l'indicateur SAIN

L'indicateur SAIN, développé par Darmon et Darmon (2008), consiste en un rapport des apports nutritionnels à l'apport calorique. Il s'agit donc d'une densité nutritionnelle qui empêche de comprendre le SAIN d'un panier comme la somme arithmétique des SAIN de chaque groupe de biens constituant le panier.

$$SAIN_p = \frac{MAR_p}{ENER_p} = \frac{\sum_{i=1}^n MAR_{i,q_i}(p, I)}{\sum_{i=1}^n ENER_{i,q_i}(p, I)} \quad (6.45)$$

Il est donc difficile d'optimiser cette relation non-linéaire. Cependant, il est possible de maximiser le SAIN en maximisant le MAR sous contrainte d'apports énergétiques fixés à un certain seuil. Plus précisément, nous proposons un programme de maximisation du MAR à apports caloriques constants. Nous constatons en effet, qu'en moyenne, les apports énergétiques quotidiens sur notre échantillon (1690 kcal) sont légèrement en dessous de ceux constatés dans la population (1870 kcal)⁴⁶ et des recommandations (entre 2000 et 2200 kcal)⁴⁷. Cette solution revient donc à ajouter une 56ème contrainte :

46. cf. : Annexe 10.6. Nous rappelons que nos données ne tiennent pas compte de l'alimentation hors domicile.

47. cf. : Annexe 10.6. Nous tenons compte de la présence d'enfants et des différences entre hommes et femmes pour calculer cette moyenne.

$$Max\ MAR_p = \sum_{i=1}^n MAR_i \cdot q_i(p, I) \quad (6.46)$$

$$s.c.\ ENER_p^0 = \sum_{i=1}^n ENER_i \cdot q_i(p, I) \quad (6.47)$$

$$s.c.\ R = \sum_{i=1}^n t_i \cdot q_i(p, I) \quad (6.48)$$

$$s.c.\ \forall i, t_i \leq 40\% \quad (6.49)$$

$$s.c.\ \forall i, t_i \geq -40\% \quad (6.50)$$

Nous avons procédé de manière équivalente à l'approche adoptée pour le MAR et le LIM. Les résultats sont présentés dans le tableau 6.5. Comme nous pouvons le constater, l'ordre des biens et l'ampleur des taux de taxation/subvention diffèrent des résultats précédents. Nous précisons que la stratégie adoptée de maximisation du SAIN, à savoir maximisation du MAR sous contrainte d'ENERGIE, permet de conserver l'eau pour laquelle nous ne pouvons cependant pas calculer de SAIN, l'énergie apportée par l'eau étant nulle.

Scénarios de politiques et taxation nationale

De manière générale, les résultats du SAIN sont très proches de ceux du MAR. Les groupes de biens à taxer ou subventionner sont à peu près identiques. Deux différences principales apparaissent cependant. D'une part, les cas de l'eau et des plats préparés sont révélateurs de l'apport du SAIN par rapport au MAR. L'eau qui devait être taxée selon le MAR, est désormais à subventionner. Ce résultat met en valeur l'apport non-calorique de l'eau. Au contraire, les plats préparés et fromages, auparavant faiblement subventionnés, devraient désormais être taxés dans tous les cas de simulation. Ces aliments sont en effet d'un moins bon rapport nutriments/calories.

D'autre part, l'ampleur des taux de taxation est également différente. Les groupes alimentaires particulièrement caloriques, comme les produits gras-sucrés ou les snacks et matières grasses animales, affichent des taux de taxe plus élevés. Alors qu'il ne fallait taxer les produits gras-sucrés que de 4,2% pour améliorer le MAR, il convient de relever ce taux à 20% si on tient compte de sa densité énergétique. Inversement, les

taux de subvention augmentent pour le groupe des fruits et légumes. Il conviendrait également de taxer moins lourdement les viandes et volailles si on tenait compte de leurs apports en énergie. Au contraire, il faudrait moins subventionner les produits gras-salés, relativement riches en énergie. Au final, l'amélioration maximale du SAIN, à apports énergétiques constants et variations de prix contraintes dans un bandeau de 20%, serait de 6,6%, soit 0,6 points en dessous de celle du MAR.

TABLE 6.5 – SAIN - Taxes et subventions optimales - Niveau national

	3 scénarios			taux bornés	
	5%	10%	13,0%	6,6%	10,3%
Poisson	70,6%	56,8%	34,2%	20,0%	30,9%
Viandes	47,3%	37,2%	21,2%	6,0%	16,0%
Volailles	61,4%	49,0%	29,0%	10,4%	22,1%
Charcuterie	57,3%	45,5%	26,8%	6,0%	16,3%
Oeufs	-6,5%	-17,6%	-24,6%	-20,0%	-40,0%
Légumes frais	-4,2%	-19,6%	-30,6%	-20,0%	-40,0%
Légumes transformés	23,9%	8,5%	-7,2%	-20,0%	-23,6%
Fruits frais	27,4%	12,4%	-3,6%	-20,0%	-19,6%
Fruits transformés	-45,0%	-55,6%	-56,2%	-20,0%	-40,0%
Fruits secs	32,0%	17,4%	1,2%	-20,0%	-23,6%
Graine et condiments	-50,4%	-57,6%	-54,5%	-20,0%	-40,0%
Plats préparés	32,5%	26,4%	16,1%	2,6%	7,5%
Snack	31,8%	32,3%	26,5%	20,0%	22,0%
Yaourt	32,0%	19,0%	4,0%	-20,0%	-14,1%
Fromage	38,0%	29,3%	16,2%	3,5%	7,1%
Lait	-96,7%	-97,6%	-82,2%	-20,0%	-40,0%
Féculents	-40,4%	-32,2%	-19,1%	-20,0%	-36,3%
Pommes de terre	-104,7%	-104,0%	-85,8%	-20,0%	-40,0%
Produits gras-salés	19,1%	16,7%	11,5%	-13,7%	-3,0%
Sucre	79,0%	119,5%	137,4%	20,0%	40,0%
Produits gras-sucrés	37,0%	35,7%	28,2%	20,0%	23,3%
MG animale	47,9%	51,6%	46,6%	20,0%	40,0%
MG végétale	-219,0%	-187,1%	-125,1%	-20,0%	-40,0%
Eau	66,3%	48,0%	22,9%	-16,3%	14,8%
Boissons non-alcoolisées	53,6%	57,5%	50,8%	20,0%	40,0%
Boissons alcoolisées	85,2%	72,2%	47,9%	20,0%	40,0%
Café-thé	90,4%	73,7%	45,8%	20,0%	40,0%

Taxation ciblée et incidence de la politique

Le tableau 6.6 reporte les simulations par classe de revenu. A nouveau, on retrouve le gradient social de l'adéquation aux apports nutritionnels, le SAIN augmentant avec le revenu. La plupart des résultats mis à jour pour le MAR reste valable

pour le SAIN. Néanmoins, deux exceptions méritent d'être relevées. D'une part, si les

TABLE 6.6 – SAIN - Taxes et subventions optimales par classe de revenu

	Aisé	Moyenne supérieure	Moyenne inférieure	Modeste
Poisson	30,5%	30,5%	31,1%	31,8%
Viandes	17,2%	16,4%	15,8%	16,7%
Volailles	20,4%	22,0%	23,0%	24,7%
Charcuterie	14,3%	16,5%	17,4%	18,4%
Oeufs	-34,0%	-38,0%	-43,0%	-48,0%
Légumes frais	-36,3%	-39,4%	-42,2%	-43,4%
Légumes transformés	-22,1%	-22,8%	-23,1%	-17,7%
Fruits frais	-23,7%	-20,7%	-18,5%	-11,8%
Fruits transformés	-33,2%	-37,8%	-44,1%	-49,7%
Fruits secs	-29,3%	-26,6%	-20,6%	-12,0%
Graine et condiments	-32,4%	-37,9%	-43,6%	-47,1%
Plats préparés	11,0%	8,2%	5,6%	5,6%
Snack	21,4%	21,9%	21,7%	22,7%
Yaourt	-19,4%	-14,6%	-11,8%	-6,0%
Fromage	4,0%	5,9%	8,4%	11,6%
Lait	-37,3%	-38,4%	-41,0%	-43,7%
Féculents	-36,4%	-36,5%	-36,1%	-34,5%
Pommes de terre	-35,2%	-38,5%	-42,7%	-44,1%
Produits gras-salés	-6,0%	-2,2%	-2,4%	0,6%
Sucre	38,0%	39,4%	40,7%	41,4%
Produits gras-sucrés	21,2%	22,9%	23,7%	22,0%
MG animale	36,2%	39,1%	41,4%	43,4%
MG végétale	-32,6%	-37,2%	-42,9%	-48,9%
Eau	15,1%	14,9%	15,4%	18,0%
Boissons non-alcoolisées	35,8%	38,0%	41,3%	45,9%
Boissons alcoolisées	30,7%	36,8%	46,2%	54,0%
Café-thé	33,2%	38,3%	43,0%	48,6%
Niveau initial	4,9%	4,8%	4,6%	4,4%
Amélioration	9,6%	10,0%	10,6%	10,8%

taux de subvention pour le groupe des fruits et légumes augmentent pour toutes les classes de revenu par rapport au MAR, cette hausse est plus forte pour les ménages les plus modestes. Aussi, la conclusion précédente qui avançait qu'une politique de subvention des fruits et légumes profitait plus aux ménages aisés, est moins évidente. Les légumes frais, en particulier, devraient désormais faire l'objet de taux de subvention plus élevés pour les ménages les plus modestes. D'autre part, les boissons non-alcoolisées doivent faire l'objet d'une taxe plus lourde pour les ménages les plus modestes. Alors que cette différence n'était pas significative pour le MAR, elle le devient lorsqu'on prend en compte les apports énergétiques. En d'autres termes, les

boissons sucrées participent plus fortement au déséquilibre nutriments/calories dans le bas de l'échelle des revenus.

En conclusion, compte tenu de la pluralité des recommandations, il est délicat d'identifier de manière univoque les groupes de biens susceptibles de faire l'objet d'une taxe ou d'une subvention. La charcuterie, les snacks, la matière grasse animale, le sucre et les produits gras-sucrés apparaissent à taxer à travers toutes les simulations. Au contraire, les légumes, frais et transformés, sont les seuls aliments qui devraient être subventionnés dans tous les cas de figure. La section suivante offre une approche plus synthétique pour juger de l'impact des variations de prix sur la qualité nutritionnelle du panier alimentaire.

5 Impacts des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles

Cette section s'attachera à présenter les effets des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles en passant par le relais des élasticités-prix directes et croisées estimées au chapitre 5. En effet, il nous est possible d'estimer des *élasticités-prix de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles* à partir des formes algébriques de chacun des trois indicateurs sélectionnés.

5.1 La mesure théorique de l'impact des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles

Chaque indicateur d'adéquation aux recommandations nutritionnelles disposant d'une forme algébrique, nous pouvons mettre à jour des élasticités-prix pour chacun d'entre eux.

Elasticités-prix du MAR et du LIM

Les impacts des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles peuvent être estimés à partir des dérivées des fonctions de qualité nutritionnelle par rapport aux prix. En ce qui concerne le MAR, compris comme la

somme arithmétique pondérée par les quantités des MAR de chacun des groupes alimentaires composant le panier, nous obtenons :

$$e_k^{MAR} = \frac{\partial MAR_p}{\partial p_k} \frac{p_k^{(0)}}{MAR_p^{(0)}} = \sum_{i=1}^n MAR_i \frac{\partial q_i}{\partial p_k} \frac{p_k^{(0)}}{MAR_p^{(0)}} \quad (6.51)$$

Quelques simplifications nous permettent de réduire l'expression (6.51) à la forme suivante :

$$e_k^{MAR} = \sum_{i=1}^n \frac{MAR_i \cdot q_i^{(0)}}{MAR_p^{(0)}} e_{ik} \quad (6.52)$$

L'élasticité du MAR par rapport au prix du bien k - i.e. l'impact des variations de prix du bien k sur le MAR - apparaît comme la somme des élasticités-prix de chaque groupe de biens, par rapport au prix de k , pondérée par la contribution relative de ces derniers au MAR global. Autrement dit, l'élasticité-prix du MAR est une fonction des élasticités-prix de la demande et de la participation des groupes alimentaires aux apports nutritionnels. Les résultats obtenus pour le MAR sont strictement applicables au LIM. En revanche, il en va quelque peu différemment pour le SAIN.

$$e_k^{LIM} = \sum_{i=1}^n \frac{LIM_i \cdot q_i^{(0)}}{LIM_p^{(0)}} e_{ik} \quad (6.53)$$

Elasticité-prix du SAIN

A partir de la dérivée de la fonction SAIN par rapport aux prix, nous obtenons :

$$e_k^{SAIN} = \frac{\partial SAIN_p}{\partial p_k} \cdot \frac{p_k^{(0)}}{SAIN_p^{(0)}} \quad (6.54)$$

$$= \frac{\left[\frac{\partial MAR_p}{\partial p_k} \cdot ENER_p \right] - \left[\frac{\partial ENER_p}{\partial p_k} \cdot MAR_p \right]}{(ENER_p)^2} \cdot \frac{ENER_p^{(0)}}{MAR_p^{(0)}} \cdot p_k^{(0)} \quad (6.55)$$

Après simplifications⁴⁸, nous obtenons :

48. L'ENERGIE se construisant sur le même modèle que le MAR et le LIM, les élasticités prix s'expriment de la même manière.

$$e_k^{SAIN} = \left[\frac{\partial MAR_p}{\partial p_k} \cdot \frac{p_k^{(0)}}{MAR_p^{(0)}} \right] - \left[\frac{\partial ENER_p}{\partial p_k} \cdot \frac{p_k^{(0)}}{ENER_p^{(0)}} \right] \quad (6.56)$$

Ainsi, l'élasticité-prix du SAIN par rapport au prix du bien k s'écrit :

$$e_k^{SAIN} = e_k^{MAR} - e_k^{ENER} \quad (6.57)$$

L'élasticité-prix du SAIN est donc la simple soustraction de l'élasticité-prix du MAR par l'élasticité-prix de l'ENERGIE. Plus les prix influencent positivement le MAR, plus ils jouent également positivement sur le SAIN. En revanche, les prix ayant un impact positif sur l'ENERGIE diminue le SAIN. A noter que, à prix de référence p^0 et revenu constant, nous avons $ENER_p = ENER_p^{(0)}$ et $MAR_p = MAR_p^{(0)}$.

5.2 Les élasticités-prix de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles

Le tableau 6.7 donne les élasticités-prix des trois indicateurs pour les 27 groupes alimentaires.

Interprétation des résultats

Il convient de relever la faiblesse des élasticités-prix de la qualité nutritionnelle. Le taux le plus élevé est celui correspondant à l'impact du prix des produits gras-sucrés sur le LIM ; une hausse de 1% du prix des produits gras-sucrés entrainerait une amélioration, en l'occurrence une baisse, de 0,18% de l'indicateur LIM. En ce qui concerne le MAR, l'impact le plus fort est observé pour les légumes frais. Une baisse de 1% du prix des légumes frais résulterait en une amélioration de 0,085% du MAR. Une action conjointe sur les prix de tous les produits se solderait par un impact plus conséquent sur les indicateurs, de l'ordre des scénarios envisagés dans la section précédente.

De manière générale, pour le MAR, toute augmentation de prix se traduirait par une détérioration de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles. Ce résultat était attendu au vu des élasticités-prix de la demande, toutes négatives ; une baisse de la consommation, consécutive à une augmentation des prix, se solde nécessairement

par une baisse des apports en nutriments. En effet, les faibles effets de substitution ne suffisent pas à compenser la perte de pouvoir d'achat.

TABLE 6.7 – Elasticités-prix des indicateurs de qualité nutritionnelle

	MAR	LIM	SAIN	ENER	(ML)
Poisson	-0,026*	-0,016*	-0,008*	-0,018*	-0,010*
Viandes	-0,067*	-0,022*	-0,014*	-0,053*	-0,045*
Volailles	-0,024*	-0,009*	-0,004**	-0,020*	-0,015*
Charcuterie	-0,054*	-0,047*	-0,003	-0,051*	-0,008***
Oeufs	-0,015*	-0,010*	-0,004*	-0,011*	-0,005*
Légumes frais	-0,085*	-0,024*	-0,065*	-0,020*	-0,061*
Légumes transformés	-0,025*	-0,009*	-0,018*	-0,007*	-0,016*
Fruits frais	-0,076*	-0,064*	-0,038*	-0,038*	-0,012*
Fruits transformés	-0,034*	-0,024*	-0,020*	-0,014*	-0,010*
Fruits secs	-0,006*	-0,005*	-0,002***	-0,004*	-0,001
Graine et condiments	-0,037*	-0,020*	-0,016*	-0,021*	-0,017*
Plats préparés	-0,063*	-0,076*	0,004	-0,067*	0,013*
Snack	-0,004**	-0,004	0,002	-0,005***	0,000
Yaourt	-0,029*	-0,030*	-0,010*	-0,019*	0,001
Fromage	-0,071*	-0,091*	0,003	-0,074*	0,020*
Lait	-0,072*	-0,061*	-0,028*	-0,043*	-0,010*
Féculents	-0,079*	-0,027*	0,031*	-0,110*	-0,052*
Pommes de terre	-0,025*	-0,009*	-0,005*	-0,019*	-0,016*
Produits gras-salés	-0,013*	-0,010*	0,001	-0,014*	-0,002
Sucre	-0,002***	-0,071	0,032*	-0,034	0,069*
Produits gras-sucrés	-0,080*	-0,183*	0,065*	-0,145*	0,103*
MG animale	-0,016*	-0,083*	0,040*	-0,056*	0,067*
MG végétale	-0,067*	-0,032*	0,022*	-0,089*	-0,035*
Eau	-0,009*	-0,001*	-0,011*	0,001*	-0,009*
Boissons non-alcoolisées	-0,006*	-0,052**	0,019*	-0,025*	0,046*
Boissons alcoolisées	-0,032*	-0,030*	0,024*	-0,055*	-0,002
Café-thé	-0,001*	0,002*	-0,003*	0,002*	-0,003*

*** Paramètre significatif au seuil de 10%

** Paramètre significatif au seuil de 5%

* Paramètre significatif au seuil de 1%

Cependant, les variations de prix n'ont pas le même impact sur l'adéquation aux recommandations pour tous les groupes alimentaires. Les prix de la viande (rouge et veau), des légumes et fruits frais, des plats préparés, des produits laitiers (fromage et lait), des féculents et céréales, et de la matière grasse végétale ont le plus d'effet sur le MAR. Une baisse du prix de ces produits (1%) se traduirait par une amélioration du MAR d'environ 0,07-0,08% . En revanche, augmenter le prix des boissons non-alcoolisées n'a presque aucun effet sur les apports nutritionnels.

Au contraire, le prix des boissons sucrées a un impact négatif, c'est-à-dire bénéfique pour la santé, sur le LIM. En effet, si les prix ont également peu d'influence sur l'indicateur LIM, nous ne retrouvons pas les mêmes groupes alimentaires. Les

prix des fromages, matières grasses animales, plats préparés, produits gras-sucrés, sucre et fruits frais sont les plus susceptibles de jouer sur les excès en composés à limiter (sel, sucre et acides gras saturés). Une augmentation du prix de ces aliments conduirait à une baisse plus forte de l'indicateur LIM, c'est-à-dire à une amélioration, qu'une action équivalente menée sur les prix des autres produits.

En ce qui concerne la densité nutritionnelle, les prix de quatre groupes alimentaires semblent avoir un impact positif significatif sur l'indicateur SAIN : le sucre et les produits gras-sucrés ainsi que les matières grasses d'origine animale et végétale (les prix des plats préparés ont également un impact positif sur le SAIN au seuil de significativité de 11%). Il conviendrait donc de taxer ces quatre groupes alimentaires dans la mesure où la perte d'apports nutritionnels est compensée par la baisse en énergie. En effet, pour les mêmes raisons que le MAR, la hausse des prix alimentaires entraîne globalement une baisse des apports caloriques (colonne ENER). Cependant, cette baisse ne suffit généralement pas à compenser la perte en apports nutritionnels. Il convient de relever le cas particulier de l'eau pour laquelle une augmentation du prix se traduit par une augmentation de l'ENERGIE et donc une détérioration du SAIN. Suite à une hausse du prix, la substitution de l'eau, entièrement dépourvue de calorie, par toutes autres boissons se traduit nécessairement par un accroissement des apports caloriques.

Comparaison synthétique : Le ratio MAR/LIM

Il apparaît délicat d'identifier de manière univoque les groupes alimentaires à taxer ou subventionner dans la mesure où les résultats par indicateur, en particulier pour le MAR et le LIM, ne concordent pas. Ce résultat est prévisible puisque chacun des deux indicateurs évalue le panier alimentaire à l'aune de recommandations différentes. En l'absence d'un indicateur synthétique permettant d'arbitrer, ou de rapprocher, recommandations en termes d'apports nutritionnels (et caloriques) et recommandations en termes de composés à limiter, le discours sur l'impact des variations de prix est nécessairement double selon l'objectif qu'on privilégie. On constate que, par exemple, une subvention sur le prix des fruits frais entraînerait une amélioration, parmi les plus conséquentes, du MAR mais une détérioration du

LIM⁴⁹. La question est donc de savoir à quel moment on considère que les bienfaits d'une politique excèdent ses méfaits. Si nous réduisons cette question à une approche quantitative et posons l'hypothèse que les recommandations en termes d'apports nutritionnels importent autant que celles en termes de modération, alors le rapport du MAR et du LIM peut permettre de juger de l'effet qui prédomine.

Sans développer un quatrième indicateur⁵⁰, nous proposons de comparer le MAR au LIM à l'aide d'un ratio des deux indicateurs. Les sens de variation de ce ratio sont cohérents avec ceux de ses indicateurs respectifs : une hausse du MAR et une baisse du LIM, nécessaires en l'état actuel, entraînent une amélioration du ratio, et vice versa. Il en résulte également que la différence des élasticités-prix, $e_k^{MAR} - e_k^{LIM}$, donne l'impact des variations de prix sur cette mesure globale d'adéquation aux recommandations. La dernière colonne du tableau présente les résultats de cette dernière simulation.

On est désormais en mesure d'identifier très clairement les groupes de biens à taxer et subventionner. Il convient de subventionner les produits pour lesquels les bienfaits de la baisse des prix excèdent ses inconvénients, c'est-à-dire les poissons, viandes, volailles, charcuterie (au seuil de significativité statistique de 10%), oeufs, légumes et fruits frais et transformés, graines/condiments, lait, féculents/céréales, pommes de terre, matière grasse végétale et eau. En revanche, les groupes alimentaires pour lesquels (ML) augmente avec les prix correspondent aux produits à taxer, à savoir les plats préparés, le fromage, le sucre et les produits gras-sucrés, la matière grasse animale et les boissons sucrées. L'élasticité-prix des snacks est non significative statistiquement, interdisant de conclure à ce sujet.

Ces résultats apparaissent conformes aux avis émis par les différents acteurs au sujet d'une éventuelle politique de taxation/subvention de produits alimentaires. Il convient uniquement de noter que les groupes alimentaires à taxer ont un impact plus fort sur les indicateurs que les groupes à subventionner. Ainsi, taxer les produits gras-salés de 1% permettra d'améliorer (ML) de 0.1% alors que subventionner les fruits et légumes dans la même mesure permettrait une amélioration de 0.06% au mieux. Il convient cependant de nuancer cette remarque au regard des coûts unitaires

49. En l'état actuel (LIM à environ 1,35), le LIM augmenterait au delà de 1 et dépasserait plus encore le seuil critique.

50. Ce ratio est en effet artificiel et n'autorise pas de véritable lecture en termes nutritionnels.

pour 100g de chacun de ces produits. L'approche de simulation adoptée en première partie permettait de remédier à cette difficulté.

6 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons présenté l'approche classique en matière de taxation optimale et montré les principaux résultats de la théorie économique. Nous avons ensuite développé, par analogie, un modèle de taxation optimale appliqué aux problématiques alimentaires. Le problème de taxation optimale dans le cadre d'une politique nutritionnelle peut être posé comme celui du planificateur social confronté à une contrainte supplémentaire : celle de satisfaire un niveau donné d'adéquation aux recommandations nutritionnelles. Trois indicateurs d'adéquation aux recommandations ont été retenus, chacun prenant en considération des éléments différents de ce qu'on peut entendre par une ration de bonne qualité alimentaire. L'allocation ainsi déterminée peut être considérée comme compatible avec le programme d'optimisation des ménages : compte tenu du comportement de réaction des ménages aux variations de prix, et de la qualité intrinsèque des produits alimentaires, le modèle détermine la structure de prix qui permet une composition optimale, au regard des recommandations nutritionnelles, du panier des ménages.

L'application a montré que la faiblesse des élasticités-prix et des effets de substitution/complémentarité exigerait une intervention conséquente des pouvoirs publics pour obtenir un résultat sensible sur les indicateurs. L'analyse directe de l'impact des variations de prix sur les indicateurs de qualité nutritionnelle confirme le risque d'inefficacité d'une politique de taxation/subvention. Les biens à taxer ou subventionner correspondent cependant aux groupes généralement identifiés. Nous notons également qu'une analyse par classe de revenu a suggéré qu'une politique qui viserait à subventionner les fruits et légumes et taxer les snacks et autres produits gras salés ou sucrés serait plus appropriée pour les ménages les plus aisés. Au contraire, les plus modestes profiterait d'une politique subventionnant plus lourdement les céréales/féculeux, lait et fruits transformés.

Il convient cependant de préciser que le modèle de taxation optimale retenu pose l'hypothèse d'un consommateur représentatif. Il n'autorise donc pas de considérer

de critère d'équité. Diamond et Mirrlees (1971) ont prolongé le modèle de Ramsey dans un cadre multi-agents qui permet d'envisager l'arbitrage entre les deux critères d'efficacité et d'équité. Par ailleurs, le modèle ne garantit pas une amélioration de l'utilité des ménages suite à une éventuelle implémentation de la politique. Dans un second mouvement, nous chercherons donc à étudier l'impact sur le bien-être des ménages des scénarios de taxation/subvention envisagés dans ce chapitre.

Chapitre 7

Incidence fiscale et bien-être des ménages

1 Introduction

L'objectif de ce chapitre est d'évaluer l'impact sur le bien-être des ménages des scénarios de politique publique envisagés au chapitre précédent. Par ailleurs, nous analyserons leurs effets sur deux mesures d'inégalité adaptées au cadre des recommandations nutritionnelles.

Après avoir estimé le système de demande et procédé à la simulation de différents scénarios de taxation nutritionnelle, il convient en effet de juger de l'effet de ces politiques sur le bien-être des ménages et de ses potentiels effets redistributifs. Plusieurs approches empiriques d'analyse en bien-être ont été proposées (Slesnick, 1998). Dans ce chapitre, nous avons retenu la méthodologie proposée par King (1983) aujourd'hui couramment utilisée (Urzúa, 2001). Dans une deuxième partie, nous utiliserons le coefficient de variation ainsi que l'indice de concentration pour mesurer le degré d'inégalité nutritionnelle liée au statut social et l'impact des réformes en la matière.

Nous présentons dans la section 2 quelques éléments essentiels de la théorie de l'analyse en bien-être tels que les concepts de variations équivalente et compensatoire. Dans la section suivante, nous examinons les conséquences des scénarios de politique de taxation envisagée au chapitre précédent sur le bien-être des ménages

au moyen de la notion de gain ou perte équivalente. Nous consacrons la quatrième section à une étude de l'impact de l'introduction des taxes et subventions sur les inégalités nutritionnelles. Enfin, nous concluons.

2 Bien-être des ménages et gain équivalent

Dans cette section, nous synthétisons les apports de la microéconomie en matière d'évaluation du bien-être social. Dans un premier mouvement, nous raisonnons au niveau du consommateur représentatif et faisons abstraction des questions de redistribution. Nous reprendrons ces considérations d'incidence fiscale dans la section suivante.

2.1 Bien-être et variation équivalente

Nous rappelons que notre modélisation s'inscrit dans le cadre théorique standard d'un consommateur maximisateur de son utilité sous contrainte budgétaire. La fonction d'utilité indirecte, $V(p, I)$, correspond à l'utilité maximale que le consommateur peut atteindre compte tenu des prix p et de son revenu I . Une mesure de l'impact d'une variation de prix (ou de revenu) sur le bien-être du consommateur peut être donnée par :

$$V(p^1, I^1) - V(p^0, I^0)$$

avec (p^0, I^0) les prix et revenu en vigueur dans la situation initiale S^0 et (p^1, I^1) ceux de la période post réforme S^1 .

Si le différentiel est positif, on pourra conclure que le changement envisagé conduit à une amélioration du bien-être du ménage. Cependant, la théorie du consommateur n'autorise l'utilisation des fonctions d'utilité qu'à des fins d'ordonnement des préférences. En d'autres termes, les fonctions d'utilité permettent uniquement le classement des paniers de biens, mais les valeurs ne peuvent pas être utilisées en elles-même comme quantifiant un niveau d'utilité ou de satisfaction. Aussi, la différence $V(p^1, I^1) - V(p^0, I^0)$ ne donne que le différentiel de classement et non l'ampleur de la variation d'utilité. Ordinales et non cardinales, ces fonctions ne donnent pas un indicateur mesurable de bien-être permettant de comparer avantages et inconvénients

de plusieurs alternatives.

On utilise donc des mesures alternatives pour estimer l'impact sur le bien-être, notamment deux mesures monétaires données par les variations compensatoire et équivalente.

Variation compensatoire et variation équivalente

Prenons $c(p, V)$ comme fonction de coût. Cette fonction donne le niveau de revenu¹ minimal nécessaire pour atteindre le niveau V d'utilité compte tenu des prix en vigueur p .

La différence entre deux fonctions de coût imposant deux niveaux d'utilité ou de prix distincts, offre une mesure monétaire de la différence d'utilité atteinte. Plus précisément, à partir de la fonction de coût, il est possible de calculer l'équivalent monétaire $c(p, V(p^1, I^1)) - c(p, V(p^0, I^0))$ à un ajustement des prix. Il convient alors de préciser le niveau de prix p choisi comme base de référence.

Ainsi, la variation compensatoire donne la somme monétaire qu'il conviendrait de donner (ou retrancher) au consommateur pour compenser une éventuelle politique de taxation (ou subvention) de produits :

$$VC = c(p^1, V(p^1, I^1)) - c(p^1, V(p^0, I^0)) \quad (7.1)$$

$V(p^0, I^0)$ représente le niveau d'utilité atteint avant la mise en place de la politique et $V(p^1, I^1)$ après. Aussi $c(p^1, V(p^0, I^0))$ donne t-il le revenu dont il faudrait disposer pour atteindre le niveau d'utilité de la période précédente une fois la politique mise en place, c'est-à-dire une fois les prix fixés à p^1 . Dans le cadre d'une politique de taxation, il conviendrait de dédommager le consommateur de la différence (7.1).

Alternativement, on peut calculer la perte (ou le gain) de bien-être occasionnée par une politique de taxation (ou de subvention) par ce que le consommateur serait disposé à payer pour que la taxe (ou la subvention) ne soit pas introduite. Il s'agit de la variation équivalente :

1. Si nous posons l'hypothèse que la totalité du revenu est dépensée, alors nous pouvons utiliser indifféremment les termes « dépense » ou « revenu ».

$$VE = c(p^0, V(p^1, I^1)) - c(p^0, V(p^0, I^0)) \quad (7.2)$$

$c(p^0, V(p^1, I^1))$ détermine le revenu qui procure au consommateur le même niveau de bien-être consécutif à la mise de la politique, mais aux prix fixés à leur niveau d'origine. La différence avec le revenu d'origine, $c(p^0, V(p^0, I^0)) = I^0$, donne alors l'équivalent-revenu que le consommateur serait prêt à sacrifier pour laisser les prix inchangés.

Autrement dit, la variation équivalente donne l'équivalent monétaire avant la mise en place de la politique, alors que la variation compensatoire estime la compensation qu'il conviendrait d'effectuer après la réforme. Ces deux notions peuvent également être exprimées de la manière suivante :

$$V(p^1, I^1) = V(p^0, I^0 + VE)$$

$$V(p^0, I^0) = V(p^1, I^1 - VC)$$

Les concepts de VC et VE peuvent être reliés à la courbe de demande compensée ou hicksienne, qui donne la demande en fonction du prix pour un niveau constant d'utilité (contrairement à la demande marshallienne qui raisonne à niveau de revenu constant).

Généralement, on retient la variation compensatoire lorsqu'on cherche à évaluer la perte en bien-être consécutive à la mise en place d'une réforme. Si, au contraire, on considère *a priori* plusieurs changements de prix comparativement à une situation initiale, on préférera la variation équivalente. En effet, celle-ci a l'avantage de mesurer la variation de revenu aux prix actuels. Dans la suite de ce travail, nous suivrons King (1983) et utiliserons la variation équivalente (VE) comme mesure de la variation de bien-être, c'est-à-dire la somme minimale que le consommateur exigerait pour renoncer au bénéfice du passage de la situation initiale S^0 à la situation post-réforme S^1 . Si ce changement est au contraire défavorable au consommateur, VE est alors négative et correspond à la somme maximale que celui-ci est prêt à payer pour éviter la modification, en l'occurrence, de prix. Nous parlerons alors de perte (ou de gain dans le cas contraire) équivalente.

Fonction de revenu équivalent

L'approche par la fonction de revenu équivalent permet de dériver la perte ou gain équivalent et d'évaluer ainsi les effets sur le bien-être des ménages d'une réforme qui modifie la structure des taxes indirectes.

Soit I le revenu nominal exogène et p le système de prix auquel est confronté le consommateur, c'est-à-dire toutes taxes et subventions incluses. La formulation implicite du concept de revenu équivalent repose sur l'identité suivante :

$$V(p^R, I^E) = V(p, I) \quad (7.3)$$

où p^R est le vecteur de prix de référence, en l'occurrence le vecteur prix initiaux, et I^E le revenu équivalent qui permet d'atteindre le même niveau d'utilité que celui obtenu sous le vecteur de prix finaux.

L'inversion de (7.3) permet d'obtenir la fonction de revenu équivalent, explicitement définie par :

$$I^E = c(p^R, V(p, I)) \quad (7.4)$$

I^E est le niveau de revenu (ou de dépense) qui, aux prix de référence p^R , offre le même niveau d'utilité que celui obtenu avec le niveau de revenu I et le système de prix p . La variable I^E peut être aussi interprétée comme une fonction de coût définie par rapport à p^R .

Etant donné que $c(p^R, V(p, I))$ est une mesure monétaire exacte de la fonction d'utilité, alors les propriétés de la fonction de revenu équivalent peuvent être dérivées de celles de $V(\cdot)$. Ceci implique que la fonction I^E est croissante par rapport à p^R et I , décroissante par rapport à p , concave et homogène de degré 1 par rapport aux prix de référence, et est continue avec des dérivées première et seconde dans tous ses arguments.

Le principal avantage de la fonction de revenu équivalent est de prédire les pertes ou gains de bien-être consécutifs à la politique nutritionnelle. Le gain équivalent, qui pourrait être négatif, est la somme monétaire que le ménage considérerait comme équivalent à l'impact du changement des prix :

$$GE = I^E - I \quad (7.5)$$

2.2 Fonction d'utilité indirecte et revenu équivalent

L'estimation du système de demande effectuée au chapitre 5 reposait sur une forme fonctionnelle de type AI. Cette dernière est issue d'une spécification des préférences du consommateur, en l'occurrence une fonction de coût, couramment dénommée PIGLOG, pour *Price Independant Generalized Logarithmic*.

Modèle de type AI et fonction d'utilité PIGLOG

Deaton et Muellbauer (1980a) retiennent une fonction de coût PIGLOG pour dériver le système de demande AI. La classe des fonctions PIGLOG repose sur une expression de la fonction d'utilité indirecte de la forme suivante :

$$\ln V(p, I) = \frac{\ln I - \ln a(p)}{b'(p)} \quad (7.6)$$

où $a(p)$ et $b'(p)$ sont deux agrégats de prix, fonctions du vecteur de prix p . Plus précisément, avec α_i , β_i et γ_i les paramètres du modèle de demande, on a :

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (7.7)$$

$$b'(p) = \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

Quelques simplifications nous permettent d'obtenir une expression directe de la fonction de revenu équivalent dans le cas d'un modèle AI :

$$\ln I^E = \ln a(p^R) + \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^R}{p_i} \right)^{\beta_i} \times (\ln I - \ln a(p)) \quad (7.8)$$

Gain équivalent et paramètres d'estimation

Le rapport des revenus, sous forme logarithmique, s'écrit :

$$\ln I^E - \ln I = \ln \left(\frac{a(p^R)}{I} \right) + \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^R}{p_i} \right)^{\beta_i} \times \ln \left(\frac{I}{a(p)} \right) \quad (7.9)$$

Quelques simplifications permettent d'obtenir l'expression suivante pour le gain équivalent :

$$GE = a(p^R) \times \left(\frac{I}{a(p)} \right)^c - I \quad (7.10)$$

avec $c = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^R}{p_i} \right)^{\beta_i}$.

Malgré ses limites conceptuelles (Banks *et al.*, 1996), l'impact sur le bien-être des ménages est mesuré au travers du gain équivalent. Un gain (perte) équivalent est la somme monétaire qu'il convient de soustraire (donner) au ménage pour assurer le même niveau d'utilité que celui atteint par le consommateur lorsqu'il fait face à des prix et à un revenu post-réforme.

Une des limites avancées de l'utilisation du « gain équivalent » est explicite à la lecture de l'indicateur ; c étant vraisemblablement différent de 1, la mesure n'est pas indifférente à l'unité de mesure choisie. Ainsi, retenir une évaluation des dépenses alimentaires exprimées, par exemple, annuellement ou au contraire quotidiennement transformera le rapport du gain équivalent au revenu. Dans la mesure où nous avons procédé à l'estimation du système de demande sur des données par période de quatre semaines, nous conserverons ce découpage temporel. Nous verrons dans la suite du travail que c est proche de 1.

A noter que nous ne prenons pas en compte les ajustements d'équilibre partiel ou général qui auront lieu après que les ménages auront ajusté leurs niveaux de consommation aux variations de prix. Nous estimons donc un impact de court terme ou « instantané ».

3 Analyse en bien-être et analyse distributive

Dans cette section, nous cherchons à évaluer l'impact des scénarios de politique nutritionnelle pour chacun des trois indicateurs sur le bien-être des consommateurs. Dans une première partie, nous considérons le consommateur représentatif et mettons à jour la perte en bien-être consécutive à l'introduction de taxes et subventions. Dans une deuxième partie, nous reprenons les classes de revenus utilisées précédemment pour juger si l'incidence de la fiscalité est équitablement partagée. Les scénarios imposant aux variations de prix de fluctuer dans un bandeau de + ou - 20% ont été

retenus pour cette analyse.

3.1 Scénarios de taxation et perte de bien-être

Le tableau 7.1 mesure les variations de bien-être en termes monétaires, par rapport aux prix initiaux, des réformes de la fiscalité indirecte, pour l'ensemble des trois indicateurs retenus. Le gain ou la perte équivalente exprime la différence entre le revenu équivalent et le revenu exogène relevé. En l'occurrence, nous constatons une perte en bien-être. Pour chacun des trois indicateurs, les politiques de taxation simulées au chapitre précédent se traduisent par une perte d'utilité du consommateur. Celui-ci se retrouve moins satisfait par la nouvelle structure de prix. Cependant, le couplage de taxes et de subventions laisse apparaître un impact relativement faible sur l'utilité puisque nous relevons un ratio de la perte équivalente sur le revenu de l'ordre de 1,5% en moyenne sur les trois indicateurs.

TABLE 7.1 – Pertes équivalentes par indicateur

	<i>revenu moyen</i> (€)	<i>perte équivalente</i> (€)	<i>pourcentage de</i> <i>perte équivalente</i>
<i>MAR</i>	113,97	-1,66	-1,46%
<i>LIM</i>	113,97	-1,81	-1,59%
<i>SAIN</i>	113,97	-1,49	-1,31%

Une politique nutritionnelle qui se donnerait pour principal objectif de limiter les excès en sucre, sel et acides gras saturés apparaît légèrement plus néfaste sur le bien-être des consommateurs. Nous rappelons que les scénarios envisagés se traduisaient tous par une amélioration de l'indicateur retenu. L'amélioration du LIM était apparue plus forte que les impacts respectifs sur les MAR et SAIN. Par ailleurs, bien que la comparaison soit délicate, les effets sur les objectifs nutritionnels (de l'ordre de 7% en moyenne) dépassent les pertes en bien-être (de l'ordre de 1,5% en moyenne).

Enfin, nous notons que c est proche de 1,0001 en moyenne sur les différentes simulations. Ceci permet de relativiser une des limites de l'utilisation de GE comme mesure du bien-être, celui-ci conservant un rapport de quasi-proportionnalité avec

le revenu monétaire.

3.2 Incidence fiscale et classe de revenu

Le tableau 7.2 donne la distribution des pertes en bien-être par classe de revenu. Pour cela, nous avons utilisé les prix ainsi que les dépenses totales au point moyen sur chacune des quatre classes. Les résultats sont présentés indicateur par indicateur.

TABLE 7.2 – Distribution des pertes équivalentes par indicateur et classe de revenu

	<i>classe</i>	<i>revenu moyen</i> (€)	<i>perte équivalente</i> (€)	<i>pourcentage de</i> <i>perte équivalente</i>
<i>MAR</i>	Aisée	146,63	-2,16	-1,47%
	Moy. sup.	128,04	-1,86	-1,45%
	Moy. inf.	103,13	-1,51	-1,47%
	Modeste	79,50	-1,16	-1,46%
<i>LIM</i>	Aisée	146,63	-2,33	-1,59%
	Moy. sup.	128,04	-2,09	-1,63%
	Moy. inf.	103,13	-1,62	-1,57%
	Modeste	79,50	-1,24	-1,56%
<i>SAIN</i>	Aisée	146,63	-1,98	-1,35%
	Moy. sup.	128,04	-1,69	-1,32%
	Moy. inf.	103,13	-1,34	-1,30%
	Modeste	79,50	-1,00	-1,25%

On constate tout d'abord une variation équivalente négative, c'est-à-dire une perte en bien-être, pour toutes les classes de revenu. Celle-ci est plus importante, en valeur absolue, pour les ménages les plus aisés. Cependant, les dépenses de ces derniers étant également plus élevées, il importe de considérer cet impact au regard des niveaux de dépenses.

Comparativement au revenu, nous observons que tous les ménages perdent, en termes d'utilité, à la mise en oeuvre de la politique nutritionnelle, et que cette perte est également distribuée entre les différentes classes de revenu. Nous ne relevons pas de différences notables entre les quatre classes retenues. Nous concluons donc que les politiques envisagées, si elle ne sont pas neutres en termes de bien-être, ne profitent à aucun quartile en particulier.

Nous rappelons cependant que l'analyse n'est toutefois robuste que pour des

variations relativement marginales des prix. En l'occurrence, l'ampleur des variations envisagées des taxes et subventions (jusqu'à + ou - 20%) nous force, à nouveau, à devoir utiliser ces résultats avec précaution.

Nous profitons de cette section pour estimer la dépense alimentaire quotidienne moyenne par unité de consommation. En moyenne, les ménages de notre échantillon consacrent 6,0 euros par jour par unité de consommation². Les ménages les plus modestes dépensent en revanche 4,2 euros/UC par jour, contre 7,7 euros/UC pour les plus aisés. Ces chiffres apparaissent exactement dans les ordres de grandeur avancés par Caillavet et Darmon (2005).

4 Inégalités nutritionnelles et réduction des écarts

Dans cette section, nous proposons d'évaluer l'impact des différents scénarios de politique publique sur les inégalités nutritionnelles liées au statut social. Nous observons, en effet, des scores d'adéquation aux recommandations différents par classe de revenu, les ménages les plus aisés affichant de meilleurs scores. A l'aide de deux indicateurs d'inégalité, le coefficient de variation et un indicateur de concentration, nous poserons la question de savoir si les politiques de taxation envisagées permettent de réduire les écarts. Préalablement, nous chercherons à donner une mesure de ces écarts.

4.1 Dispersion et coefficient de variation

Il existe un grand nombre d'indicateurs d'inégalité, dont l'indicateur de Gini est le plus connu et utilisé. Sautory (1996) propose une revue de la littérature assez complète des différentes mesures d'inégalité. Dans notre cas de figure, les indicateurs utilisés en économie de la santé semblent appropriés dans la mesure où ils permettent de croiser données socio-économiques et données de santé, en l'occurrence de qualité nutritionnelle de la ration.

Valeyre (1993, cité par Lemelin, 2005) propose six propriétés qu'une mesure d'inégalité devrait respecter. Premièrement, la mesure d'inégalité doit prendre des

2. La moyenne, par personne, s'établit à 4,1 euros par jour.

valeurs non négatives, puisqu'il s'agit d'une mesure de l'éloignement de la distribution observée par rapport à la distribution de référence. Deuxièmement, elle doit prendre la valeur zéro si et seulement si la distribution observée est identique à la distribution de référence. Troisièmement, toutes les observations doivent être traitées de la même manière. Quatrièmement, elle doit être indépendante de la valeur moyenne de la variable examinée. Plus précisément, elle doit être indépendante de la taille de la population dont on étudie la distribution. Cinquièmement, l'agrégation d'observations affichant le même degré de spécificité ne doit pas changer la valeur de la mesure. Enfin, sixièmement, le principe de transfert de Pigou-Dalton doit être respecté, à savoir que la mesure d'inégalité doit diminuer si la distribution est modifiée d'une façon qui réduit incontestablement l'inégalité.

L'écart-type ou la variance, indicateurs habituels de mesure de la dispersion, ne respectent pas la quatrième propriété. En revanche, le coefficient de variation satisfait les six propriétés énoncées. Il peut donc constituer une mesure appropriée des inégalités selon Lemelin (2005).

Le coefficient de variation appliqué au MAR, LIM et SAIN

Soit $quali_p$ une mesure continue et cardinale de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles d'une ration alimentaire individuelle quotidienne p . En effet, de même que l'indice de masse corporelle (IMC), les indicateurs que nous avons sélectionnés (MAR, LIM et SAIN) sont des mesures continues et cardinales sur un intervalle $[0; +\infty[$ ³. Cette caractéristique de notre indicateur nous évite les problèmes généralement rencontrés en économie de la santé de conversion des mesures ordinales, les plus fréquentes, en mesures cardinales.

Le coefficient de variation est une mesure de la dispersion relative. Il se calcule comme le rapport entre l'écart-type σ et la moyenne μ .

$$c_v = \frac{\sigma}{\mu} \tag{7.11}$$

3. De manière pratique, nous pourrions considérer uniquement un intervalle $[0; 1]$.

avec

$$\sigma = \sqrt{Var(quali)} \quad (7.12)$$

$$\mu = \sum_{i=1}^{N_c} poids_i \times quali_i \quad (7.13)$$

$$Var(quali) = \sum_{i=1}^{N_c} poids_i \times (quali_i - \mu)^2 \quad (7.14)$$

avec $poids_i$ le poids attribué à la classe i et N_c le nombre de classes.

Nous utilisons une moyenne pondérée et une variance pondérée pour calculer μ et σ . En effet, compte tenu de l'utilisation de classes de revenu, plutôt que de quartiles⁴, les groupes ne sont pas équilibrés. Aussi, attribuons-nous un poids à chaque classe. Généralement, ce poids est constitué par le nombre d'individus dans la classe (rapporté à la taille de l'échantillon). En l'occurrence, compte tenu de l'existence de poids de redressement par individu, nous utilisons ces derniers pour calculer le poids de la classe. Nous avons donc $poids_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} coef_j}{\sum_{jj=1}^N coef_{jj}}$, où n_i est le nombre d'individus appartenant à la classe i et $coef_j$ le coefficient de redressement affecté à l'individu j (N correspond à la taille de l'échantillon).

Le coefficient de variation est donc une mesure de dispersion des observations ; plus il est grand, plus grande est la dispersion. Plus précisément, il est compris entre 0 (tous les indicateur de qualité sont égaux) et $\sqrt{N_c - 1}$ (tous les indicateurs de qualité sont nuls sauf un). Rapport de l'écart-type à la moyenne, il est également une mesure sans unité (ou neutre) et permet donc de comparer facilement la dispersion de variables différentes. C'est une des raisons pour lesquelles il est parfois préféré à la variance. On exprime d'ailleurs souvent le coefficient de variation en pourcentage. Cette mesure est donc plus pratique à analyser que l'écart-type parce qu'elle ne dépend pas de l'amplitude des observations.

Dispersion et qualité nutritionnelle

Le tableau 7.3 présente les coefficients de variation par indicateur, avant et après l'introduction des taxes et subventions. La dernière colonne du tableau donne l'im-

4. L'utilisation de quartiles de revenu sur données de pseudo-panel, en particulier sur 8 cohortes, est difficile.

pact des scénarios de politique⁵ sur la dispersion de chacun des indicateurs.

TABLE 7.3 – Dispersion des indicateurs d’adéquation aux recommandations

	c_v <i>avant réforme</i>	c_v <i>après réforme</i>	<i>Impact</i> <i>sur la dispersion</i>
<i>MAR</i>	0,0785	0,0829	5,64%
<i>LIM</i>	0,0623	0,0659	5,73%
<i>SAIN</i>	0,0345	0,0340	-1,38%

On constate tout d’abord une certaine dispersion autour de la moyenne mais celle-ci est relativement faible. Bien que l’adéquation aux apports nutritionnels croît avec le statut social (Tableaux 6.2 et 6.6), ces divergences apparaissent relativement centrées autour de la moyenne. En ce qui concerne le LIM, qui affiche un meilleur score pour les ménages les plus modestes, on relève également une faible dispersion. Ce résultat était prévisible compte tenu de l’agrégation de nos données en uniquement quatre classes de revenu ; l’utilisation de moyennes sur des groupes encore hétérogènes gomme nécessairement les disparités. Pour pouvoir juger véritablement des inégalités nutritionnelles, il conviendrait de disposer de données plus désagrégées⁶. Dans cette partie, nous sommes plus intéressés par l’évolution de ces ratios après l’introduction des taxes et subventions (que par leur valeurs).

De manière générale, nous ne pouvons conclure que les politiques de taxation et subvention envisagées permettent de réduire les inégalités nutritionnelles. Au contraire, à l’exception du SAIN, nous relevons plutôt un accroissement des écarts après leur introduction. Par ailleurs, les inégalités observées par classe de revenu en matières d’apports nutritionnels se retrouvent, à un degré comparable, pour les excès en composés à limiter. Lorsqu’on rapporte les apports en nutriments aux apports énergétiques, les écarts entre classe de revenu se réduisent, certainement en raison de la présence d’un terme factoriel identique au numérateur et au dénominateur,

5. Dans cette section, contrairement à la précédente, nous avons retenons les scénarios de taxation autorisant les prix à varier dans un bandeau de + ou - 40%. En effet, nous devons rester cohérent avec les simulations par classe de revenu effectuées au chapitre précédent qui autorisaient les prix à fluctuer entre + ou - 40%.

6. Voir également l’annexe 7.1, pour des explications sur l’utilisation du coefficient de variation sur données d’intervalle.

i.e. les quantités consommées. On pourrait interpréter ce résultat comme soutenant l'hypothèse que celui qui dispose de revenus plus généreux, consomme plus de tout, c'est-à-dire plus de nutriments et de calories. Les paniers affichant un rapport nutriment/calorie plus avantageux sont finalement assez équitablement répartis par classe de revenu. A noter que nous raisonnons au niveau du panier alimentaire et non de l'aliment.

4.2 Indice de concentration des inégalités nutritionnelles

L'indice de concentration offre le moyen de quantifier le degré d'inégalités nutritionnelles lié au statut social. Cet indicateur est fréquemment utilisé en économie de la santé pour évaluer la dispersion d'une variable de santé relativement à un classement cumulé par classe sociale.

Un indice de concentration appliqué au MAR, LIM et SAIN

Reprenons notre mesure continue et cardinale de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles, $quali_p$, pour un panier alimentaire p . Sur un graphique, si cette variable est représentée sur l'axe des ordonnées en proportion cumulée, avec la proportion cumulée de la population rangée par revenu croissant sur l'axe des abscisses, il est possible de construire une courbe de concentration⁷. On parle parfois de courbe de Lorenz, en particulier lorsqu'elle est appliquée aux inégalités de revenu. L'indice de concentration vaut 2 fois la surface entre la courbe et la diagonale, qui correspond à la situation de parfaite égalité. La valeur de l'indice de concentration est donc comprise entre -1 et +1.

Pour un indicateur de bonne santé, un indice de concentration positif (la courbe de concentration se situe en dessous de la diagonale) indique un moins bon état de santé pour les plus pauvres. En d'autres termes, la variable de santé est plus fortement concentrée au sein des groupes de population les plus défavorisés. A l'inverse, s'il est négatif, la courbe de Lorenz est située au dessus de la diagonale.

Van Doorslaer et Koolman (2004) rappelle la formule de l'indice de concentration applicable en particulier en présence de poids de pondération pour chaque classe.

7. La distinction avec l'indice de Gini tient à ce que la variable utilisée en ordonnée (donnée de santé) ne correspond pas à la variable en abscisse (donnée de revenu).

$$I_c = \frac{2}{\mu} \sum_{i=1}^{N_c} poidsi \times quali_i \times R_i - 1 \quad (7.15)$$

avec μ la moyenne pondérée et $poidsi$ le poids affecté à la classe i . R_i correspond au rang fractionnaire de la classe i qui permet d'ordonner cumulativement les données et de prendre le milieu de la classe.

$$R_i = \sum_{j=0}^{i-1} poidsj + \frac{1}{2}poidsi \quad (7.16)$$

avec $poids_0 = 0$.

Compte tenu de l'utilisation d'une variable continue cardinale, nous n'avons pas à procéder à une décomposition et pouvons estimer directement l'indice de concentration.

Concentration et qualité nutritionnelle

Le tableau 7.4 donne les indices de concentration pour chacun des trois indicateurs de qualité nutritionnelle et leur évolution après la mise en place des politiques de taxation. Afin de forcer le sens de variation du LIM à suivre l'intuition (i.e. un indicateur qui augmente traduit une amélioration), nous avons utilisé la transposée⁸, c'est-à-dire $LIM^t = 1 - LIM$.

TABLE 7.4 – Concentration des indicateurs d'adéquation aux recommandations

	I_c <i>avant réforme</i>	I_c <i>après réforme</i>	<i>Impact</i> <i>sur la concentration</i>
<i>MAR</i>	0,0406	0,0382	-5,82%
<i>LIM</i>	-0,0534	-0,0402	-24,68%
<i>SAIN</i>	0,0187	0,0167	-10,98%

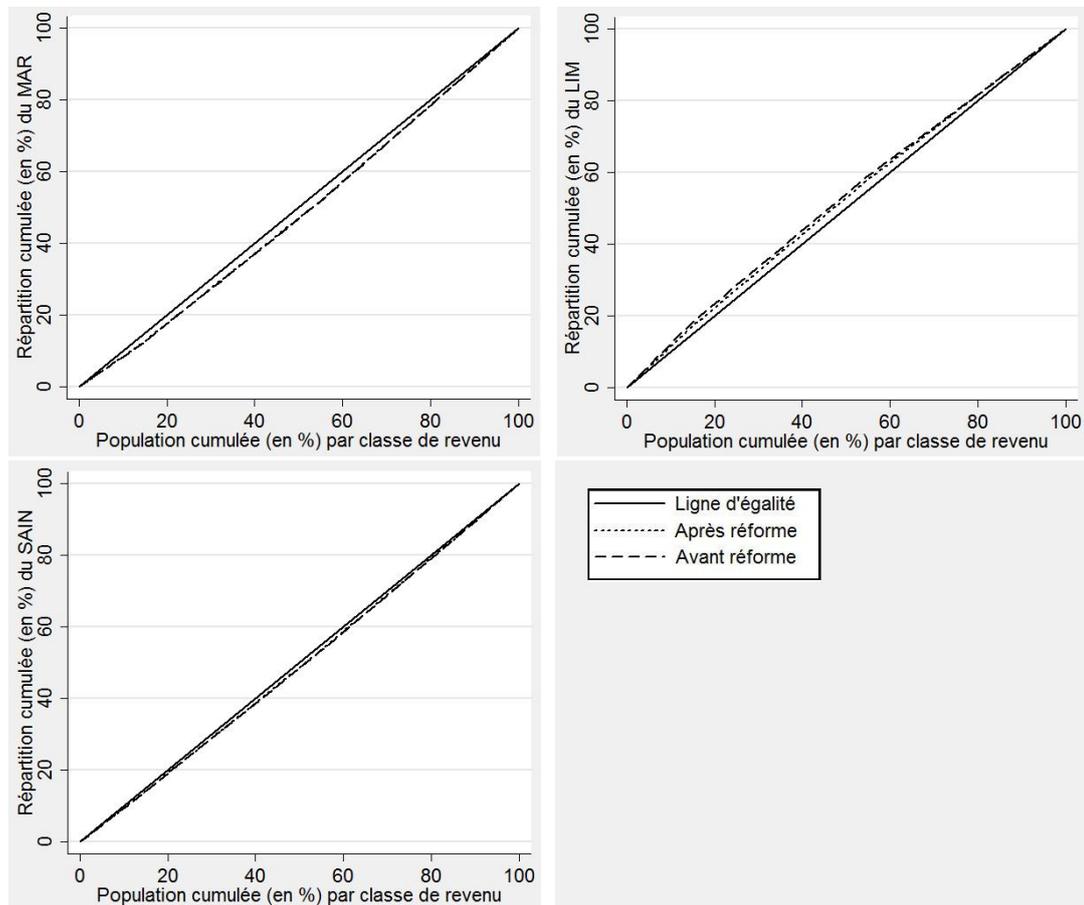
A nouveau, nous relevons quelques inégalités en matière d'apports nutritionnels (I_c positif), c'est-à-dire pour le MAR et le SAIN, mais celles-ci restent faibles. En revanche, l'indice de concentration est négatif pour le LIM, indiquant que ce sont

8. Plus précisément, la transposée des excès en composés à limiter $LIM^t = 1 - (LIM - 1)$.

les plus riches qui affichent les plus forts excès en composés à limiter. Nous constatons également que les écarts par classe de revenu tendent à se réduire après la réforme pour le MAR et le SAIN. En d'autres termes, les plus modestes qui sont aussi ceux dont le panier alimentaire respecte le moins les apports en nutriments, bénéficieraient de l'introduction des taxes et subventions simulés au chapitre précédent. De même, les scénarios de politique amélioreraient la situation des plus aisés, sur-consommateurs de sel, sucre et acides gras saturés.

Une représentation graphique de la courbe de concentration pour chacun des trois indicateurs serait la suivante :

FIGURE 7.1 – Courbes de concentration des indicateurs d'adéquation aux recommandations



On retrouve bien les sens de variation de l'indice de concentration ; le MAR et le SAIN affichent de faibles inégalités alors que le LIM semble plutôt révéler une répartition favorable aux ménages les plus modestes. En effet, les courbes du MAR et du SAIN se trouvent en dessous de la droite d'égalité mais très proche

de celle-ci. En revanche, la courbe de concentration du LIM est au dessus de la droite, traduisant un comportement de consommation plus adéquat en matière de respect des composés à limiter au sein des classes les moins aisées. Nous rappelons que nous utilisons la transposée du LIM permettant une interprétation identique au MAR et au SAIN du sens de variation de l'indicateur. Nous notons par ailleurs une réduction des écarts pour le LIM après la mise en place de la politique. Les améliorations pour les MAR et SAIN n'apparaissent pas notables. Au final, nous concluons que la réduction des écarts affectant essentiellement le LIM, la politique de taxation et subvention envisagée, si elle permet de réduire quelques inégalités, profite essentiellement aux classes sociales les plus élevées dans l'échelle des revenus.

5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous proposons d'évaluer l'impact sur le bien-être des ménages des scénarios de politique envisagés au chapitre 6 et leurs effets redistributifs sur les inégalités nutritionnelles. Il est tout d'abord apparu que le bien-être des ménages, donné par la variation équivalente, serait réduit mais peu affecté, de l'ordre de -1,5%, consécutivement à l'introduction des taxes et subventions. En outre, cette diminution toucherait équiprobablement tous les ménages. Nous ne relevons par ailleurs pas d'inégalités significatives par classe de revenu en matière de respect des recommandations nutritionnelles. En conséquence, nous ne notons pas d'effets notables des politiques sur les écarts. Il conviendrait de poursuivre cette analyse sur des données plus désagrégées par groupe social.

Chapitre 8

Conclusion générale

Cette thèse propose une approche de conception d'une fiscalité indirecte orientée à des fins de politique nutritionnelle. Si nos résultats théoriques et empiriques fournissent un certain nombre d'éléments de réponses originaux, ils ne prétendent pas constituer un aboutissement. Ils fournissent des éclairages sur les mécanismes d'ajustement des comportements d'achats alimentaires des consommateurs, en réaction à une intervention sur les prix. A nos yeux, la principale contribution de ce travail réside moins dans le caractère définitif des niveaux de taxation optimale simulés que dans le traitement global des effets des prix sur la composition du panier alimentaire des ménages. Nous présentons donc nos principaux résultats, avant de commenter leurs limites et aborder les perspectives de recherche que nous souhaitons suivre pour prolonger ce travail.

Résultats et implications en termes de politique publique

Nous rappelons que nous répondons à notre question de recherche en deux mouvements et huit hypothèses. Nous analysons l'impact des variations de prix, tout d'abord, sur la demande alimentaire, puis sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles.

Comportements de consommation alimentaire. Les chapitres 4 et 5 sont consacrés à la présentation et à l'estimation d'un système complet de demande alimentaire de type AI (Deaton et Muellbauer, 1980a). Nos résultats indiquent qu'il n'est pas pertinent, dans le cadre de données alimentaires, d'introduire un terme sup-

plémentaire de dépense totale quadratique (hypothèse 2). Nous en déduisons donc que la demande alimentaire¹ est une fonction linéaire croissante du (log du) revenu, plus précisément du (log du) budget alloué aux dépenses alimentaires. Ce résultat est conforme aux études précédentes et notamment aux estimations de Banks *et al.* (1997) qui ne retiennent pas la formulation quadratique pour l'essentiel des biens alimentaires. A cet égard, la contribution de notre travail consiste principalement à avoir repoussé un peu plus loin la désagrégation par groupe de biens, puisque nous retenons 27 groupes alimentaires.

Le rejet de notre hypothèse de persistance d'habitudes de consommation tient essentiellement, à nos yeux, aux difficultés économétriques propres à l'estimation d'un système dynamique de demande sur un nombre important de biens (hypothèse 3). Nous n'avons pas été en mesure d'estimer de manière satisfaisante notre spécification incluant les variables retardées. Aussi, serons-nous prudents quant à la conclusion à apporter à cette hypothèse et laissons la question ouverte.

Un aspect important de notre étude a trait à la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée sur données de panel et en particulier de pseudo-panel dans les modèles conditionnellement linéaires. Contrairement aux données de consommation individuelles, l'agrégation par cohorte offre la possibilité d'utiliser l'indicateur à variables muettes (LSDV). Cet estimateur permet de capturer l'hétérogénéité inobservée dans les modèles conditionnellement linéaires pour lesquels les transformations habituelles ne sont pas applicables. En l'occurrence, Lecocq et Robin (2006) avaient développé un indicateur adéquat à partir de la modélisation de l'hétérogénéité proposée par Mundlak (1978). Nos résultats de comparaison des deux approches ne permettent pas de se prononcer pour l'une plus que pour l'autre.

De manière générale, la demande alimentaire est inélastique par rapport aux prix (hypothèse 1). Par ailleurs, nous ne mettons pas à jour d'effets de substitution ou de complémentarité notables entre les groupes alimentaires sélectionnés. Nous interprétons d'ailleurs ces résultats comme les principales raisons de l'inefficacité d'une politique de taxation et subvention de produits.

Politique nutritionnelle et incidence fiscale. La deuxième partie de cette thèse apporte des éléments théoriques et empiriques permettant de mieux com-

1. Nous précisons que le système AI est exprimé en parts budgétaires.

prendre les mécanismes d'ajustement de la qualité nutritionnelle du panier des ménages dans le cadre d'une intervention publique sur les prix. Pour déterminer les conditions d'efficacité d'une politique alimentaire, nous avons privilégié une approche s'appuyant sur les réactions comportementales des consommateurs ; une politique de taxation ou subvention de produits agit sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles de la ration en influençant les choix de consommation alimentaire des ménages.

Le chapitre 6 comprend, tout d'abord, une contribution théorique à l'analyse de la taxation optimale appliquée à une fiscalité nutritionnelle. La principale prédiction de notre modèle est de poser que, sous certaines hypothèses, les taux optimaux de taxe et subvention, pour chaque aliment, sont des fonctions décroissantes des élasticités-prix propres et du rapport de la qualité nutritionnelle attachée à l'aliment à son prix ; meilleur est le rapport « qualité nutritionnelle-prix » d'un aliment plus faible sera la taxe ou plus élevée sera la subvention (hypothèse 5). Le modèle offre également la possibilité de simuler les taux de taxation optimale à partir des élasticités-prix estimées au chapitre précédent. Nous identifions ainsi les groupes de biens susceptibles de faire l'objet d'une taxe ou d'une subvention selon trois critères d'adéquation aux recommandations. Nous relevons qu'il conviendrait d'intervenir relativement lourdement si on souhaitait transformer significativement la composition du panier alimentaire. Ce résultat est corroboré par l'analyse directe de l'impact des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles. Nous estimons en effet des *élasticités-prix de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles* pour chacun des trois indicateurs retenus. Nous relevons des mesures faibles des effets des prix respectifs des groupes alimentaires sur les MAR, LIM et SAIN. Ces deux résultats suggèrent qu'une politique de taxation indirecte des produits alimentaires risque d'avoir peu d'effet sur la qualité nutritionnelle (hypothèse 4). Par ailleurs, compte tenu de la pluralité des recommandations nutritionnelles, et en conséquence de la difficulté de définir une mesure unique d'adéquation, nous montrons que les groupes à taxer ou subventionner ne sont pas nécessairement les mêmes selon l'objectif privilégié.

Nous proposons donc une mesure synthétique de l'adéquation aux recommandations nutritionnelles permettant d'arbitrer entre les bienfaits et les méfaits de la

consommation de certains aliments. Au regard de cet indicateur, nous sommes en mesure d'identifier deux groupes d'aliments. Ceux pour lesquels une baisse des prix se traduit par une amélioration des apports nutritionnels supérieure à l'impact négatif sur les consommations en composés à limiter. Les poissons, viandes, volailles, oeufs, légumes, fruits, lait, féculents/céréales, pommes de terre, matières grasses végétales appartiennent à ce premier groupe. Au contraire, les plats préparés, fromages, sucre et produits gras-sucrés, matières grasses animales et boissons sucrées relèvent d'un deuxième groupe pour lequel nous observons qu'une hausse des prix permettrait d'améliorer l'indicateur global de qualité nutritionnelle.

Nous notons par ailleurs des taux de taxation différents par classe de revenu ; si on considère le seul critère d'adéquation aux apports nutritionnels, une politique de subvention des fruits et légumes apparaît plus appropriée pour les ménages dans le haut de l'échelle des revenus (hypothèse 6). Le chapitre 7 étudie plus précisément l'impact sur le bien-être des ménages des scénarios de politique simulés au chapitre précédent. Ces résultats indiquent une perte en bien-être successivement à la mise en place de la politique dans les trois cas de figure envisagés (hypothèse 7). Il convient cependant de préciser que cette perte est relativement faible compte tenu du couplage des taxes et subventions. Par ailleurs, cette baisse semble toucher équitablement les différentes classes de revenu. Les résultats suggèrent également que ces politiques ont peu d'effet en matière de réduction des inégalités nutritionnelles, qui n'apparaissent pas significatives sur nos données (hypothèse 8). Il convient d'interpréter ce dernier résultat avec précaution dans la mesure où nous ne considérons que quatre classes de revenu.

Limites et perspectives

Si l'estimation des systèmes de demande est aujourd'hui bien documentée, l'évaluation *ex ante* d'une politique publique de taxation destinée à d'autres fins que de lever des fonds a exigé de prendre plus de liberté. Aussi, les limites que nous apportons à nos résultats, pour nos deux parties, sont d'ordre différent.

Comportements de consommation alimentaire. Notre contribution empirique est, tout d'abord, limitée par la nature des données dont nous disposons. Il

convient de noter que nous avons utilisé des données d'achats et non des données de consommation, ainsi que des données par ménage et non des données individuelles (Ekeland, 1998). Par ailleurs, nos données ne reportent que les achats effectués par les ménages pour une consommation à domicile. Nous n'avons aucune information sur les consommations hors-domicile. Cet aspect conditionne fortement notre analyse dans la mesure où nous sous-estimons certainement certains postes de consommation alimentaire, notamment les snacks. Cette insuffisance est d'autant plus regrettable que ces aliments sont généralement identifiés comme des contributeurs importants à une alimentation excessive en matières grasses. Cependant, à nos yeux, la limite essentielle concerne la stratégie adoptée d'agrégation par cohorte ; dans la mesure où nous ne pouvions observer tous les achats alimentaires pour un même ménage, nous avons procédé au rapprochement des dépenses par cohorte de ménages et constitué un pseudo-panel de données. Par ailleurs, nous avons dû agréger les aliments par groupe alimentaire. En procédant ainsi, nous atténuons fortement les variations de prix et de quantités, raison probable du caractère inélastique des demandes relevées. Par ailleurs, si l'introduction de variables muettes temporelles (par période et année) nous ont permis de capturer de possibles effets de saisonnalité des dépenses alimentaires et des prix, il conviendrait d'analyser plus précisément la stationnarité de nos séries temporelles (Pichery et Ouerfelli, 1998).

Politique nutritionnelle et incidence fiscale. Notre étude d'une réforme de la fiscalité indirecte des produits alimentaires indique qu'une intervention sur les prix ne peut suffire à améliorer l'adéquation aux recommandations nutritionnelles des ménages français. L'approche modélisatrice que nous avons adoptée pour analyser les mécanismes de taxation optimale, puis de transmission des variations de prix sur la qualité nutritionnelle souffre cependant d'un certain nombre de limites qui atténuent la portée de ses conclusions.

Tout d'abord, notre analyse ne fournit qu'une évaluation partielle de la pertinence de l'introduction de taxes et subventions des produits alimentaires dans la mesure où nous avons développé une perspective exclusivement centrée sur la demande et fait abstraction des réactions de l'offre. Or, la littérature économique, empirique et théorique, consacrée à l'incidence fiscale a montré les effets d'adaptation parfois conséquents de l'offre à la mise en place de taxes ou subventions (Auerbach, 1996).

Plus fondamentalement, notre modèle de taxation optimale s'inscrit dans le cadre d'une économie à un consommateur représentatif. Cette dimension n'envisage pas la fonction d'utilité sociale comme le résultat de l'agrégation d'utilités individuelles et ne permet donc pas d'introduire de critère de choix sociaux, comme un indice d'aversion aux inégalités, dans la décision finale d'allocation optimale. Par ailleurs, l'utilisation d'élasticités-prix offre des prédictions robustes pour des variations marginales des prix. En l'occurrence, l'ampleur des scénarios de taxes simulés posent des restrictions fortes sur l'interprétation et l'applicabilité des résultats. Enfin, l'utilisation des indicateurs MAR, LIM et SAIN pour un panier d'aliments, et non 100 g d'un aliment, pose plus particulièrement la question de savoir s'il convient de borner à 1 chaque ratio d'adéquation aux recommandations. En d'autres termes, pouvons-nous considérer que les apports en un nutriment puissent compenser les déficiences en un autre nutriment ? A cet égard, nous avançons l'hypothèse que l'utilisation de données agrégées atténue un possible biais dans la mesure où le consommateur représentatif reportera des consommations moyennes par aliment, et donc des apports moyens par nutriment. Notons également que notre modélisation repose sur une vision paternaliste de la mission de l'État et naïve du comportement du consommateur qui ne prendrait pas en considération l'effet de sa consommation alimentaire sur son « capital santé ». A l'instar de Gil *et al.* (2009), la qualité nutritionnelle aurait pu entrer dans la définition des préférences du consommateur et la modélisation intégrer les apports de la théorie du capital santé (Grossman, 1972).

Les réformes auxquelles nous nous sommes intéressés correspondent à des cas de figure faisant volontairement varier simultanément tous les prix alimentaires. Il aurait également été envisageable de procéder à des simulations numériques mettant en lumière les principaux mécanismes à l'oeuvre lorsque seuls certains biens font l'objet de taxe ou subvention. C'est pourquoi nous envisageons d'enrichir notre modèle pour étudier un certain nombre de réformes intermédiaires. Par ailleurs, en l'absence d'un indicateur unique de qualité nutritionnelle, notre modèle tend à privilégier certaines hypothèses. A cet égard, il serait intéressant d'évaluer l'impact des variations de prix sur la variété, l'équilibre et l'homogénéité du panier alimentaire, trois composantes de la qualité d'une ration. Enfin, si notre étude permet de quantifier précisément

l'impact des variations de prix sur l'adéquation aux recommandations nutritionnelles, d'autres alternatives étaient possibles. Dans la lignée des travaux de Stewart et Harris (2005), une manière plus directe d'étudier cette question consisterait à évaluer l'impact par des méthodes purement empiriques, sans passer par le relais des élasticités-prix de la demande, telles que les méthodes semi-paramétriques.

Bibliographie

- A.B. ABEL : Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses. *The American Economic Review*, 80(2):38–42, 1990.
- E. AHMAD et N.H. STERN : *The theory and practice of tax reform in developing countries*. Cambridge, UK : Cambridge University Press, 1991.
- S.C. AHN et P. SCHMIDT : Efficient estimation of models for dynamic panel data. *Journal of Econometrics*, 68(1):5–28, 1995.
- O. ALLAIS, P. BERTAIL et V. NICHÈLE : The Effects of a « Fat Tax » on the Nutrient Intake of French Households. *Working paper du CORELA, forthcoming in the American Journal of Agricultural Economics*, 2009.
- C. ALONSO-BORREGO et S. BENTOLILA : Investment and Q in Spanish manufacturing firms. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56(1):49–65, 1994.
- M.J. AMIOT-CARLIN, P. BARBERGER-GATEAU, J. DALLONGEVILLE, L. DAUCHET, C. DELCOURT, C. DEMIGNÉ, C. DUPONT, P. LATINO-MARTEL, C. ROY et V. VERGER : Consommation de fruits et légumes et santé. *In Les fruits et légumes dans l'alimentation*. INRA, 2007.
- J.V. ANDERSON, D.I. BYBEE, R.M. BROWN, D.F. MCLEAN, E.M. GARCIA, M.L. BREER et B.A. SCHILLO : 5 a day fruit and vegetable intervention improves

- consumption in a low income population. *Journal of the American Dietetic Association*, 101(2):195–202, 2001.
- T.W. ANDERSON et C. HSIAO : Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American Statistical Association*, 76(375):598–606, 1981.
- M. ARELLANO et S. BOND : Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2):277–297, 1991.
- O.P. ATTANASIO et M. BROWNING : Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle. *The American Economic Review*, 85(5):1118–1137, 1995.
- A.J. AUERBACH : Measuring the impact of tax reform. *National Tax Journal*, pages 665–673, 1996.
- P. BALESTRA et M. NERLOVE : Pooling cross section and time series data in the estimation of a dynamic model : The demand for natural gas. *Econometrica*, 34(3):585–612, 1966.
- B.H BALTAGI : *Econometrics*. berlin, Allemagne : Springer-Verlag, 2002.
- J. BANKS, R. BLUNDELL et A. LEWBEL : Tax reform and welfare measurement : do we need demand system estimation ? *The Economic Journal*, 106(438):1227–1241, 1996.
- J. BANKS, R. BLUNDELL et A. LEWBEL : Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and Statistics*, 79(4):527–539, 1997.
- William BARNETT et Apostolos SERLETIS : The differential approach to demand analysis and the rotterdam model. Working papers series in theoretical and applied economics, University of Kansas, Department of Economics, 2009.
- A.P. BARTEN : Consumer demand functions under conditions of almost additive preferences. *Econometrica*, 32(1):1–38, 1964.
- A.P. BARTEN : Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations. *European Economic Review*, 1(1):7–73, 1969.

-
- A.P. BARTEN et V. BOHM : Consumer theory. *Handbook of Mathematical Economics*, 2:381–429, 1982.
- R. BARTHES : *Mythologies*. Paris, France : Éditions du Seuil, 1970.
- C.F. BAUM, M.E. SCHAFFER et S. STILLMAN : Instrumental variables and GMM : Estimation and testing. *Stata Journal*, 3(1):1–31, 2003.
- N. BECK et J.N. KATZ : Time-series-cross-section Issues. *Dynamics*, pages 29–31, 2004.
- G.S. BECKER et K.M. MURPHY : A theory of rational addiction. *The Journal of Political Economy*, 96(4):675, 1988.
- J. BERGER : Les marchés agricoles en 2006 : envolée des prix. *Insee Première*, 1141:1–4, 2007.
- P. BERTAIL et F. CAILLAVET : Fruit and vegetable consumption patterns : A segmentation approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 90(3):827–842, 2008.
- P. BESANÇON, A. FERRO *et al.* : *Alimentation méditerranéenne et santé actualités et perspectives : actualités et perspectives*. London, UK : John Libbey Eurotext, 2000.
- D. BESSON : Boissons alcoolisées : 40 ans de baisse de consommation. *Insee Première*, 966:1–4, 2004.
- D. BESSON : Le repas depuis 45 ans : moins de produits frais, plus de plats préparés. *Insee Première*, 1208:1–4, 2008.
- R. BIGOT : Les classes moyennes sous pression. *Consommation et Modes de Vie*, 219:1–4, 2009.
- M. BINDER, C. HSIAO et M.H. PESARAN : Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration. *Econometric Theory*, 21(04):795–837, 2005.

-
- L. BLANCIFORTI et R. GREEN : An almost ideal demand system incorporating habits : an analysis of expenditures on food and aggregate commodity groups. *The Review of Economics and Statistics*, 65(3):511–515, 1983.
- R. BLUNDELL, S. BOND, M. DEVEREUX et F. SCHIANTARELLI : Investment and Tobin's Q. *Journal of Econometrics*, 51(1-2):233–57, 1992.
- R. BLUNDELL et J.M. ROBIN : Estimation in large and disaggregated demand systems : an estimator for conditionally linear systems. *Journal of Applied Econometrics*, 14(3):209–232, 1999.
- C. BOIZOT : La demande de boissons des ménages : une estimation de la consommation à domicile. *Economie et statistique*, 324(1):143–156, 1999.
- C. BONALDI, I. ROMON et A. FAGOT-CAMPAGNA : Impacts du vieillissement de la population et de l'obésité sur l'évolution de la prévalence du diabète traité : situation de la France métropolitaine à l'horizon 2016. *Diabète*, 1–18:1–16, 2006.
- P. BONTEMS et V. RÉQUILLART : Politiques nutritionnelles, régulation des filières et consommation alimentaire. *INRA Sciences Sociales*, 2:1–8, 2009.
- R. BOUMAHDI et A. THOMAS : Estimation des modèles de données de panel avec régresseurs temporels. *Annales d'Économie et de Statistique*, 46:23–48, 1997.
- M. BROWNING, A. DEATON et M. IRISH : A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle. *Econometrica*, 53(3):503–543, 1985.
- M. BROWNING et C. MEGHIR : The effects of male and female labor supply on commodity demands. *Econometrica*, 59(4):925–951, 1991.
- M. BRUEGEL et A. STANZIANI : Pour une histoire de la «sécurité alimentaire». *Revue d'Histoire Moderne et Contemporaine*, 51(2004/3):7–16, 2004.
- G.S.F. BRUNO : Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models. *Economics Letters*, 87(3):361–366, 2005.
- M.J.G. BUN et J.F. KIVIET : On the diminishing returns of higher-order terms in asymptotic expansions of bias. *Economics Letters*, 79(2):145–152, 2003.

- F. CAILLAVET et N. DARMON : Contraintes budgétaires et choix alimentaires : pauvreté des ménages, pauvreté de l'alimentation? *INRA Sciences Sociales*, 3-4:1-4, 2005.
- F. CAILLAVET, N. DARMON, A. LHUISSIER et F. RÉGNIER : L'alimentation des populations défavorisées en France-Synthèse des travaux dans les domaines économique, sociologique et nutritionnel. *Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale*, pages 1-36, 2003.
- F. CAILLAVET, C. LECOQNE et V. NICHÈLE : La consommation alimentaire : des inégalités persistantes mais qui se réduisent. *Insee Référence – Cinquante ans de consommation en France*, pages 49-62, 2009.
- J.P. CAMBOU : Myocardial ischemia : Cost-effectiveness and epidemiologic data. *Medecine Nucleaire*, 32(8):425-430, 2008.
- A.C. CAMERON et P.K. TRIVEDI : *Microeconometrics : methods and applications*. Cambridge, UK : Cambridge University Press, 2005.
- J. CAMPBELL et A. DEATON : Why is consumption so smooth? *The Review of Economic Studies*, pages 357-373, 1989.
- N. CARDOSO et F. GARDES : Estimations de Lois de Consommation sur un Pseudo-Panel d'Enquêtes de l'Insee. *Economie et Prévision*, 126:111-125, 1996.
- N. D. CARDOSO MOREIRA : *Analyse transversale et longitudinale de la demande de consommation sur des pseudo panels d'enquêtes*. Thèse de doctorat, Université Paris 1, 1996.
- C. CESAR : Stratégies d'approvisionnements et comportements alimentaires de familles recourant à l'aide alimentaire : Le cas des multi-glaneurs. *Cahiers de Nutrition et de Diététique*, 41(2):111-117, 2006.
- L. CHAUVEL : *Les classes moyennes à la dérive*. Paris, France : Editions du Seuil, 2006.
- L.R. CHRISTENSEN, D.W. JORGENSON et L.J. LAU : Transcendental logarithmic utility functions. *The American Economic Review*, 65(3):367-383, 1975.

- P. COMBRIS : Cinquante ans de consommation de viande et de produits laitiers en France. *Rencontre Recherche Ruminants*, 10:327–330, 2003.
- P. COMBRIS, M.J. AMIOT-CARLIN, F. CAILLAVET, M. CAUSSE, J. DALLONGEVILLE, M. PADILLA, C. RENARD et L.G. SOLER : Les fruits et légumes dans l'alimentation. *Expertise collective INRA*, 2007.
- G. CONSALES, M. FESSEAU et V. et PASSERON : Cinquante ans de consommation en France, 2009.
- H. COULOMBE et A.D. MCKAY : The estimation of components of household incomes and expenditures : a methodological guide based on the Ghana living standards survey, 1991/1992 and 1998/1999. Rapport technique, Ghana Statistical Service, 2000.
- P. COURTIoux : La TVA acquittée par les ménages : une évaluation de sa charge tout au long de la vie. *Document de travail de l'EDHEC*, pages 1–24, 2007.
- T.L. COX et M.K. WOHLGENANT : Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(4):908–919, 1986.
- M. DARMON et N. DARMON : *L'équilibre nutritionnel – Concepts de base et nouveaux indicateurs : le SAIN et le LIM*. Paris, France : Editions TEC & DOC, 2008.
- N. DARMON : L'alimentation des Français leur permet-elle de respecter les ANC ? *BRITTA Nutrition*, 60:2–3, 2002.
- N. DARMON, A. BRIEND et A. DREWNOWSKI : Energy-dense diets are associated with lower diet costs : a community study of French adults. *Public Health Nutrition*, 7(01):21–27, 2004.
- N. DARMON et A. DREWNOWSKI : Does social class predict diet quality ? *American Journal of Clinical Nutrition*, 87(5):1107–1117, 2008.
- N. DARMON, E. FERGUSON et A. BRIEND : Do economic constraints encourage the selection of energy dense diets ? *Appetite*, 41(3):315–322, 2003.

-
- N. DARMON, E.L. FERGUSON et A. BRIEND : A cost constraint alone has adverse effects on food selection and nutrient density : an analysis of human diets by linear programming. *Journal of Nutrition*, 132(12):3764, 2002.
- L. DAVEZIES et X. D'HAULTFOEUILLE : Faut-il pondérer?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête. *Document de travail, Direction des Études et Synthèses Économiques, Insee*, 2009(06):1–28, 2009.
- G.C. DAVIS : The generalized composite commodity theorem : stronger support in the presence of data limitations. *Review of Economics and Statistics*, 85(2):476–480, 2003.
- T. DE SAINT POL : L'obésité en France : les écarts entre catégories sociales s'accroissent. *Insee Première*, 1123:1–4, 2007.
- A. DEATON : Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1-2):109–126, 1985.
- A. DEATON : Quality, quantity, and spatial variation of price. *The American Economic Review*, 78(3):418–430, 1988.
- A. DEATON et J. MUELLBAUER : An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, 70(3):312–326, 1980a.
- A. DEATON et J. MUELLBAUER : *Economics and consumer behavior*. Cambridge, UK : Cambridge University Press, 1980b.
- A. DEATON et A. TAROZZI : Prices and poverty in India. *Research Program in Development Studies, Princeton University, Princeton*, 2000.
- A. DEATON et S. ZAIDI : Guidelines for Constructing Consumption Aggregates For Welfare Analysis. Rapport technique, The World Bank, Washington DC, Mimeo, 1999.
- L.S. DRESCHER, S. THIELE et G. MENSINK : A new index to measure healthy food diversity better reflects a healthy diet than traditional measures. *Journal of Nutrition*, 137(3):647, 2007.

- A. DREWNOWSKI et V. FULGONI : Nutrient profiling of foods : creating a nutrient-rich food index. *Nutrition Reviews*, 66(1):23–39, 2008.
- L. DUBOIS : L'influence des inégalités sociales sur l'alimentation et la santé des jeunes enfants canadiens. *Résultats de l'Etude Longitudinale de Développement des Enfants du Québec*, pages 1–12, 2006.
- P. DUCIMETIÈRE, M. MONTAYE, J.B. RUIDAVETS, D. ARVEILER, J. DALLONGEVILLE, A. BINGHAM, J. FERRIÈRES, A. WAGNER, P. AMOUYEL, B. HAAS *et al.* : Surveillance de la pathologie coronaire en France : l'après MONICA. *Bulletin Epidémiologique Hebdomadaire*, 8-9:61–68, 2006.
- R. DURBARRY : Long run structural tourism demand modelling : an application to France. *Mimeo, University of Nottingham, UK*, 2002.
- D.L. EDGERTON, B. ASSARSSON et A. HUMMELMOSE : *The econometrics of demand systems : with applications to food demand in the Nordic countries*. Berlin, Allemagne : Springer-Verlag, 1996.
- F.Y. EDGEWORTH : The pure theory of taxation. *The Economic Journal*, 7(25):46–70, 1897.
- I. EKELAND : La modélisation mathématique en économie. *SMF Gazette*, 78:51–62, 1998.
- F. ETILÉ : Taxation ou information ? L'analyse économique des politiques de santé nutritionnelle. *INRA Sciences Sociales*, 3/04:1–4, 2005.
- F. ETILÉ et P. CHANDON : Comportements alimentaires et politiques de santé nutritionnelle. *Document de travail, version intermédiaire du rapport d'Expertise Scientifique Collective sur les comportements alimentaires*, 2010.
- M. FALL et D. VERGER : Pauvreté relative et conditions de vie en France. *Economie et Statistique*, 383:91–107, 2005.
- M. FESSEAU, V. PASSERON et M. VÉRONE : Les prix sont plus élevés en Île-de-france qu'en province. *Insee Première*, 1210:1–4, 2008.

- E.S. FORD et A.H. MOKDAD : Fruit and vegetable consumption and diabetes mellitus incidence among US adults. *Preventive Medicine*, 32(1):33–39, 2001.
- A. FOUQUET : La demande de produits agricoles et alimentaires est prévisible. *Economie et Statistique*, 13(1):29–41, 1970.
- F. GARDES et C. LOISY : La pauvreté selon les ménages : une évaluation subjective et indexée sur leur revenu. *Economie et Statistique*, 308(1):95–112, 1998.
- J.F. GAUTIER : Taxation optimale de la consommation et biens informels. *Revue Économique*, 53(3):599–610, 2002.
- M. GERBER : Health benefits of the mediterranean consumption model. In *Mediterranean diet and health : current news and prospects*, pages 3–50. John Libbey Eurotext, 2001.
- J. GIL, A. ANGULO et N. MTIMET : The Impact of Price Intervention Policies to Improve Dietary Quality in Spain. In *2009 Pre-Conference Workshop, August 16, 2009, Diet and Obesity : Role of Prices and Policies*. International Association of Agricultural Economists, 2009.
- P. GODEFROY, J. J. PUJOL, E. RAYNAUD et Tomasini M. : Inégalités de niveau de vie et mesures de la pauvreté en 2006. *Insee, Les revenus et le patrimoine des ménages - Édition 2009*, pages 1–16, 2009.
- W.E. GRIFFITHS, C.L. SKEELS et D. CHOTIKAPANICH : Sample size requirements for estimation in SUR models. *Working paper, University of Melbourne*, pages 1–18, 2001.
- M. GROSSMAN : On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political economy*, 80(2):223, 1972.
- D. GUÉDÈS : Les variations de prix des produits alimentaires. *Insee Première*, 1191:1–4, 2008.
- J.F. GUTHRIE et D.M. SMALLWOOD : Evaluating the effects of the dietary guidelines for Americans on consumer behavior and health : methodological challenges. *Journal of the American Dietetic Association*, 103(12S):42–49, 2003.

-
- A. HAJOUB : *Les Systèmes de demande statiques et dynamiques*. Thèse de doctorat, Université de Bourgogne, 1990.
- J. HAUSMAN et D. MCFADDEN : Specification tests for the multinomial logit model. *Econometrica*, 52(5):1219–1240, 1984.
- F.J. HE, CA NOWSON, M. LUCAS et GA MACGREGOR : Increased consumption of fruit and vegetables is related to a reduced risk of coronary heart disease : meta-analysis of cohort studies. *Journal of Human Hypertension*, 21(9):717–728, 2007.
- F.J. HE, C.A. NOWSON et G.A. MACGREGOR : Fruit and vegetable consumption and stroke : meta-analysis of cohort studies. *The Lancet*, 367(9507):320–326, 2006.
- F. HÉBEL et P. RECOURS : Alimentation : les nouvelles générations fuient la régularité. *Consommation et Modes de Vie*, 196:1–4, 2006.
- P. HÉBEL : *Comportements et consommations alimentaires en France*. Paris, France : Éditions TEC & DOC, 2007a.
- P. HÉBEL : Alimentation : le petit déjeuner anglo-saxon s’installe peu à peu. *Consommation et Modes de Vie*, 204:1–4, 2007b.
- P.S. HERCBERG et P.G. BRÜCKER : Surveillance nutritionnelle des populations défavorisées : premiers résultats de l’étude Abena. *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, 11-12:77–84, 2006.
- S. HERCBERG et A. TALLEC : Pour une politique nutritionnelle de santé publique en France. Rapport technique, INSERM, 2000.
- B.N. HUANG, C. YANG et M. HWANG : New evidence on demand for cigarettes : a panel data approach. *International Journal of Applied Economics*, 1(1):81–97, 2004.
- D.W. JORGENSON, L.J. LAU et T.M. STOKER : The transcendental logarithmic model of aggregate consumer behavior. *Advances in Econometrics*, 1:97–238, 1982.

-
- A.K. KANT : Indexes of Overall Diet Quality A Review. *Journal of the American Dietetic Association*, 96(8):785–791, 1996.
- A.K. KANT et F.E. THOMPSON : Measures of overall diet quality from a food frequency questionnaire : National Health Interview Survey, 1992. *Nutrition Research*, 17(9):1443–1456, 1997.
- M. A. KING : Welfare analysis of tax reforms using household data. *Journal of Public Economics*, 21(2):183, 1983.
- J.F. KIVIET : On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models* 1. *Journal of Econometrics*, 68(1):53–78, 1995.
- M. KOC et J. WELSH : Les aliments, les habitudes alimentaires et l'expérience de l'immigration. *Working paper, Centre for Studies in Food Security, Ryerson University, Toronto, Canada*, 2002.
- J.M. LECERF : La diversité des recommandations alimentaires. *In Université d'été de Nutrition - Clermont-Ferrand - 17-19 septembre*, 2003.
- S. LECOCQ et J.M. ROBIN : Estimating Demand Response with Panel Data. *Empirical Economics*, 31(4):1043–1060, 2006.
- A. LEMELIN : Méthodes quantitatives des sciences sociales appliquées aux études urbaines et régionales, 2005. URL <http://www.inrs-ucs.quebec.ca/Cours/Lemelin/EUR8213/index.htm>.
- CEV LESER : Forms of Engel functions. *Econometrica*, 31(4):694–703, 1963.
- A. LEWBEL : Aggregation without separability : a generalized composite commodity theorem. *The American Economic Review*, 86(3):524–543, 1996.
- S. LIORET, C. DUBUISSON, A. GAUTIER, H. PERRIN-ESCALON, P. GUILBERT, J. VOLATIER et C. DELAMAIRE : Comparaison de Deux Enquêtes Nationales de Consommation Alimentaire auprès des Adolescents et des Adultes—Barometre Santé Nutrition (2002) et INCA (1998–99) : Eléments de Méthode et Résultats. *Agence Française de Sécurité Sanitaire des Aliments, Institut National de Prévention et d'Education pour la Santé*, pages 1–67, 2004.

- A. LIPCHITZ : Prix à la production et à la consommation dans le secteur agroalimentaire. *Diagnostics prévisions et analyses économiques*, 59:1–8, 2005.
- K.E. LIU et W.S. CHERN : Food demand in urban China : an application of a multi-stage censored demand system. *In Annual Meeting of the American Agricultural Economic Association, Montréal, Canada*, pages 27–30, 2003.
- G.S. MADDALA : *Introduction to econometrics*. New York, NY : Macmillan, 1988.
- J.P. MADDEN et M.D. YODER : Program evaluation : food stamps and commodity distribution in rural areas of central Pennsylvania. *Pennsylvania Agricultural Experiment Station Bulletin*, 78:1–119, 1972.
- M. MAILLOT, N. DARMON, F. VIEUX et A. DREWNOWSKI : Low energy density and high nutritional quality are each associated with higher diet costs in French adults. *American Journal of Clinical Nutrition*, 86(3):690, 2007.
- M. MAILLOT, E.L. FERGUSON, A. DREWNOWSKI et N. DARMON : Nutrient profiling can help identify foods of good nutritional quality for their price : a validation study with linear programming. *Journal of Nutrition*, 138(6):1107, 2008.
- C. MALHOMME : Les prix agricoles dans l'inflation. *Economie et Statistique*, 40 (1):15–24, 1972.
- M.E. MANSER : Elasticities of demand for food : An analysis using non-additive utility functions allowing for habit formation. *Southern Economic Journal*, pages 879–891, 1976.
- J.A. MIRRLEES : Optimal tax theory : A synthesis. *Journal of Public Economics*, 6 (4):327–358, 1976.
- M. MONTAYE, P. DUCIMETIÈRE, JB RUIDAVETS, D. ARVEILER, J. DALLONGEVILLE, A. BINGHAM, J. FERRIÈRES, A. WAGNER et P. AMOUYEL : Le gradient Nord-Sud de la morbidité et de la mortalité coronaires en France : données récentes des registres français des cardiopathies ischémiques, 1997-2002. *Bulletin Epidémiologique Hebdomadaire*, 8-9:62–4, 2006.

- G. MOSCHINI : Units of measurement and the Stone index in demand system estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1):63–68, 1995.
- G. MOSCHINI et P.L. RIZZI : Coherent Specification of a Mixed Demand System : The Stone-Geary Model. *Essays in Honor of Stanley R. Johnson*. Berkeley Electronic Press, Article, 15, 2006.
- J. MUELLBAUER : Habits, rationality and myopia in the life cycle consumption function. *Annales d'Economie et de Statistique*, pages 47–70, 1988.
- M.N. MURTY et R. RAY : A computational procedure for calculating optimal commodity taxes with illustrative evidence from Indian budget data. *The Scandinavian Journal of Economics*, 91(4):655–670, 1989.
- R.A. MUSGRAVE : A brief history of fiscal doctrine. In A. J. AUERBACH et M. FELDSTEIN, éditeurs : *Handbook of Public Economics*, volume 1 de *Handbook of Public Economics*, chapitre 1, pages 1–59. Elsevier, 1985.
- AR NESS et JW POWLES : Fruit and vegetables, and cardiovascular disease : a review. *International Journal of Epidemiology*, 26(1):1, 1997.
- V. NICHÈLE, E. ANDRIEU, C. BOIZOT, F. CAILLAVET et N. DARMON : La consommation d'aliments et de nutriments en France. *Working paper du CORELA*, 2005.
- V. NICHÈLE, E. ANDRIEU, C. BOIZOT-SZANTAI, F. CAILLAVET et N. DARMON : L'évolution des achats alimentaires : 30 ans d'enquêtes auprès des ménages en France. *Cahiers de Nutrition et de Diététique*, 43(3):123–130, 2008.
- S. NICKELL : Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6):1417–1426, 1981.
- B. OBERTI : *Les liens entre une consommation accrue de fruits et légumes et la prévalence de l'obésité : Application au cas de l'Algérie*. Thèse de doctorat, Université Montpellier 2, 2009.
- R.W. PARKS : Maximum likelihood estimation of the linear expenditure system. *Journal of the American Statistical Association*, 66(336):900–903, 1971.

- P. PASHARDES : Bias in estimating the almost ideal demand system with the stone index approximation. *The Economic Journal*, 103(419):908–915, 1993.
- M.C. PICHERY et C. OUERFELLI : La non stationnarité dans les séries saisonnières : Application au tourisme tunisien. *Document de travail du LATEC, Laboratoire d'Analyse et des Techniques Economiques, Université de Bourgogne*, 1998-09:1–38, 1998.
- A.C. PIGOU : *A study in public finance*. New York, NY : Macmillan, 1947.
- R.A. POLLAK : Habit formation and dynamic demand functions. *The Journal of Political Economy*, 78(4):745–763, 1970.
- R.A. POLLAK et T.J. WALES : Estimation of the linear expenditure system. *Econometrica*, 37(4):611–628, 1969.
- J.P. POULAIN : *Manger aujourd'hui : attitudes, normes et pratiques*. Toulouse, France : Editions Privat, 2001.
- F.P. RAMSEY : A Contribution to the Theory of Taxation. *The Economic Journal*, 37(145):47–61, 1927.
- F. RECOURS et P. HEBEL : Les populations modestes ont-elles une alimentation déséquilibrée? *Cahier de Recherche du CREDOC*, 232:1–112, 2006a.
- F. RECOURS, P. HÉBEL et R. BERGER : Effets de générations, d'âge et de revenus sur les arbitrages de consommation. *Cahier de Recherche du CREDOC*, 258:1–109, 2008.
- F. RECOURS, P. HÉBEL et C. GAIGNIER : Exercice d'anticipation des comportements alimentaires des Français Modèle Âge-Période-Cohorte. *Cahier de Recherche du CREDOC*, 222:1–130, 2005.
- A.J. REED, J.W. LEVEDAHL et C. HALLAHAN : The Generalized Composite Commodity Theorem and Food Demand Estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, 87(1):28–37, 2005.

-
- L. ROBBINS : Interpersonal comparisons of utility : A comment. *The Economic Journal*, 48(192):635–641, 1938.
- J.M. ROBIN : Econométrie des systèmes de demande. *Economie et statistique*, 324 (1):135–142, 1999.
- J.M. ROBIN : Chapitre 5 – Equations simultanées, Notes de cours d'économétrie – Maîtrise d'économétrie. Rapport technique, Université Paris 1 - Panthéon-Sorbonne, 2005.
- B. SALANIÉ : *The economics of taxation*. Cambridge, MA : The MIT Press, 2003.
- O. SAUTORY : Les principales mesures d'inégalité. *Document de travail de l'Insee, Division Méthodologie d'élaboration et d'analyse des données*, pages 1–34, 1996.
- K. SEGERSON et T.D. MOUNT : A non-homothetic two-stage decision model using aids. *The Review of Economics and Statistics*, 67(4):630–639, 1985.
- P. SEVESTRE et A. TROGNON : Linear dynamic models. *Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*, 28:95–95, 1992.
- H. SIDGWICK : *The principles of political economy*. New York, NY : Macmillan, 1887.
- D.T. SLESNICK : Empirical approaches to the measurement of welfare. *Journal of Economic Literature*, 36(4):2108–2165, 1998.
- H. STEWART et J.M. HARRIS : Obstacles to overcome in promoting dietary variety : the case of vegetables. *Review of Agricultural Economics*, 27(1):21–36, 2005.
- R. STONE : Linear expenditure systems and demand analysis : an application to the pattern of British demand. *The Economic Journal*, 64(255):511–527, 1954.
- R.H. STROTZ : The empirical implications of a utility tree. *Econometrica*, pages 269–280, 1957.
- PR TALJAARD, ZG ALEMU et HD VAN SCHALKWYK : The demand for meat in South Africa : An almost ideal estimation. *Agrekon*, 43(4):430–443, 2004.

-
- J. TAYLOR et A. WEERAPANA : *Principles of microeconomics*. Cincinnati, OH : South-Western Pub, 2007.
- H. THEIL : The information approach to demand analysis. *Econometrica*, pages 67–87, 1965.
- H. THEIL et K.W. CLEMENTS : *Applied demand analysis : results from system-wide approaches*. Cambridge, MA : Ballinger Pub Co, 1987.
- C.M. URZÚA : Welfare consequences of a recent tax reform in Mexico. *Estudios Económicos*, 16(1):57–72, 2001.
- E. VAN DOORSLAER et X. KOOLMAN : Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries. *Health Economics*, 13:609–628, 2004.
- M. VERBEEK et T. NIJMAN : Can cohort data be treated as genuine panel data? *Empirical Economics*, 17(1):9–23, 1992.
- J.L. VOLATIER, P. BABAYOU, C. RENAULT et T. RACAUD : Crise de l’immatériel et nouveaux comportements alimentaires des Français. *Cahier de Recherche du CREDOC*, 113:113–191, 1998.
- T.M. WHITED : Debt, liquidity constraints, and corporate investment : Evidence from panel data. *Journal of Finance*, 47(4):1425–1460, 1992.
- M.K. WOHLGENANT et W.F. HAHN : Dynamic adjustment in monthly consumer demands for meats. *American Journal of Agricultural Economics*, 64(3):553–557, 1982.
- H. WORKING : Statistical laws of family expenditure. *Journal of the American Statistical Association*, 38(221):43–56, 1943.

Annexes

Les annexes sont reportées au volume 2.

N° attribué par la bibliothèque

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

THÈSE

pour obtenir le grade de

Docteur de Université Montpellier 1

Spécialité : **Sciences économiques**

préparée à l'UMR MOISA

dans le cadre de l'École Doctorale Économie & Gestion - EDEG

présentée et soutenue publiquement

par

Thomas Allen

le 18 mai 2010

Titre:

**Impacts des variations de prix sur la qualité nutritionnelle
du panier alimentaire des ménages français
(Annexes)**

Directeur de thèse: **Martine Padilla**

Jury

France Caillavet	Directeur de recherche, INRA	Rapporteur
Marie-Claude Pichery	Professeur à l'Université de Bourgogne	Rapporteur
Jean-Marie Boisson	Professeur à l'Université Montpellier 1	Examineur
Philippe Bontems	Directeur de recherche, INRA	Examineur
Nicole Darmon	Ingénieur de recherche, INSERM	Examineur
Martine Padilla	Directeur de recherche, CIHEAM-IAMM	Directrice de thèse

Table des matières

Table des matières	1
Annexes	3
Annexes	3
1 Annexes du chapitre 1	3
2 Annexes du chapitre 2	3
2.1 Classification IMC	3
2.2 Evolution des prix alimentaire par groupe	3
2.3 Les objectifs du Programme National Nutrition-Santé	5
2.4 Au sujet du <i>Healthy Eating Index</i>	6
2.5 Indicateur DQI-I	8
3 Annexes du chapitre 3	10
3.1 Répartition des dépenses par année et groupe alimentaire	10
3.2 82 postes ajoutés	12
3.3 Tests de Shapiro-Wilk	14
3.4 Liste des 27 groupes alimentaires	15
3.5 Variables de calage sur marge	16
3.6 Nutriments qualifiants	16
3.7 Représentativité - Statistiques descriptives après pondération	17
3.8 Représentativité géographique - Taille des communes	17
3.9 Représentativité - Diplôme et Formation	18
3.10 Représentativité - CSP	18
4 Annexes du chapitre 4	19
4.1 Axiomes de monotonie, convexité et non-saturation	19

4.2	Rang d'un système de demande	20
4.3	Calcul des élasticités prix et revenu	21
5	Annexes du chapitre 5	22
5.1	Estimateurs convergents sur données de panel	22
5.2	Termes quadratiques et hétérogénéité inobservée sur données de panel	23
5.3	Régression Instrumentale - Paramètres de première étape . . .	23
5.4	Déterminants socio-démographiques	25
5.5	Modèles LA-AI - Comparaison Modèle parcimonieux vs Mo- dèle complet	26
5.6	Comparaison des élasticités avec la littérature	27
5.7	Tests de Breusch-Pagan, Durbin-Watson et Jarque-Bera . . .	33
5.8	Elasticités-prix directes et croisées	34
5.9	Matrices de corrélation	46
5.10	Matrices de corrélation (suite)	47
5.11	Paramètres – Modèles AI et QUAI	50
6	Annexes du chapitre 6	79
6.1	Liste des biens et services soumis au taux réduit en France . .	79
6.2	Système d'équations simultanées – Version simplifiée	80
6.3	Indicateurs d'adéquation aux recommandations par groupe alimentaire	81
6.4	Rapport qualité nutritionnelle/prix par groupe alimentaire . .	82
7	Annexes du chapitre 7	83
7.1	Utilisation du coefficient de variation - Données d'intervalle et de rapport	83

Annexes

1 Annexes du chapitre 1

2 Annexes du chapitre 2

2.1 Classification IMC

Classification	BMI(kg/m ²)	
	Principal cut-off points	Additional cut-off points
Underweight	<18.50	<18.50
Severe thinness	<16.00	<16.00
Moderate thinness	16.00 - 16.99	16.00 - 16.99
Mild thinness	17.00 - 18.49	17.00 - 18.49
Normal range	18.50 - 24.99	18.50 - 22.99
		23.00 - 24.99
Overweight	≥25.00	≥25.00
Pre-obese	25.00 - 29.99	25.00 - 27.49
		27.50 - 29.99
Obese	≥30.00	≥30.00
Obese class I	30.00 - 34.99	30.00 - 32.49
		32.50 - 34.99
Obese class II	35.00 - 39.99	35.00 - 37.49
		37.50 - 39.99
Obese class III	≥40.00	≥40.00

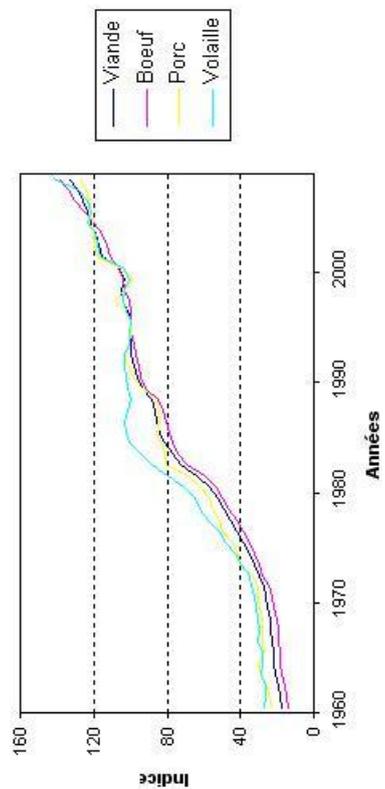
Source: Adapted from WHO, 1995, WHO, 2000 and WHO 2004.

FIGURE 1 – Classification IMC (International Obesity Task Force, 2005)

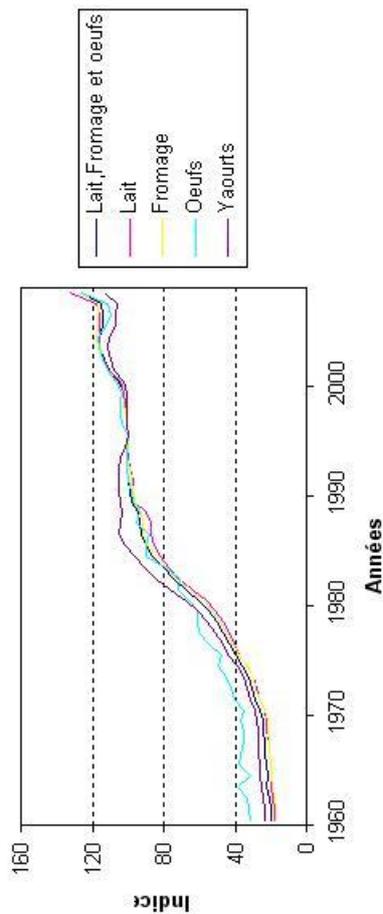
2.2 Evolution des prix alimentaire par groupe

Les tableaux sont reportés à la page suivante.

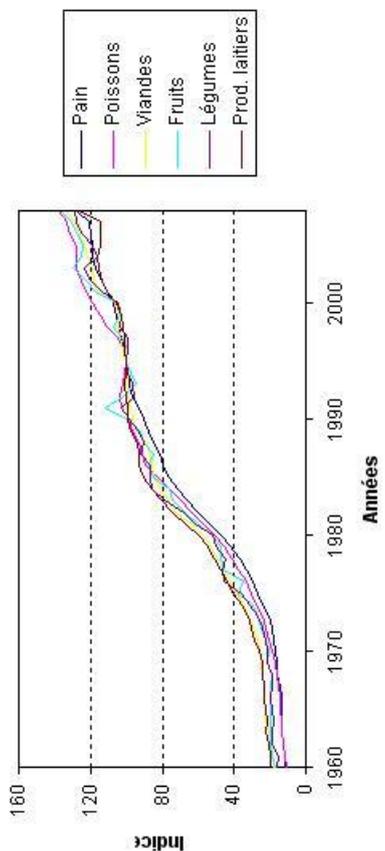
Evolution du prix des viandes de 1960 à 2008



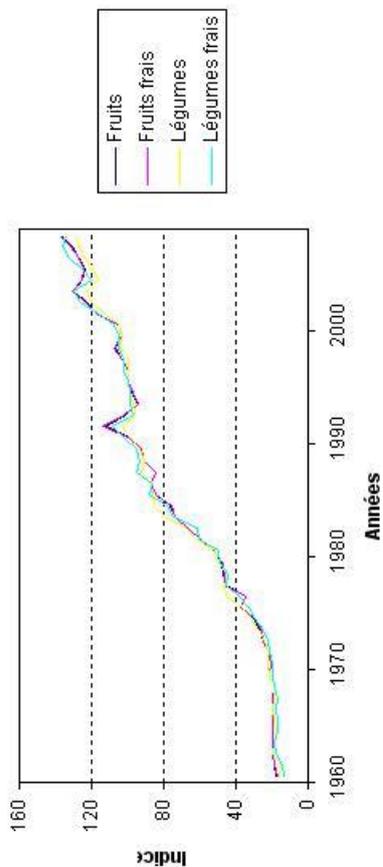
Evolution du prix des produits laitiers de 1960 à 2008



Evolution des prix alimentaires de 1960 à 2008



Evolution du prix des fruits et légumes de 1960 à 2008



Source : Insee, Indice des prix à la consommation.

FIGURE 2 – Evolution des prix par groupe alimentaire – 1960-2008

2.3 Les objectifs du Programme National Nutrition-Santé

La liste des objectifs principaux du PNNS, définis en 1999 par un Comité d'experts coordonné par Serge Hercberg et Arnaud Basdevant dans un rapport élaboré pour la direction générale de la Santé, intitulé *Des objectifs pour une politique nutritionnelle de santé publique en France*, constituent le socle du Programme national nutrition-santé.

Les objectifs du Programme National Nutrition-Santé :

(Source) : Pour une politique nutritionnelle de santé publique, rapport du Haut Comité de la Santé Publique, juillet 2000)

1. Modifier la consommation alimentaire

- augmentation de la consommation de fruits et légumes : réduction du nombre de petits consommateurs de fruits et légumes d'au moins 25 %,
- augmentation de la consommation de calcium afin de réduire de 25 % la population des sujets ayant des apports calciques en dessous des apports nutritionnels conseillés (ANC), associée à une réduction de 25 % de la prévalence des déficiences en vitamine D,
- réduction de la moyenne des apports lipidiques totaux à moins de 35 % des apports énergétiques journaliers, avec une réduction d'un quart de la consommation des acides gras saturés au niveau de la moyenne de la population (moins de 35 % des apports totaux de graisses),
- augmentation de la consommation de glucides afin qu'ils contribuent à plus de 50 % des apports énergétiques journaliers, en favorisant la consommation des aliments sources d'amidon, en réduisant de 25 % la consommation actuelle de sucres simples, et en augmentant de 50 % la consommation de fibres,
- réduction de la consommation d'alcool qui ne devrait pas dépasser 20 g d'alcool chez ceux qui consomment des boissons alcoolisées. Cet objectif vise la population générale et se situe dans le contexte nutritionnel (contribution excessive à l'apport énergétique) ; il n'est pas orienté sur la population des sujets présentant un problème d'alcoolisme chronique, redevable d'une prise en charge spécifique.

2. modifier les marqueurs de l'état nutritionnel

- réduction de 5 % de la cholestérolémie moyenne dans la population des adultes,
- réduction de 10 mm de Hg de la pression artérielle systolique chez les adultes,
- réduction de 20 % de la prévalence du surpoids et de l'obésité (IMC > 25 kg/m²) chez les adultes et interruption de l'augmentation particulièrement élevée au cours des dernières années de la prévalence de l'obésité chez les enfants

3. Modifier l'hygiène de vie en relation avec l'alimentation

- augmentation de l'activité physique dans les activités de la vie quotidienne par une amélioration de 25 % du pourcentage des sujets faisant l'équivalent d'au moins une demi heure de marche rapide par jour (monter l'escalier à pied, faire les courses à pied). La sédentarité étant un facteur de risque de maladies chroniques, doit être combattue chez l'enfant.

2.4 Au sujet du *Healthy Eating Index*

New Alternative to USDA Dietary Guidelines Nearly Twice as Effective in Reducing Risk for Major Chronic Disease

Press Releases : November 21, 2002

Boston, MA- Researchers at the Harvard School of Public Health have developed healthy eating guidelines and an alternative to the US food pyramid that, when followed closely, significantly reduced the risk for major chronic diseases. The researchers rigorously assessed the diets of more than 100,000 men and women and found that the reduction in risk was nearly twice as great for those whose diet met the new guidelines when compared to those whose eating patterns reflected the current USDA dietary guidelines. The findings appear in the December issue of the American Journal of Clinical Nutrition.

The USDA measures the benefits of adherence to recommended federal dietary programs such as the Food Guide Pyramid and "Dietary Guidelines for Americans" by using what it calls the Healthy Eating Index (HEI). The HEI scores the foods that are recommended and consumed by individuals. Adherence to the HEI has been associated with a modest reduction in risk for chronic disease. To determine if more specific guidance would further reduce the risk for chronic disease, Walter Willett, chair of the Department of Nutrition at the Harvard School of Public Health, Marjorie McCullough from the HSPH Department of Nutrition (now an epidemiology researcher at the American Cancer Society) and a team of researchers developed an Alternative Healthy Eating Index and food guide pyramid emphasizing quality of food choices and compared it to the current HEI.

"The current federal guidelines as displayed in the government food guide pyramid emphasizes large amounts of carbohydrates, doesn't make a distinction between types of fat or protein and lumps red meat, chicken, nuts and legumes together," said Willett. "We developed a food guide pyramid based on the best available science and examined how people who followed it did over the next ten to fifteen years and we found that those who followed our guidelines had substantially reduced risks for major disease. These benefits, achieved by healthy dietary choices, are in addi-

tion to those from weight control and regular physical activity, which are also very important.”

More than 100,000 men and women were chosen for the study from the Health Professionals Follow-Up Study and the Brigham and Women’s Hospital based Nurses’ Health Study. The participants were sent detailed food frequency questionnaires assessing how often they consumed various foods. The AHEI was designed to highlight specific dietary patterns and eating behaviors consistently associated with lower chronic disease risk based on previous epidemiological and clinical investigations. It also emphasized the quality of food choices, such as white meat over red meat, whole grains over refined grains, oils high in unsaturated fat over ones with saturated fat and multivitamin use.

The researchers found that men whose diet followed the guidelines of the Alternate Healthy Eating Index lowered their overall risk of major chronic disease by 20 percent and women lowered their overall risk by 11 percent compared with those whose diets least followed these guidelines. Men and women whose diet most closely followed the AHEI guidelines lowered their risk of cardiovascular disease by 39 percent and 28 percent, respectively. When compared directly, using the same group of study participants during an identical follow-up time period, the AHEI reduced risk for chronic disease much more than the federal HEI; men whose diets followed the federal HEI recommendations reduced their overall risk by 11 percent and women by only three percent. Willett added, ”The current USDA dietary pyramid misses an enormous opportunity for improving the health of Americans. It’s clear that we need to rebuild the pyramid from the ground up. Every American deserves it.”

The study was funded in part by grants from the National Institutes for Health.

(extrait du site internet de Harvard University, School of Public health :

<http://www.hsph.harvard.edu/news/press-releases/archives/2002-releases/press11212002.html>)

2.5 Indicateur DQI-I

Components of Diet Quality Index-International (DQI-I) and the percentage of the sample in component subcategories in China and the United States^{1,2}

Component	Score	Scoring criteria	China	United States
<i>n</i>			8352	9768
				%
Variety	0–20 points			
Overall food group variety (meat/poultry/fish/eggs; dairy/beans; grain; fruit; vegetable)	0–15 points	≥1 serving from each food group/d = 15 Any 1 food group missing/d = 12 Any 2 food groups missing/d = 9 Any 3 food groups missing/d = 6 ≥4 food groups missing/d = 3 None from any food groups = 0	2.4 28.8 43.6 25.0 0.3 0.0	23.3 41.6 26.9 6.9 1.2 0.1
Within-group variety for protein source (meat, poultry, fish, dairy, beans, eggs)	0–5 points	≥3 different sources/d = 5 2 different sources/d = 3 From 1 source/d = 1 None = 0	28.1 28.6 27.0 16.3	68.4 25.1 6.1 0.4
Adequacy	0–40 points			
Vegetable group ^{3,4}	0–5 points	≥3–5 servings/d = 5, 0 servings/d = 0 ≥100% <100–50% <50%	82.2 14.7 3.1	42.1 37.7 20.2
Fruit group ^{3,4}	0–5 points	≥2–4 servings/d = 5, 0 servings/d = 0 ≥100% <100–50% <50%	0.4 2.4 97.2	19.6 23.4 57.0
Grain group ^{3,4}	0–5 points	≥6–11 servings/d = 5, 0 servings/d = 0 ≥100% <100–50% <50%	99.1 0.7 0.2	9.6 59.8 30.7
Fiber ^{3,4}	0–5 points	≥20–30 g/d = 5, 0 g/d = 0 ≥100% <100–50% <50%	3.9 28.7 67.3	13.9 52.6 33.5
Protein ³	0–5 points	≥10% of energy/d = 5, 0% of energy/d = 0 ≥100% <100–50% <50%	80.3 19.6 0.1	95.3 4.5 0.1
Iron ^{3,5}	0–5 points	≥100% RDA (AI)/d = 5, 0% RDA (AI)/d = 0 ≥100% <100–50% <50%	68.3 30.4 1.3	68.9 22.5 8.7
Calcium ³	0–5 points	≥100% AI/d = 5, 0% AI/d = 0 ≥100% <100–50% <50%	2.9 36.4 60.7	16.0 44.9 39.1
Vitamin C ^{3,6}	0–5 points	≥100% RDA (RNI)/d = 5, 0% RDA (RNI)/d = 0 ≥100% <100–50% <50%	43.3 37.1 19.6	44.0 27.9 28.1
Moderation	0–30 points			
Total fat	0–6 points	≤20% of total energy/d = 6 >20–30% of total energy/d = 3 >30% of total energy/d = 0	33.7 31.5 34.9	5.5 27.4 67.1
Saturated fat	0–6 points	≤7% of total energy/d = 6 >7–10% of total energy/d = 3 >10% of total energy/d = 0	57.6 24.5 18.0	11.4 27.2 61.4
Cholesterol	0–6 points	≤300 mg/d = 6 >300–400 mg/d = 3 >400 mg/d = 0	77.2 8.2 14.6	66.4 14.4 19.2
Sodium	0–6 points	≤2400 mg/d = 6 >2400–3400 mg/d = 3 >3400 mg/d = 0	9.5 9.3 81.3	30.9 29.9 39.2
Empty calorie foods	0–6 points	≤3% of total energy/d = 6 >3–10% of total energy/d = 3 >10% of total energy/d = 0	94.5 2.8 2.7	63.7 22.6 13.8

FIGURE 3 – Diet Quality Index (Kim *et al.*, 2003)

Components of Diet Quality Index-International (DQI-I) and the percentage of the sample in component subcategories in China and the United States^{1,2}

Component	Score	Scoring criteria	China	United States
Overall balance	0-10 points			
Macronutrient ratio ⁷ (carbohydrate:protein:fat)	0-6 points	55 ~ 65:10 ~ 15:15 ~ 25 = 6 52 ~ 68:9 ~ 16:13 ~ 27 = 4 50 ~ 70:8 ~ 17:12 ~ 30 = 2 Otherwise = 0	4.8 14.0 15.6 65.6	1.2 5.1 9.6 84.1
Fatty acid ratio (PUFA:MUFA:SFA)	0-4 points	P/S = 1 ~ 1.5 and M/S = 1 ~ 1.5 = 4 Else if P/S = 0.8 ~ 1.7 and M/S = 0.8 ~ 1.7 = 2 Otherwise = 0	14.5 19.3 66.2	7.1 16.2 76.7

¹ Values are the percentages of the sample in subcategories.

² Abbreviations: RDA, Recommended Dietary Allowance; AI, Adequate Intakes; RNI, Recommended Nutrient Intake; MUFA, monounsaturated fatty acids; SFA, saturated fatty acids; P/S, ratio of PUFA to SFA intake; M/S, ratio of MUFA to SFA intake.

³ Used as a continuous variable.

⁴ Based on 7118 kJ (1700 kcal)/9211 kJ (2200 kcal)/11304 kJ (2700 kcal) diet; 1 kcal = 4.1868 kJ.

⁵ Scoring system based on the AI value for China and RDA value for the United States.

⁶ Scoring system based on the RNI value for China and RDA value for the United States.

⁷ Ratio of energy from carbohydrate to protein to fat.

FIGURE 4 – Diet Quality Index (Kim *et al.*, 2003) (suite)

Source :

KIM, S., HAINES, P.S., SIEGA-RIZ, A.M. et POPKIN, B.M., The Diet Quality Index-International (DQI-I) provides an effective tool for cross-national comparison of diet quality as illustrated by China and the United States, *The Journal of Nutrition*, 133(11), 2003, p.3476-3484.

3 Annexes du chapitre 3

3.1 Répartition des dépenses par année et groupe alimentaire

La table est reportée à la page suivante.

TABLE 1 – Répartition des dépenses par année et groupe alimentaire

	Poisson	Viaande	Volaille	Charcuterie	Oeufs	Leg frais	Leg secs	Graines	Plat prep	Snack	Yaourt	Fromage	Lait	Féculent	Pom-terre	Prod-gras	Sucre	Prod-sucre	MG-ani	MG-veg	Eau	Bois-na	Bois-a	Cate-the
1996	5,25%	11,71%	4,06%	7,67%	1,1%	4,93%	1,95%	1,39%	4,79%	0,77%	2,17%	8,41%	2,95%	3,91%	0,78%	0,97%	0,72%	9,62%	2,44%	1,47%	1,83%	1,53%	9,69%	2,46%
1997	5,44%	12,06%	4,07%	4,69%	1,04%	4,69%	1,92%	1,44%	4,84%	0,8%	2,18%	8,1%	2,86%	3,71%	0,79%	0,97%	0,65%	9,59%	2,5%	1,46%	1,84%	1,58%	9,76%	2,46%
1998	5,59%	11,39%	3,97%	4,65%	1,01%	4,65%	1,9%	1,48%	5,09%	0,85%	2,28%	8,02%	2,85%	3,82%	0,76%	1%	0,62%	9,93%	2,46%	1,43%	1,93%	1,57%	9,7%	2,46%
1999	5,66%	10,77%	3,73%	4,76%	0,99%	4,76%	1,96%	1,55%	5,63%	0,9%	2,33%	8,05%	2,87%	3,92%	0,82%	1,03%	0,64%	10,11%	2,42%	1,46%	1,9%	1,6%	9,81%	2,46%
2000	5,65%	10,52%	3,9%	4,78%	0,99%	4,78%	1,96%	1,52%	6,15%	0,98%	2,29%	8,04%	2,85%	3,97%	0,77%	1,07%	0,57%	10,06%	2,44%	1,42%	1,97%	1,63%	9,53%	2,46%
2001	5,94%	10,6%	4,17%	4,74%	0,97%	4,74%	1,89%	1,45%	6,52%	0,94%	2,28%	7,36%	2,78%	3,67%	0,89%	1,09%	0,54%	10,09%	2,44%	1,32%	1,85%	1,76%	9,32%	2,46%
2002	5,81%	10,71%	4%	4,77%	0,94%	4,77%	2%	1,46%	6,63%	0,96%	2,46%	7,92%	2,82%	3,78%	0,85%	1,12%	0,36%	10,41%	2,4%	1,39%	1,82%	1,8%	8,8%	2,46%
2003	5,85%	10,9%	3,77%	4,67%	0,91%	4,67%	2,07%	1,65%	6,71%	0,99%	2,56%	7,78%	2,64%	3,81%	0,75%	1,1%	0,52%	10,69%	2,32%	1,34%	1,93%	2,06%	8,76%	2,46%
2004	5,85%	10,98%	3,96%	4,39%	0,89%	4,39%	2,03%	1,59%	6,81%	0,93%	2,67%	7,8%	2,51%	3,91%	0,86%	1,1%	0,54%	10,8%	2,33%	1,33%	1,8%	1,9%	8,74%	2,46%
2005	6,1%	11,12%	3,97%	4,51%	0,86%	4,51%	2,03%	1,63%	7,02%	0,95%	2,64%	7,61%	2,6%	3,92%	0,74%	1,13%	0,49%	10,83%	2,27%	1,28%	1,75%	1,84%	8,37%	2,46%
2006	6,07%	11,37%	3,85%	4,54%	0,89%	4,54%	2,03%	1,66%	7,24%	0,98%	2,61%	7,59%	2,62%	3,85%	0,84%	1,13%	0,47%	10,73%	2,23%	1,36%	1,73%	1,87%	7,99%	2,46%
2007	6,08%	11,08%	4,02%	4,52%	0,86%	4,52%	2,04%	1,75%	7,58%	0,72%	2,52%	7,51%	2,66%	3,87%	0,86%	1,1%	0,44%	10,76%	2,24%	1,3%	1,61%	1,78%	8,05%	2,46%

3.2 82 postes ajoutés

TABLE 2 – 82 postes ajoutés (partie 1)

	noma	Origine des données	Année (éd.)
Plats préparés			
Plats préparés traditionnels			
Quenelles	4561	SU-VI-MAX	2006
Paella	4562	SU-VI-MAX	2006
Choucroute	4563	SU-VI-MAX	2006
Cassoulet	4564	SU-VI-MAX	2006
Lasagne	4565	SU-VI-MAX	2006
Plats préparés exotiques			
Couscous au poisson	4571	SU-VI-MAX	2006
Couscous à la viande	4572	SU-VI-MAX	2006
Chili con carne	4573	SU-VI-MAX	2006
Buf au cury	4574	SU-VI-MAX	2006
Buf, préparation chinoise	4575	SU-VI-MAX	2006
Porc au cury	4576	SU-VI-MAX	2006
Porc, préparation chinoise	4577	SU-VI-MAX	2006
Poulet au cury	4578	SU-VI-MAX	2006
Poulet, préparation chinoise	4579	SU-VI-MAX	2006
Autres plats exotiques/sans précision	4570	SU-VI-MAX	2006
Snacks			
Sandwichs sans précision	4581	SU-VI-MAX	2006
Sandwichs à base de poissons	4582	SU-VI-MAX	2006
Sandwichs à base de viandes	4583	SU-VI-MAX	2006
Sandwich crudités sans viandes ou poissons	4584	SU-VI-MAX	2006
Tartes salées/tourtes	4585	SU-VI-MAX	2006
Burgers (à base de viande)	4586	SU-VI-MAX	2006
Hot dog	4587	SU-VI-MAX	2006
Salades			
Salade de pomme de terre	4591	FCEN	2007
Salade de légumes	4592	FCEN	2007
Salade de légumes avec crevettes	4593	FCEN	2007
Salade de légumes avec dinde, jambon et fromage	4594	FCEN	2007
Salade de légumes avec fromage et oeuf	4595	FCEN	2007
Salade de légumes avec poulet	4596	FCEN	2007
Salade de légumes avec pâtes et fruits de mer	4597	FCEN	2007
Salade verte mélangée	4598	SU-VI-MAX	2006
Autres salades	4599	FCEN	2007
Poissons			
Saumon, cru	6101	SU-VI-MAX	2006
Bar / Loup, cru	6102	SU-VI-MAX	2006
Eglefin, cru	6103	SU-VI-MAX	2006
Anchois, cru	6104	SU-VI-MAX	2006
Thon rouge, cuit	6105	SU-VI-MAX	2006
Raie, crue	6106	SU-VI-MAX	2006
Rascasse, crue	6107	SU-VI-MAX	2006
Roussette, crue	6108	SU-VI-MAX	2006
Fletan, cru	6109	SU-VI-MAX	2006

TABLE 3 – 82 postes ajoutés (partie 2)

	noma	Origine des données	Année (éd.)
Produits laitiers			
Lait			
Lait de chèvre	7130	SU-VI-MAX	2006
Lait aromatisé	7140	SU-VI-MAX	2006
Beurre			
Beurre/Autres beurres	7211		
Beurre doux	7212	SU-VI-MAX	2006
Beurre doux allégé	7213	SU-VI-MAX	2006
Beurre demi-sel/sel	7214	SU-VI-MAX	2006
Beurre demi-sel/sel allégé	7215	SU-VI-MAX	2006
Fromages			
Camembert	7370	SU-VI-MAX	2006
Camembert 40% MG	7371	SU-VI-MAX	2006
Camembert 45% MG	7372	SU-VI-MAX	2006
Camembert 50% MG	7373	SU-VI-MAX	2006
Camembert 60% MG	7374	SU-VI-MAX	2006
Camembert allégé 25% MG	7375	SU-VI-MAX	2006
Fromage frais	7380	SU-VI-MAX	2006
Fromage frais 0% MG, nature	7381	SU-VI-MAX	2006
Fromage frais 40% MG, nature	7382	SU-VI-MAX	2006
Fromage frais 0% MG, aux fruits	7383	SU-VI-MAX	2006
Fromage frais 40% MG, aux fruits	7384	SU-VI-MAX	2006
Fromage blanc	7385	SU-VI-MAX	2006
Fromage blanc 0% MG	7386	SU-VI-MAX	2006
Fromage blanc 10% MG	7387	SU-VI-MAX	2006
Fromage blanc 20% MG	7388	SU-VI-MAX	2006
Fromage blanc 40% MG	7389	SU-VI-MAX	2006
Petits suisses, aromatisé	7390	SU-VI-MAX	2006
Petits suisses, nature et sucré	7391	SU-VI-MAX	2006
Petits suisses 30% MG, nature	7392	SU-VI-MAX	2006
Petits suisses 40% MG, nature	7393	SU-VI-MAX	2006
Petits suisses 20% MG, sucré	7394	SU-VI-MAX	2006
Yaourts			
Yaourt, nature et sucré	7412	SU-VI-MAX	2006
Yaourt au bifidus, nature	7413	SU-VI-MAX	2006
Yaourt au lait entier, nature	7414	SU-VI-MAX	2006
Yaourt au lait de brebis	7418	SU-VI-MAX	2006
Yaourt au lait de soja	7431	SU-VI-MAX	2006
Yaourt, aromatisé	7415	SU-VI-MAX	2006
Yaourt au bifidus, aromatisé	7416	SU-VI-MAX	2006
Yaourt à boire, aromatisé	7417	SU-VI-MAX	2006
Yaourt au lait de brebis	7418	SU-VI-MAX	2006
Yaourt au lait de soja	7431	SU-VI-MAX	2006
Crème fraîche			
Crème fraîche allégée 15%	7512	SU-VI-MAX	2006
Laits gélifiés			
Crème anglaise	7422	SU-VI-MAX	2006
Crème caramel	7423	SU-VI-MAX	2006
Crème dessert	7424	SU-VI-MAX	2006
Flan (non nappé)	7425	SU-VI-MAX	2006
Flan caramel (nappé)	7426	SU-VI-MAX	2006
Mousse au chocolat	7427	SU-VI-MAX	2006
Riz au lait	7428	SU-VI-MAX	2006

3.3 Tests de Shapiro-Wilk

Pour tester la log-normalité de la distribution des quantités et dépenses alimentaires, nous avons procédé à des tests de Shapiro-Wilk par produit. Dans la mesure où les ménages ne sont pas nécessairement actifs sur toutes les périodes et que la série couvrent 156 périodes, nous avons sélectionné trois périodes. Par souci d'équilibre, nous avons retenues trois périodes à intervalle régulier : 1996 période 1, 2002 période 7 et 2007 période 13. Par ailleurs, les dépenses étant libellées dans des devises différentes (franc jusqu'en 2002 et euro à partir de 2003), nous les avons converti en une même devise, en l'occurrence le franc pour cette phase. Les résultats pour les 3 premiers groupes de biens sont les suivants :

TABLE 4 – Tests de Shapiro-Wilk (1965) – 1996, 2004 et 2007

Années	Variables		W	V	z	Prob>z
1996	Pains sans précision	Dépenses	0,54	11,26	-2,04	0,98
	Pain ordinaire	Dépenses	0,58	105,67	-1,23	0,89
	Petits pains ordinaires et pains spéciaux	Dépenses	0,46	629,26	-1,04	0,85
	Pains sans précision	Quantités	0,46	13,18	-2,04	0,98
	Pain ordinaire	Quantités	0,6	100,48	-1,23	0,89
	Petits pains ordinaires et pains spéciaux	Quantités	0,7	353,4	-1,04	0,85
2002	Pains sans précision	Dépenses	0,92	1,22	-0,01	0,5
	Pain ordinaire	Dépenses	0,72	70,72	-0,88	0,81
	Petits pains ordinaires et pains spéciaux	Dépenses	0,79	314,85	-0,76	0,78
	Pains sans précision	Quantités	0,79	3,28	-1,55	0,94
	Pain ordinaire	Quantités	0,65	86,77	-1,24	0,89
	Petits pains ordinaires et pains spéciaux	Quantités	0,8	302,31	-1,02	0,85
2007	Pains sans précision	Dépenses	0,83	6,72	-0,9	0,82
	Pain ordinaire	Dépenses	0,73	127,56	-0,84	0,8
	Petits pains ordinaires et pains spéciaux	Dépenses	0,78	645,42	-0,78	0,78
	Pains sans précision	Quantités	0,85	5,98	-1,75	0,96
	Pain ordinaire	Quantités	0,7	142,58	-1,14	0,87
	Petits pains ordinaires et pains spéciaux	Quantités	0,76	705,17	-0,96	0,83

Les tests de Shapiro-Wilk et de Shapiro-Francia ne rejettent pas l'hypothèse de log-normalité de la distribution des quantités et des dépenses alimentaires au seuil de 1%.

3.4 Liste des 27 groupes alimentaires

TABLE 5 – Liste des 27 groupes alimentaires

Groupe	Sous-groupe	numéro
Viandes, Poissons et Oeufs	Poissons et produits de la mer	1
	Viandes + Abats	2
	Volailles + Lapin	3
	Charcuterie	4
	Oeufs	5
Fruits et Légumes	Légumes frais	6
	Légumes transformés	7
	Fruits frais	8
	Fruits transformés	9
	Fruits secs	10
	Graines et Condiments	11
Plats préparés	Plats composés prêts à l'emploi	12
	Snacks, pizzas et quiches et tartes salées	13
Produits laitiers	Yaourts	14
	Fromages	15
	Lait	16
Féculents/Produits céréaliers	Féculents raffinés/Produits céréaliers	17
	Légumes secs/Pommes de terre	18
Produits gras-sucrés/gras-salés	Produits gras-salés	19
	Sucre	20
	Autres produits gras-sucrés	21
Matières grasses	Matière grasse animale	22
	Matière grasse végétale	23
Boissons	Eaux	24
	Boissons non-alcoolisées	25
	Boissons alcoolisées	26
	Café et thé	27

3.5 Variables de calage sur marge

La liste des variables de calage utilisées par TNS Worldpanel est la suivante :

- le nombre de personnes au foyer ;
- l'âge de la (le) responsable des achats (panéliste) ;
- la CSP du chef de ménage ;
- la région ;
- l'habitat ;
- la classe économique-sociale.

3.6 Nutriments qualifiants

TABLE 6 – 12 Nutriments qualifiants et 3 composés à limiter

Nutriments	ANC
Protéines	65 g
Fibres	30 g
Vitamine C	110 mg
Vitamine E	12 mg
Thiamine (B1)	1,2 mg
Riboflavine (B2)	1,6 mg
Vitamine B6	1,7 mg
Folates (B9)	315 g
Calcium	900 mg
Fer	12,5 mg
Magnésium	390 mg
Potassium	3100 mg
Sodium	2365 mg
AGS	22.2 g
Sucre ajouté	50 g

3.7 Représentativité - Statistiques descriptives après pondération

TABLE 7 – Statistiques descriptives après pondération - variables explicatives

Variables	Moyenne
Panéliste femme	0.88
Aucun diplôme/non déclaré	0.40
BEPC-CAP-BEP	0.31
Baccalauréat	0.11
Bac+2 et plus	0.18
Exploitants agricoles	0.04
Artisans et commerçants	0.05
Cadres et professions intermédiaires	0.32
Employés et ouvriers	0.52
Militaires, étudiants et autres	0.07
Panéliste retraité	0.42
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.16
Communes rurales	0.24
Communes de 2000 à 10000 habitants	0.11
Communes de 10000 à 50000 habitants	0.11
Communes de 50000 à 200000 habitants	0.13
Communes de 200000 habitants et plus - hors Paris	0.22
Paris et agglomération	0.18

3.8 Représentativité géographique - Taille des communes

Nb. d'habitants	Nb. de communes	Poids en Nb. d'habitants
Agglo. Paris	396	16,5
200 000 à 2 000 000	974	23,1
100 000 à 200 000	320	5,6
50 000 à 100 000	495	7,0
20 000 à 50 000	602	6,4
10 000 à 20 000	689	5,2
5 000 à 10 000	931	5,5
2 000 à 5 000	1 547	6,3
Communes rurales	30 611	24,4
	36 565	100,0

Source : Insee, Recensement de la population, 1999

FIGURE 5 – Représentativité géographique - Taille des communes

3.9 Représentativité - Diplôme et Formation

Population non scolarisée de 15 ans ou plus par sexe et diplôme			
	1999		
	Ensemble	Hommes	Femmes
Population non scolarisée	42 644 956	20 415 272	22 229 684
Titulaire (%) :	(100%)	(100%)	(100%)
- d'aucun diplôme	20,0 %	19,3 %	20,5 %
- du CEP	17,3 %	14,4 %	19,9 %
- du BEPC	8,1 %	6,9 %	9,3 %
- du CAP ou du BEP	24,8 %	29,6 %	20,4 %
- du BAC ou du Brevet professionnel	12,2 %	11,9 %	12,5 %
- d'un diplôme de niveau BAC + 2	8,5 %	7,5 %	9,5 %
- d'un diplôme de niveau supérieur	9,1 %	10,4 %	7,8 %

Source : Insee, Recensement de la population, 1999

FIGURE 6 – Représentativité - Diplôme et Formation

3.10 Représentativité - CSP

Population selon la catégorie socio-professionnelle	
	1999
<u>Agriculteurs</u>	642 167
<u>Artisans, commerc</u>	1 659 052
<u>Cadres, prof. Intel.</u>	3 165 335
<u>Professions inter.</u>	5 762 885
<u>Employés</u>	7 809 091
<u>Ouvriers</u>	7 061 742
<u>Retraités</u>	10 634 443
<u>Autres inactifs</u>	21 778 985
Total	58 513 700

Source : Insee, Recensement de la population, 1999

FIGURE 7 – Représentativité - CSP

4 Annexes du chapitre 4

4.1 Axiomes de monotonie, convexité et non-saturation

Axiome 5 : Monotonie

Un ordre de préférence dans R^n est monotone si :

$$\left\{ \begin{array}{l} Q_1 = (q_1^1, \dots, q_1^n) \\ Q_2 = (q_2^1, \dots, q_2^n) \\ \forall i, q_1^i = q_2^i \\ \exists j, q_1^j \geq q_2^j \end{array} \right.$$

alors

$$Q_1 \succcurlyeq Q_2$$

Soit un certain panier de bien. Il est supposé qu'un consommateur préfère toujours un assortiment de biens qui contient d'avantage de l'un des biens et au moins autant des autres que le panier de référence.

Axiome 6 : Non-saturation

Un consommateur est localement non saturé au point Q_1 , si pour tout voisinage τ de Q_1 , il existe $Q_2 \in \tau$ tel que $Q_2 \succcurlyeq Q_1$. Cet axiome implique que la fonction d'utilité n'est pas stationnaire au voisinage de Q_1 .

Axiome 7 : Convexité stricte

Un ordre de préférence sur $Q \in R^n$ est strictement convexe si pour deux complexes Q_1 et Q_2 , $Q_1 \neq Q_2$, $Q_1 \succcurlyeq Q_2$ et pour tout α avec $0 < \alpha < 1$ on a :

$$\alpha Q_1 + (1 - \alpha) Q_2 \succcurlyeq Q_2$$

La fonction d'utilité d'une relation de préférence strictement convexe est strictement quasi-concave.

$$U[\alpha Q_1 + (1 - \alpha) Q_2] > U(Q_2); U(Q_1) > U(Q_2)$$

4.2 Rang d'un système de demande

Après Banks *et al.* (1997), il est possible de comprendre les systèmes de demande de type AI/QUAI sous la forme générale suivante :

$$w_i = A_i(p) + B_i(p) \ln x + C_i(p)g(x) \quad (1)$$

avec $A_i(p)$, $B_i(p)$ et $C_i(p)$ des fonctions continues et différentiables dans les prix p , et $g(x)$ une fonction continue et différentiable en x . Pour que la part des dépenses, w_i , soit linéaire dans le log du revenu x , $C_i(p)$ devra être égal à zéro. Nous définissons le rang d'un système de demande par le degré de flexibilité de la courbe d'Engel. Plus précisément, le rang du système de demande précédent est égal au rang de la matrice $N \times 3$ des coefficients des courbes d'Engel.

4.3 Calcul des élasticités prix et revenu

Nous présentons le calcul des élasticités-prix et revenu dans le cadre du modèle AI, formule simplifiée par rapport à celle du modèle QUA I présentée dans le corps de la thèse.

Les élasticités-dépense sont obtenues en dérivant la fonction de demande par rapport à la dépense totale. On obtient :

$$e_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (2)$$

Les élasticités prix non-compensées sont obtenues en dérivant l'équation de demande par rapport aux prix. Elles s'écrivent :

$$e_{ij}^{nc} = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} \left(\gamma_{ij} - \beta_i \times \left(\alpha_j + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} \ln p_k \right) \right) \quad (3)$$

où δ_{ij} est le terme de Kronecker, égal à 1 si $i = j$ et 0 autrement.

Les élasticités-prix compensées peuvent ensuite être estimées, de la même manière, à partir des élasticités non-compensées en utilisant la formule de Slutsky :

$$e_{ij}^c = e_{ij}^{nc} + w_j e_j \quad (4)$$

5 Annexes du chapitre 5

5.1 Estimateurs convergents sur données de panel

TABLE 8 – Estimateurs sur données de panel (Cameron et Trivedy, 2009)

Estimator of β	Assumed Model		
	Pooled (21.1)	Random Effects (21.3) and (21.5)	Fixed Effects (21.3) Only
Pooled OLS (21.1)	Consistent	Consistent	Inconsistent
Between (21.7)	Consistent	Consistent	Inconsistent
Within (or Fixed Effects) (21.8)	Consistent	Consistent	Consistent
First Differences (21.9)	Consistent	Consistent	Consistent
Random Effects (21.10)	Consistent	Consistent	Inconsistent

^a This table considers only consistency of estimators of β . For correct computation of standard errors see Section 21.2.3.

5.2 Termes quadratiques et hétérogénéité inobservée sur données de panel

L'introduction de (5.13) dans (5.1), en prenant en considération les termes quadratiques, permet d'obtenir, sous forme matricielle¹ :

$$w_t^c = \alpha + \psi' X_t^c + \gamma' \ln p_t^c + \beta (\ln x_t^c - \alpha' \ln p_t^c - \frac{1}{2} \gamma \ln p_t^{c'} \ln p_t^c) + \lambda \frac{(\ln x_t^c - \alpha' \ln p_t^c - \frac{1}{2} \gamma \ln p_t^{c'} \ln p_t^c)^2}{b'(p_t^c)} + v_t^c \quad (5)$$

Avec l'introduction d'un terme quadratique, v_t^c , sous forme matricielle, devient :

$$v_t^c = \epsilon_t^c + \tilde{\alpha}^c - \ln p_t^{c'} \tilde{\alpha}^c \left[\beta + 2\lambda \frac{(\ln x_t^c - \alpha' \ln p_t^c - \frac{1}{2} \gamma \ln p_t^{c'} \ln p_t^c)^2}{b'(p_t^c)} \right] + \lambda \left(\frac{(\ln p_t^{c'} \tilde{\alpha}^c)^2}{b'(p_t^c)} \right) \quad (6)$$

Avec $\Gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_n)'$.

5.3 Régression Instrumentale - Paramètres de première étape

Comme on peut le constater au regard du tableau 59, le paramètre pour la variable instrumentale REVENU, qui correspond au logarithme du revenu, est statistiquement significative au seuil de 1%. Cette première étape participe à la validation de l'instrument pour la variable endogène de dépense alimentaire totale.

1. Avec, par exemple, le vecteur $w_t^c = (w_{1t}^c, \dots, w_{nt}^c)$.

TABLE 9 – Régression Instrumentale - Paramètres de première étape - Modèle AI

Variable	Coefficient	(Std. Err.)
Genre du panéliste	0.341**	(0.062)
CAP-BEP	-0.070*	(0.034)
Baccalauréat	0.409**	(0.072)
Bac+2 et plus	0.139**	(0.027)
Dispose d'une automobile	0.504**	(0.070)
Panéliste retraité	0.338**	(0.017)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.524**	(0.199)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.875**	(0.173)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.270	(0.181)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.131	(0.205)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.296*	(0.144)
Prix Poisson	0.014	(0.012)
Prix Viande	-0.064**	(0.021)
Prix Volailles	0.015	(0.011)
Prix Charcuterie	0.044*	(0.021)
Prix Oeufs	0.229**	(0.054)
Prix Légumes frais	-0.003	(0.009)
Prix Légumes transformés	-0.002	(0.009)
Prix Fruits frais	-0.005	(0.008)
Prix Fruits transformés	-0.010	(0.021)
Prix Fruits secs	-0.002	(0.010)
Prix Graine et condiments	-0.004	(0.008)
Prix Plats préparés	-0.008	(0.012)
Prix Snack	0.008	(0.017)
Prix Yaourt	-0.002	(0.020)
Prix Fromage	0.009	(0.043)
Prix Lait	-0.007	(0.006)
Prix Féculents	-0.030**	(0.009)
Prix Pommées de terre	-0.011	(0.007)
Prix Produits gras-salés	-0.007	(0.033)
Prix Sucre	0.012	(0.009)
Prix Produits gras-sucrés	-0.035*	(0.014)
Prix MG animale	-0.010	(0.024)
Prix MG végétale	-0.009	(0.012)
Prix Eau	-0.001	(0.005)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.001	(0.011)
Prix Boissons alcoolisées	0.012	(0.009)
Prix Café et thé	0.032*	(0.016)
Revenu	0.760**	(0.035)
Dummy Cohorte 2	0.065**	(0.007)
Dummy Cohorte 3	0.371**	(0.023)
Dummy Cohorte 4	0.480**	(0.023)
Dummy Cohorte 5	0.737**	(0.042)
Dummy Cohorte 6	0.809**	(0.041)
Dummy Cohorte 7	1.159**	(0.059)
Dummy Cohorte 8	1.174**	(0.059)
Dummy Année 1997	0.020 [†]	(0.012)
Dummy Année 1998	0.006	(0.012)
Dummy Année 1999	0.012	(0.014)
Dummy Année 2000	0.043*	(0.017)
Dummy Année 2001	0.000	(0.022)
Dummy Année 2002	-0.028	(0.024)
Dummy Année 2003	0.025	(0.023)
Dummy Année 2004	0.011	(0.026)
Dummy Année 2005	-0.013	(0.021)
Dummy Année 2006	-0.077**	(0.024)
Dummy Année 2007	-0.116**	(0.026)
Dummy Période 2	0.010	(0.006)
Dummy Période 3	0.020**	(0.007)
Dummy Période 4	0.053**	(0.007)
Dummy Période 5	0.042**	(0.008)
Dummy Période 6	0.057**	(0.009)
Dummy Période 7	0.047**	(0.009)
Dummy Période 8	0.052**	(0.009)
Dummy Période 9	0.071**	(0.008)
Dummy Période 10	0.038**	(0.007)
Dummy Période 11	0.012 [†]	(0.007)
Dummy Période 12	0.042**	(0.006)
Dummy Période 13	0.113**	(0.010)
Intercept	-1.431**	(0.256)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

5.4 Déterminants socio-démographiques

TABLE 10 – Effets des variables socio-démographiques

	sexe	retraite	auto	educ2	educ3	educ4	en0a5	en6a10	en11a15	en16a18	en18max
Poisson	0,026 (0,007)	0,022 (0,002)	-0,030 (0,008)	-0,011 (0,004)	0,020 (0,008)	0,005 (0,003)	-0,046 (0,023)	0,020 (0,020)	-0,006 (0,021)	0,036 (0,023)	-0,014 (0,017)
Viandes	0,060 (0,011)	0,025 (0,002)	-0,042 (0,013)	0,013 (0,006)	-0,023 (0,013)	0,011 (0,005)	-0,103 (0,035)	-0,095 (0,031)	-0,051 (0,032)	0,078 (0,036)	0,079 (0,026)
Volailles	0,011 (0,004)	0,003 (0,001)	0,005 (0,005)	-0,002 (0,002)	-0,009 (0,005)	-0,001 (0,002)	0,006 (0,015)	0,056 (0,013)	-0,038 (0,013)	0,055 (0,015)	-0,031 (0,011)
Charcuterie	0,001 (0,005)	-0,003 (0,001)	0,002 (0,007)	0,002 (0,003)	0,010 (0,006)	-0,001 (0,002)	0,031 (0,018)	-0,036 (0,016)	0,061 (0,016)	0,027 (0,018)	-0,031 (0,013)
Oeufs	0,006 (0,001)	-0,002 (0,000)	-0,003 (0,001)	0,003 (0,000)	0,001 (0,001)	-0,002 (0,000)	0,010 (0,003)	-0,001 (0,002)	0,010 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,009 (0,002)
Légumes frais	-0,008 (0,006)	0,020 (0,001)	-0,015 (0,007)	0,020 (0,003)	-0,021 (0,007)	-0,005 (0,002)	0,049 (0,019)	0,034 (0,017)	-0,038 (0,017)	-0,013 (0,019)	-0,022 (0,014)
Légumes transformés	-0,001 (0,002)	-0,006 (0,000)	0,001 (0,002)	0,003 (0,001)	-0,002 (0,002)	0,001 (0,001)	0,010 (0,006)	-0,017 (0,006)	0,003 (0,006)	0,000 (0,006)	0,000 (0,005)
Fruits frais	-0,026 (0,008)	0,033 (0,002)	0,022 (0,010)	0,012 (0,004)	-0,009 (0,010)	0,006 (0,004)	-0,061 (0,027)	0,057 (0,024)	-0,015 (0,025)	-0,075 (0,028)	0,018 (0,020)
Fruits transformés	-0,006 (0,002)	-0,011 (0,000)	-0,006 (0,002)	-0,001 (0,001)	-0,015 (0,002)	-0,002 (0,001)	-0,015 (0,005)	-0,028 (0,005)	0,018 (0,005)	-0,005 (0,005)	0,014 (0,004)
Fruits secs	0,000 (0,001)	0,002 (0,000)	0,003 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)	-0,004 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,004 (0,002)	-0,002 (0,003)	0,005 (0,002)
Graine et condiments	-0,002 (0,001)	-0,004 (0,000)	0,000 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,001 (0,001)	0,007 (0,004)	-0,018 (0,004)	0,024 (0,004)	-0,001 (0,004)	-0,004 (0,003)
Plats préparés	-0,042 (0,006)	-0,029 (0,001)	0,000 (0,007)	-0,003 (0,003)	0,072 (0,007)	0,007 (0,002)	0,024 (0,019)	0,009 (0,016)	0,034 (0,017)	-0,011 (0,019)	-0,018 (0,013)
Snack	-0,010 (0,002)	-0,006 (0,000)	0,002 (0,002)	-0,002 (0,001)	0,004 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,008 (0,005)	-0,024 (0,005)	0,022 (0,004)	0,002 (0,005)	0,005 (0,004)
Yaourt	-0,003 (0,002)	-0,006 (0,000)	0,011 (0,003)	0,004 (0,001)	-0,021 (0,002)	-0,004 (0,001)	-0,043 (0,007)	-0,040 (0,006)	0,014 (0,006)	-0,018 (0,007)	0,037 (0,005)
Fromage	-0,001 (0,004)	0,000 (0,001)	0,021 (0,005)	-0,015 (0,002)	0,006 (0,005)	0,004 (0,002)	-0,069 (0,013)	0,000 (0,011)	-0,016 (0,011)	-0,076 (0,013)	0,060 (0,009)
Lait	-0,008 (0,002)	-0,012 (0,001)	-0,001 (0,003)	0,005 (0,001)	0,019 (0,003)	0,004 (0,001)	0,048 (0,008)	0,008 (0,007)	-0,001 (0,007)	-0,035 (0,008)	-0,011 (0,006)
Féculents	-0,008 (0,003)	-0,015 (0,001)	0,006 (0,003)	0,003 (0,001)	0,011 (0,003)	0,000 (0,001)	0,018 (0,008)	0,002 (0,007)	0,029 (0,008)	-0,025 (0,008)	-0,006 (0,006)
Pommes de terre	-0,001 (0,002)	0,002 (0,000)	-0,002 (0,002)	0,003 (0,001)	0,004 (0,002)	-0,003 (0,001)	0,022 (0,006)	0,017 (0,006)	0,000 (0,006)	-0,005 (0,006)	-0,017 (0,004)
Produits gras-salés	-0,004 (0,001)	-0,005 (0,000)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,008 (0,001)	-0,002 (0,000)	0,013 (0,004)	-0,010 (0,003)	0,005 (0,003)	0,012 (0,004)	-0,005 (0,003)
Sucre	0,000 (0,001)	0,002 (0,000)	0,004 (0,002)	0,000 (0,001)	0,004 (0,001)	0,002 (0,001)	0,000 (0,004)	0,003 (0,004)	-0,006 (0,004)	-0,020 (0,004)	0,003 (0,003)
Produits gras-sucrés	-0,011 (0,007)	-0,044 (0,002)	0,012 (0,008)	-0,007 (0,004)	0,049 (0,008)	-0,009 (0,003)	0,022 (0,022)	-0,026 (0,020)	0,094 (0,020)	-0,016 (0,022)	-0,019 (0,016)
MG animale	0,004 (0,002)	0,001 (0,000)	0,005 (0,002)	0,000 (0,001)	-0,003 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,011 (0,005)	-0,011 (0,005)	-0,005 (0,004)	-0,024 (0,005)	0,019 (0,004)
MG végétale	0,004 (0,001)	0,006 (0,000)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,002 (0,002)	0,002 (0,001)	-0,013 (0,004)	-0,027 (0,004)	0,015 (0,004)	-0,018 (0,004)	0,014 (0,003)
Eau	-0,007 (0,002)	0,005 (0,000)	0,008 (0,003)	-0,006 (0,001)	-0,020 (0,003)	0,003 (0,001)	-0,039 (0,007)	-0,010 (0,006)	0,002 (0,006)	-0,012 (0,007)	0,026 (0,005)
Boissons non-alcolisées	-0,003 (0,002)	-0,013 (0,001)	0,000 (0,003)	-0,002 (0,001)	0,001 (0,003)	-0,004 (0,001)	0,018 (0,008)	-0,025 (0,007)	0,024 (0,007)	0,009 (0,008)	-0,006 (0,006)
Boissons alcolisées	0,035 (0,013)	0,029 (0,003)	0,000 (0,016)	-0,019 (0,007)	-0,047 (0,016)	-0,017 (0,006)	0,139 (0,044)	0,169 (0,039)	-0,148 (0,039)	0,146 (0,044)	-0,103 (0,032)
Café-thé	-0,003 (0,132)	0,005 (0,175)	0,000 (0,121)	-0,003 (0,169)	-0,017 (0,094)	-0,002 (0,114)	-0,005 (0,105)	-0,002 (0,108)	-0,029 (0,121)	-0,008 (0,089)	0,016 (0,092)

5.5 Modèles LA-AI - Comparaison Modèle parcimonieux vs Modèle complet

TABLE 11 – Comparaison - LA-AI-lag-LSDV-3SLS - Modèles *toutes variables socio-demo* et modèle *2 variables*

	LV	AIC	BIC
LA-AI-lag-LSDV-3SLS (mod. parcimonieux)	153688.6	-303555.2	-293777.8
LA-AI-lag-LSDV-3SLS (mod. complet)	153476.2	-302662.3	-291687.7

5.6 Comparaison des élasticités avec la littérature

Etude de Lecocq et Robin (2006)

TABLE 12 – Elasticités-Dépense (Lecocq et Robin, 2006)
Estimated food expenditure elasticities

Groups	Mean point	First quartile	Median point	Third quartile
<i>VEGE</i>	1.157 (0.128)	1.124 (0.124)	1.156 (0.128)	1.172 (0.132)
<i>FRUIT</i>	1.330 (0.271)	1.306 (0.238)	1.348 (0.288)	1.351 (0.297)
<i>MEAT</i>	0.747 (0.033)	0.767 (0.033)	0.751 (0.032)	0.741 (0.032)
<i>CHICK</i>	1.405 (0.149)	1.390 (0.139)	1.398 (0.147)	1.411 (0.155)
<i>FISH</i>	0.469 (0.073)	0.443 (0.082)	0.442 (0.074)	0.476 (0.071)
<i>DAIRY</i>	1.403 (0.160)	1.396 (0.152)	1.399 (0.159)	1.405 (0.165)
<i>ALCO</i>	0.916 (0.211)	0.873 (0.231)	0.915 (0.211)	0.932 (0.205)

Note: standard errors in parentheses.

TABLE 13 – Elasticités-prix non-compensées (Lecocq et Robin, 2006)
Estimated conditional uncompensated own-price elasticities

Groups	Mean point	First quartile	Median point	Third quartile
<i>VEGE</i>	-1.172 (0.038)	-1.171 (0.039)	-1.172 (0.038)	-1.174 (0.038)
<i>FRUIT</i>	-1.160 (0.072)	-1.148 (0.066)	-1.168 (0.076)	-1.170 (0.077)
<i>MEAT</i>	-0.628 (0.041)	-0.654 (0.038)	-0.632 (0.040)	-0.619 (0.042)
<i>CHICK</i>	-0.874 (0.031)	-0.881 (0.025)	-0.877 (0.030)	-0.870 (0.033)
<i>FISH</i>	-0.866 (0.051)	-0.870 (0.048)	-0.863 (0.052)	-0.864 (0.053)
<i>DAIRY</i>	-1.085 (0.017)	-1.087 (0.015)	-1.084 (0.017)	-1.084 (0.018)
<i>ALCO</i>	-1.137 (0.156)	-1.135 (0.159)	-1.137 (0.155)	-1.138 (0.155)

Note: standard errors in parentheses.

Etude de Caillavet *et al.* (2009)TABLE 14 – Elasticités-Dépense (Caillavet *et al.*, 2009)

	1er	5ème	ensemble
1 Pain et céréales	0,7***	0,69***	0,73***
2 Pommes de terre	1,56***	1,82***	1,34***
3 légumes frais	0,99***	1,32***	1,14***
4 légumes transformés	1,28***	1,61***	1,22***
5 fruits frais	0,92***	0,58***	0,77***
6 fruits transformés	0,99***	0,52***	0,98***
7 <u>Boeuf</u> et veau	1,12***	1,19***	1,14***
8 Porc	0,97***	2,19***	1,18***
9 Autres viandes	0,21	0,8***	1,2***
10 Charcuterie	1,14***	1,05***	1,07***
11 Volailles	1,59***	1,93***	1,46***
12 <u>Oeufs</u>	0,87***	1,29***	1,06***
13 Poisson	1,23***	1,02***	1,19***
14 Plats préparés	0,84***	0,69***	0,84***
15 Produits laitiers	1,16***	1,19***	1,15***
16 Fromages	1,08***	1,13***	1,03***
17 Graisses animales	1,38***	1,59***	1,14***
18 Graisses végétales	1,26***	1,23***	1,2***
19 Sucre	1,48***	0,32	1,12***
20 Bonbon, Chocolat	0,77***	0,66***	0,85***
21 Eau	0,91***	0,59***	0,88***
22 Boissons non alcoolisées	1,22***	1,65***	1,11***
23 Boissons alcoolisées	1,12***	0,95***	1,04***
24 Thé Café	1,21***	1,11***	1,02***
25 Autres	1,19***	1,14***	1,11***

CAILLAVET, F., LECOIGNE, C. et NICHELE, V. Les inégalités alimentaires : Que révèle le budget des ménages ? Une exploitation de l'enquête Budget de Famille 2005-06. *Working paper ALISS*, 2009.

TABLE 15 – Elasticités-prix compensées (Caillaet *et al.*, 2009)

1	-0.28***	0.01***	0.03***	0.01*	0	0.02***	-0.03**	0.01	0	0.03***	0.01	-0.01***	0	0.08***	0	0.04***	0	-0.01**	-0.01***	0.07***	0.01	0.02***	0.03***	0.01	0	
2	0.12**	-1.19***	-0.01	0.06*	0.07	0.03	0.07	0.1**	-0.03	0.06	0.1**	0.04**	0.09***	0.09***	-0.03	0.04***	0	-0.01*	-0.01	0.04***	0.08**	0.02	0.04	0.05*	0.09***	0.06***
3	0.1***	0	-1.1***	0.02***	-0.01	0.03***	0.12***	0.01	0.03**	0.1***	0.03***	0.1***	0.04***	0.14***	0.05***	0.06***	0	0.01**	0	0.01***	0.04***	0.03***	0.03***	0.1***	0.06***	0.04***
4	0.07	0.04*	0.05**	-1.01***	0.01	0.06***	0.03	0.04	0	0.11***	0.14***	0.02	-0.02*	-0.06*	0.11***	0.03	0.04**	0.01	0.04***	-0.01*	0.03	0.07***	0.08***	0.1***	0.02	
5	0.03	0.02	-0.01	0	-0.64***	0.03**	0.07***	0.02	0.04*	0.05**	0.03	0	0.03	0.05**	0.04**	0.05**	0.02	0.03**	0.02	0.02***	0.02	0	0.06***	0.03**	0	
6	0.16***	0.02	0.08***	0.06***	0.07***	-1.11***	0.08**	0.03	0.06**	0.13***	0.05*	0.02*	0.09***	-0.06*	0.06**	0.05**	0.01	0.02	0.01	0.02	-0.02	-0.02	0.09***	0.08***	0	
7	-0.08**	0.01	0.1***	0.01	0.07***	0.03**	-0.63***	0.01	0.03*	0.07***	0.05**	0.01	0.08***	0.01	0.05**	0.04*	0	0.02***	-0.01	0.04**	0.02	0.01	0.04**	-0.01	0.02	
8	0.06	0.07**	0.04	0.05	0.03	0.04	-0.7***	0.06	-0.03	-0.02	0.01	0.05	0.13***	0.06	0.02	0.06*	0.02	0.06*	-0.03	0.04*	0.02	0.01	0.04**	0	0.02	
9	-0.06	-0.03	0.11**	0.01	0.14*	0.09**	0.15*	0.07	-1.35***	-0.04	0.1	0.03	-0.03	0.19**	0.11*	0.02	0.07	0.04	0.04	0.04	0.06	0.01	0.11**	0.07	0.06	
10	0.06***	0.01	0.06***	0.03***	0.04**	0.03***	0.05***	-0.01	-0.01	-0.66***	0.04***	0.01*	0.06***	0.07***	0.02	0.07**	0.02	0.01**	0	0.05***	0.02**	0.01	0	0.02*	0.02***	
11	0	0.04**	0.06**	0.09***	0.05	0.03*	0.1***	-0.01	0.05	0.12***	-1.26***	0.01	0	0.15***	0.08***	0.08**	0.03	0.03*	0.03*	0.05***	-0.02	-0.01	0.02	0.08***	0.06***	
12	-0.2***	-0.02	-0.07**	0.06	0.03	0.04*	0.05	0.03	0.05	0.09**	0.03	-0.75***	0.06	0.12***	-0.05	0.15**	0.05*	0.08*	0.01	0.03	0.06**	0.01	0.05**	0.06**	0	
13	-0.01	0.05*	0.06***	-0.01	0.04	0.05**	0.12***	-0.02	-0.01	0.14***	0	0.01	-1.04***	0.11***	0.09***	0.11***	0.02*	0.02*	0.02*	0.02*	0.01	0.06**	0.04***	0.05**	0.04***	
14	0.18***	0.02***	0.08***	-0.01*	0.03**	-0.01*	0.03**	0.01	0.03**	0.07***	0.05***	0.01*	0.05**	-0.68***	0.05**	0.01	0.01**	0.01**	0.01**	0.01**	0	0.01	-0.01	0.03**	0.01	
15	0.09***	0.01**	0.04**	0.03***	0.02**	0.05***	0.02**	0.05***	0.01	0.02*	0.03***	-0.01	0.04***	0.06***	-0.78***	0.05***	0	0	0	0	0.03***	0.03***	0.03***	0.02*	0.03***	
16	-0.01	-0.01	0.05**	0.01	0.04**	0.02*	0.04*	0	0	0.02	0.04**	0.02**	0.02**	0.02	0.06**	-0.5***	-0.01	0.04***	0	0	-0.02	-0.01	0.05**	0.03**	0.02*	
17	-0.06*	-0.01	0.03	0.05*	0.05*	0.02	0.02	0.07*	0.06	0.05**	0.05	0.04*	0.05*	0.08***	-0.01	-0.02	-0.65***	-0.04*	0	0	0.04*	0.04*	0.09***	0.05**	0.02	
18	-0.24***	-0.02	0	0.01	0.17***	0.03	0.12***	-0.05	0.05	0.02	0.07*	0.01	0.08**	0.1**	-0.03	0.21***	-0.06*	-0.65***	-0.02	0.01	0.05**	0.01	0.1***	0.08***	-0.05***	
19	-0.21**	0.1**	0.1**	0.15***	0.19***	0.04	-0.06	0.12*	0.09	0.01	0.24***	0.04	0.07	0.14**	0.02	0.05	0.01	-0.04	-1.39***	0.09**	0.02	0.17***	0.08***	-0.05	0	
20	0.22***	0.02**	0.08***	0	0.02	0	0.04*	0.02*	0.01	0.07***	0.02	0.01*	0.04***	0	0.05**	-0.02	0	0	0.01**	-0.72***	0.02*	0.01	0.07***	0.03***	0.02*	
21	0.05	0.02	0.11***	0.03	0	0.02	0.07	-0.01	0.04	0.09**	-0.01	0.03**	0.07*	0.05	0.12***	-0.03	0.03*	0.03*	0.03**	0.03**	0.05*	-0.9***	0.05**	0.04	0.02	
22	0.15***	0.03	0.08***	0.06***	0.2***	-0.02	0.02	0.02	0.01	0.04	0.03	0.01	0.1***	-0.03	0.11***	0.04	0.04*	0	0.01	-1.07***	0.01	-1.07***	0.03	0.03	0.05***	
23	0.06***	0.01*	0.07***	0.02**	0.02**	0.04**	0	0.02**	0	0	0.03***	0.01**	0.03**	0.04**	0.08***	0.04***	0.02***	0.02***	0.01**	0.08***	0.01*	0.01	-0.65***	0.03**	0.02***	
24	0.04	0.05***	0.12***	0.08***	0.06**	0.06**	-0.02	0	0.04	0.06**	0.1***	0.02**	0.08***	0.07**	0.05*	0.06**	0.03**	0.03**	-0.01	0.07***	0.03	0.02	0.11***	-1.19***	0.04***	
25	0.01	0.04***	0.1***	0.02	0.01	0.01	0.05	0.02	0.04	0.08***	0.09***	0	0.08***	0.02	0.1***	0.05*	0.01	-0.03**	0	0.04*	0.02	0.05***	0.06***	0.05***	-0.92***	

Etude de Allais *et al.* (2009)TABLE 16 – Elasticités-Dépense (Allais *et al.*, 2009)

Items	Well-off	Average Upper	Average lower	Modest
Red meat	1.143 (0.165)	1.137 (0.158)	1.137 (0.158)	1.151 (0.174)
Other meats	1.124 (0.132)	1.114 (0.117)	1.110 (0.117)	1.117 (0.124)
Cooked meats	0.964 (0.113)	0.968 (0.096)	0.970 (0.096)	0.970 (0.096)
Fish	0.662 (0.149)	0.617 (0.190)	0.568 (0.190)	0.527 (0.208)
Eggs	1.418 (0.170)	1.390 (0.156)	1.385 (0.156)	1.376 (0.153)
Grain products	1.384 (0.146)	1.355 (0.123)	1.325 (0.123)	1.282 (0.107)
Potatoes	1.197 (0.379)	1.177 (0.337)	1.175 (0.337)	1.177 (0.342)
Fresh fruits	1.269 (0.140)	1.318 (0.190)	1.365 (0.190)	1.390 (0.203)
Processed fruits	2.117 (0.345)	2.071 (0.314)	2.015 (0.314)	1.996 (0.308)
Fruit juices	0.682 (0.164)	0.679 (0.162)	0.686 (0.162)	0.684 (0.163)
Fresh vegetables	0.754 (0.138)	0.734 (0.173)	0.692 (0.173)	0.646 (0.199)
Processed vegetables	1.469 (0.176)	1.401 (0.137)	1.365 (0.137)	1.329 (0.123)
Dried fruits	0.395 (0.353)	0.262 (0.529)	0.093 (0.529)	0.064 (0.546)
Milk products	1.343 (0.094)	1.315 (0.080)	1.289 (0.080)	1.264 (0.073)
Cheese/butter/cream	0.731 (0.074)	0.734 (0.072)	0.741 (0.072)	0.749 (0.070)
Prepared meals	2.043 (0.163)	2.091 (0.168)	2.076 (0.168)	1.996 (0.155)
Oils	0.505 (0.176)	0.556 (0.147)	0.585 (0.147)	0.627 (0.132)
Salt-fat products	0.290 (0.212)	0.317 (0.197)	0.340 (0.197)	0.397 (0.180)
Sugar-fat products	1.325 (0.109)	1.287 (0.086)	1.257 (0.086)	1.228 (0.076)
Soft drinks	0.638 (0.291)	0.719 (0.186)	0.768 (0.186)	0.810 (0.153)
Waters	0.950 (0.145)	0.948 (0.160)	0.945 (0.160)	0.937 (0.181)
Alcohol	0.311 (0.209)	0.196 (0.275)	0.092 (0.275)	-0.051 (0.319)

Expertise Scientifique Collective *Les fruits et légumes dans l'alimentation* (2007)

TABLE 17 – La demande de fruits et légumes : Elasticités prix et dépense/revenu, ESCo (2007)

Auteurs	Données	Echantillon	Méthode estimation	Elasticité-prix direct non compensées	Elasticité-dépense alimentaire	Elasticité-revenu
Pombosa, Mbaga (Agriculture and Agrifood 2007)	Canada Food Expenditure survey 2001	5 643 ménages	AIDS	F : -0.85 L : -0.65	F : 1.28 L : 1.31	
Smed, Denver (Food Policy 2007)	Danemark Données de Panel 1997-2000	2000 ménages 4 classes sociales	AIDS Elasticités temporelles	Min/max F : -0.68/-1.27 L : -1.14/-1.47		
Angulo, Gil, Dhehibi, Mur (Applied Econ. 2002)	Espagne Enquête nationale de budget des ménages Données de panel	217 ménages 4 tailles de zone de résidence	Modèle de Rotterdam Elasticités temporelles	Min/max F : -0.55/-0.77 L : -0.30/-0.46		Min/max F : 1.01 / 1.21 L : 0.82 / 1.22
Henneberry, Piewthonggam, Qiang (J. Agric. and Resource Econ. 1999)	Etats-Unis	1970-1992 10 fruits frais et 10 légumes frais	LA/AIDS Elasticités temporelles	Pommes: -0.59 Bananes: -1.20 Raisin: -2.09 Agrumes: -1.03 Carottes: -1.65 Oignon: -0.29 Concombres: -0.73 Tomates: -0.23	Pommes: 0.5 Bananes: 0.87 Raisin: 5.22 Agrumes: 1.08 Carottes: 2.02 Oignon: 1.41 Concombres: 0.89 Tomates: 1.16	
Huang, Lin (ERS 2000)	Etats-Unis 1987-88 Food Consumption survey	4245 ménages 3 strates de revenu	AIDS	Bas revenu/total F : -0.65 / -0.72 L : -0.70 / -0.72	Bas revenu/total F : 1.26 / 1.16 L : 1.02 / 0.98	
Yen, Lin, Smallwood (2003)	Etats-Unis Enquête sur le Programme national de coupons alimentaires	bénéficiaires de coupons alimentaires 1996-97: 817 ménages	3 méthodes : Quasi-Maximum de vraisemblance; Simulated- Maximum ; Two-Step estimator.	FL: -0.71/-0.74	FL: 1.03 / 1.04	

TABLE 18 – La demande de fruits et légumes : Elasticités prix et dépense/revenu, ESCo (2007)

Richards, Patterson (J.Agr. Res. Ec. 2005)	Etats-Unis données de panel 2000 : Canada données Nielsen 2002	Etats-Unis: 8 régions, 35 fruits frais, 51 légumes frais; Canada : 6 régions, 71 fruits, 107 légumes	Modèle en 2 étapes Fonction Cobb-Douglas	Etats-Unis: F: -0.67; L: -0.89; Canada: F: -0.86; L: -0.87;	Etats-Unis: F: 1.09 L: -0.86 Canada: F: 1.13 L: 0.87	
Nichele, 2003	France	Enquête sur la consommation alimentaire 1978-1991	QUAIDS Elasticités temporelles	F: -0.70 L: -0.92	F: 1.07 L: 1.25	seuil de pauvreté total : F : 0.89/0.37 L : 0.30/0.24
Andrieu et al. (ONPES 2006)	France * Budgets de Famille 2000-01	10 288 ménages	Working-Leser quadratique			
	*Données TNS 1997	2005 ménages	AIDS	1 ^{er} quartile/total : F frais : -0.89/-1.06 L frais : -0.82/-1.06 F en conserves : -1.15/-0.79 L en conserves : -1.03/-1.01	1 ^{er} quartile/total : F frais : 0.93/1.20 L frais : 0.94/1.23 F en conserve : 1.53/1.55 L en conserve : 1.12/0.52	1 ^{er} quartile/total F frais : 0.22/0.40 L frais : 0.22/0.41 F en conserve : 0.37 /0.52 L en conserve : 0.27/0.18
Lechene, (MAPP 2001)	Grande-Bretagne National Food Survey	600 ménages/an Prix: 1988-2000 Revenu: pooled data 1998-2000	AIDS Elasticités temporelles	1988-2000 L: -0.66 L transformés : -0.6 F frais : -0.29		1998-2000 L verts : 0.27 L transformés : 0.12 F frais : 0.30
Mori, Clason, Lillywhite (Agriculture 2006)	Japon	Enquêtes de Budget de ménages 1979- 2001	régression double-log Elasticités temporelles	Pommes : -0.38 Mandarines : -0.28		Pommes : 1.36 Mandarines : -1.92
Gustavsen, Rickertsen (Can. J. Agric. Econ. Rev. 2006)	Norvège	1986-1998 Consumption surveys 3 groupes de légumes	Modèle d'Heckman en 2 étapes Elasticités temporelles	L traditionnels: -1.13 L, pour salade: -0.38 L, transformés: -1.62	L traditionnels: 2.12 L, pour salade: 1.68 L, transformés: 1.26	

5.7 Tests de Breusch-Pagan, Durbin-Watson et Jarque-Bera

TABLE 19 – Tests de Breusch-Pagan, Durbin-Watson et Jarque-Bera

	Breusch-Pagan		Durbin-Watson	Jarque-Bera	
	F-test	P-value	DW	χ^2	P-value
Poisson	5,044	0,000	1,437	161,80	0,000
Viandes	3,671	0,000	1,482	395,40	0,000
Volailles	4,392	0,000	1,615	113,30	0,000
Charcuterie	5,610	0,000	1,496	105,80	0,000
Oeufs	5,101	0,000	1,326	70,61	0,000
Légumes frais	3,157	0,000	1,140	160,50	0,000
Légumes transformés	4,865	0,000	1,146	84,65	0,000
Fruits frais	5,736	0,000	0,854	140,40	0,000
Fruits transformés	5,754	0,000	1,304	169,90	0,000
Fruits secs	4,712	0,000	1,201	133,60	0,000
Graine et condiments	2,022	0,000	1,525	6353,00	0,000
Plats préparés	4,485	0,000	1,075	15,92	0,000
Snack	19,607	0,000	0,945	154,50	0,000
Yaourt	4,036	0,000	1,134	81,41	0,000
Fromage	3,443	0,000	1,275	31,37	0,000
Lait	5,202	0,000	1,124	44,18	0,000
Féculents	6,862	0,000	1,375	155,30	0,000
Pommes de terre	2,757	0,000	1,353	1295,00	0,000
Produits gras-salés	4,611	0,000	1,434	132,70	0,000
Sucre	10,887	0,000	1,115	451,60	0,000
Produits gras-sucrés	8,698	0,000	1,409	80,94	0,000
MG animale	3,463	0,000	1,474	26,84	0,000
MG végétale	5,314	0,000	1,655	226,10	0,000
Eau	5,706	0,000	1,284	105,20	0,000
Boissons non-alcoolisées	8,491	0,000	1,292	154,60	0,000
Boissons alcoolisées	7,843	0,000	1,656	393,70	0,000
Café-thé	3,678	0,000	1,384	61,20	0,000

Le modèle par les MCO présente donc de l'hétéroscédaticité et de l'autocorrélation (dans une moindre mesure). L'estimateur par les MCQG est donc approprié. Par ailleurs, l'hypothèse de normalité des aléas est rejetée. Ce dernier résultat, important et dangereux pour le modèle, mériterait plus d'attention dans la mesure où la commande *sktest*, utilisée ici, est critiquée et jugée insuffisante pour qualifier la non-normalité des aléas (Royston, 1991).

ROYSTON, J.P. : Comment on sg3.4 and an improved D'Agostino test. *Stata Technical Bulletin 3*, pp. 23-24. Reprinted in *Stata Technical Bulletin Reprints*, vol. 1, pp. 110-112. College Station, TX : Stata Press, 1991.

5.8 Élasticités-prix directes et croisées

Dans cette annexe, nous présentons les différents jeux d'élasticités estimées. Nous présentons tout d'abord les élasticités-prix non-compensées par modèle de demande (LSDV-OLS, LSDV-2SLS, LSDV-3SLS et Mundlak-3SLS) et, ensuite, par classe de revenu (Aisés, Moyenne Supérieure, Moyenne Inférieure et Modestes). Enfin, nous rapportons les élasticités prix compensées.

Élasticités directes et croisées par modèle de demande

TABLE 20 – Elasticités prix non-compensées - AIDS-LSDV-3SLS - Niveau national

	Poisson	Viande	Volaille	Charcuterie	Ovins	Leg fruits	Leg trans	Fruit frais	Fruit secs	Graines	Plat prep	Snack	Yaourt	Fromage	Lait	Féculent	Pan-terre	Prod-sucre	Sucre	Prod-sucre	MG-ani	MG-veg	Eau	Boisson	Boisson	Café-the	
Poisson	(0.982)	(0.028)	(0.018)	(-0.030)	(0.000)	(0.004)	(0.001)	(0.006)	(-0.001)	(-0.002)	(0.008)	(-0.017)	(0.001)	(-0.011)	(0.002)	(0.010)	(0.013)	(-0.003)	(0.004)	(0.007)	(-0.002)	(0.000)	(-0.005)	(-0.008)	(0.000)	(0.000)	(0.007)
Viande	(0.019)	-1.039	(-0.017)	(-0.027)	(0.003)	(0.012)	(-0.006)	(0.004)	(0.005)	(0.002)	(-0.002)	(0.015)	(0.005)	(-0.007)	(0.013)	(0.008)	(0.004)	(-0.004)	(0.004)	(0.018)	(0.005)	(0.004)	(-0.005)	(-0.007)	(0.007)	(0.014)	(0.007)
Volaille	(0.022)	(-0.038)	(-0.003)	(0.042)	(-0.002)	(0.010)	(-0.004)	(0.009)	(-0.014)	(-0.001)	(-0.012)	(-0.015)	(-0.011)	(-0.019)	(0.006)	(0.005)	(-0.016)	(0.005)	(0.000)	(-0.005)	(0.000)	(-0.001)	(-0.005)	(0.005)	(0.002)	(0.012)	(-0.002)
Charcuterie	(0.016)	(0.027)	(0.016)	(-0.073)	(-0.003)	(-0.015)	(0.005)	(-0.015)	(-0.003)	(-0.003)	(0.003)	(-0.010)	(-0.008)	(-0.009)	(0.008)	(0.004)	(-0.003)	(0.004)	(0.007)	(-0.019)	(0.006)	(-0.006)	(-0.004)	(0.008)	(0.004)	(0.008)	(-0.023)
Ovins	(-0.001)	(0.000)	(-0.009)	(-0.033)	(-0.502)	(-0.038)	(0.004)	(-0.008)	(-0.088)	(0.011)	(0.000)	(-0.017)	(-0.051)	(-0.068)	(0.015)	(0.006)	(-0.011)	(0.002)	(0.007)	(-0.023)	(-0.001)	(0.013)	(-0.011)	(-0.024)	(-0.024)	(0.009)	(0.008)
Leg fruits	(-0.006)	(-0.034)	(0.003)	(-0.007)	(-0.010)	(-0.009)	(0.007)	(0.017)	(0.003)	(-0.007)	(-0.009)	(0.016)	(0.021)	(0.024)	(0.052)	(0.010)	(-0.011)	(-0.006)	(-0.003)	(-0.031)	(-0.003)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(0.000)	(0.003)
Leg trans	(0.012)	(-0.015)	(-0.005)	(0.017)	(0.002)	(0.024)	(-0.015)	(-0.002)	(0.004)	(0.004)	(-0.023)	(0.010)	(-0.027)	(0.028)	(0.006)	(-0.002)	(0.008)	(-0.002)	(0.007)	(0.019)	(0.010)	(0.008)	(-0.010)	(0.009)	(0.011)	(0.012)	(0.006)
Fruit frais	(0.016)	(0.047)	(0.016)	(-0.012)	(0.000)	(0.031)	(0.004)	(-0.011)	(0.000)	(0.003)	(-0.001)	(-0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.021)	(-0.004)	(0.014)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.008)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(-0.018)	(0.006)
Fruit secs	(-0.018)	(0.033)	(-0.009)	(-0.031)	(-0.056)	(0.017)	(-0.006)	(-0.022)	(-0.884)	(0.004)	(0.002)	(0.012)	(-0.023)	(-0.015)	(-0.032)	(0.006)	(0.011)	(-0.005)	(-0.052)	(-0.013)	(-0.009)	(0.026)	(0.019)	(0.000)	(0.014)	(-0.035)	(0.015)
Fruit sucs	(-0.006)	(-0.117)	(-0.005)	(-0.039)	(0.034)	(-0.074)	(0.029)	(0.071)	(0.030)	(-0.893)	(-0.007)	(-0.079)	(0.019)	(0.023)	(0.046)	(0.011)	(0.013)	(0.011)	(0.020)	(0.017)	(0.022)	(0.016)	(0.022)	(0.015)	(0.008)	(0.014)	(0.021)
Graines	(0.024)	(-0.015)	(-0.036)	(0.070)	(-0.002)	(-0.029)	(0.003)	(-0.020)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.001)	(-0.001)	(0.038)	(-0.017)	(-0.016)	(0.002)	(0.005)	(0.005)	(-0.002)	(0.020)	(0.005)	(-0.007)	(-0.028)	(-0.005)	(0.013)
Plat prep	(-0.025)	(0.026)	(-0.013)	(-0.028)	(-0.004)	(-0.021)	(-0.010)	(-0.010)	(0.005)	(-0.006)	(0.009)	(-0.078)	(0.013)	(-0.014)	(-0.014)	(0.001)	(0.002)	(-0.013)	(0.009)	(0.007)	(0.017)	(-0.004)	(-0.001)	(0.003)	(0.006)	(-0.022)	(-0.005)
Snack	(0.013)	(0.021)	(0.009)	(-0.130)	(-0.072)	(0.003)	(0.010)	(0.005)	(0.005)	(0.002)	(0.003)	(0.017)	(0.005)	(0.006)	(0.012)	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.014)	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.011)	(0.006)
Yaourt	(-0.019)	(0.026)	(-0.019)	(-0.013)	(-0.025)	(-0.001)	(-0.018)	(0.007)	(-0.003)	(0.011)	(0.004)	(0.013)	(0.014)	(0.014)	(0.001)	(0.017)	(0.008)	(0.008)	(0.015)	(0.015)	(0.014)	(0.009)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)
Fromage	(-0.004)	(-0.030)	(-0.020)	(-0.033)	(-0.011)	(-0.010)	(0.006)	(0.001)	(-0.004)	(0.004)	(0.008)	(-0.006)	(-0.017)	(-0.006)	(-0.844)	(-0.008)	(0.000)	(-0.001)	(-0.009)	(0.001)	(-0.012)	(-0.011)	(0.001)	(0.003)	(-0.028)	(-0.009)	(0.029)
Lait	(-0.028)	(0.046)	(-0.013)	(-0.050)	(-0.005)	(-0.030)	(-0.010)	(-0.044)	(-0.008)	(-0.005)	(-0.004)	(-0.023)	(-0.001)	(-0.021)	(-0.056)	(-0.072)	(-0.030)	(-0.012)	(-0.006)	(-0.014)	(-0.031)	(-0.016)	(-0.015)	(-0.013)	(-0.008)	(-0.048)	(-0.020)
Féculent	(0.006)	(-0.016)	(-0.020)	(-0.042)	(-0.009)	(-0.013)	(-0.004)	(0.003)	(0.003)	(-0.001)	(-0.006)	(0.004)	(0.002)	(0.001)	(-0.005)	(-0.012)	(-0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.016)	(0.006)	(0.005)	(-0.006)	(-0.010)	(-0.017)	(0.016)
Pan-terre	(0.070)	(-0.018)	(0.012)	(0.033)	(-0.017)	(-0.079)	(-0.010)	(-0.025)	(-0.012)	(-0.011)	(-0.039)	(-0.120)	(-0.017)	(-0.034)	(-0.037)	(-0.054)	(-0.054)	(-0.072)	(-0.006)	(-0.039)	(-0.079)	(-0.022)	(-0.022)	(0.004)	(-0.064)	(0.030)	(0.023)
Prod-gras	(-0.022)	(0.004)	(-0.022)	(-0.149)	(0.001)	(-0.023)	(0.013)	(-0.001)	(-0.074)	(0.004)	(0.007)	(-0.050)	(0.048)	(0.027)	(-0.067)	(-0.005)	(0.027)	(-0.002)	(-0.750)	(0.012)	(-0.038)	(0.031)	(0.010)	(-0.014)	(0.048)	(-0.009)	(-0.017)
Sucre	(-0.018)	(-0.015)	(0.014)	(0.197)	(0.014)	(-0.007)	(-0.002)	(-0.028)	(0.020)	(0.002)	(0.017)	(0.022)	(-0.017)	(0.038)	(0.069)	(0.024)	(0.012)	(0.012)	(0.048)	(0.026)	(-0.806)	(-0.054)	(0.011)	(0.035)	(0.009)	(-0.010)	(0.025)
Prod-sucre	(-0.009)	(-0.025)	(-0.015)	(-0.043)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.002)	(-0.004)	(-0.001)	(0.001)	(0.012)	(0.009)	(-0.006)	(-0.018)	(0.008)	(-0.002)	(-0.002)	(0.002)	(-0.005)	(-0.006)	(-0.024)	(-0.014)	(-0.011)	(-0.002)	(-0.004)	(-0.020)	(-0.011)
MG-ani	(0.003)	(0.006)	(0.006)	(0.027)	(0.000)	(0.007)	(-0.013)	(0.008)	(-0.012)	(-0.011)	(0.015)	(0.007)	(-0.013)	(0.042)	(-0.033)	(0.000)	(-0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(-0.028)	(-0.001)	(0.004)	(0.005)	(-0.026)	(0.011)	(0.017)
MG-veg	(0.012)	(-0.009)	(0.010)	(-0.027)	(0.000)	(0.011)	(-0.003)	(0.008)	(0.002)	(-0.011)	(0.005)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.033)	(0.023)	(0.018)	(-0.008)	(0.014)	(0.013)	(0.018)	(0.009)	(0.000)	(-0.871)	(0.010)	(0.009)	(0.013)
Eau	(-0.004)	(0.006)	(-0.001)	(-0.003)	(-0.004)	(0.007)	(-0.007)	(0.025)	(0.007)	(0.009)	(0.009)	(0.031)	(0.015)	(0.018)	(0.006)	(0.010)	(0.007)	(-0.005)	(0.010)	(0.011)	(0.009)	(0.016)	(0.016)	(0.017)	(0.014)	(0.013)	(0.017)
Boisson	(-0.057)	(0.052)	(-0.005)	(0.018)	(-0.018)	(-0.028)	(0.001)	(-0.028)	(-0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.006)	(-0.002)	(0.016)	(-0.008)	(-0.012)	(-0.035)	(0.007)	(0.005)	(0.005)	(-0.056)	(-0.022)	(0.007)	(0.006)	(-0.008)	(-0.009)	(-0.044)
Bois-a	(0.014)	(0.007)	(0.017)	(0.012)	(-0.002)	(0.014)	(0.005)	(-0.030)	(-0.001)	(0.002)	(-0.001)	(0.003)	(-0.001)	(-0.002)	(0.009)	(0.014)	(0.011)	(0.001)	(0.011)	(0.009)	(0.022)	(0.011)	(0.003)	(0.003)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.878)
Café-the	(0.004)	(-0.019)	(0.002)	(-0.074)	(0.008)	(0.017)	(0.010)	(0.010)	(0.015)	(0.011)	(0.000)	(-0.043)	(0.050)	(0.112)	(-0.008)	(0.086)	(0.012)	(-0.006)	(-0.004)	(-0.020)	(0.048)	(0.018)	(0.010)	(-0.011)	(-0.024)	(0.014)	(-1.001)
	(0.017)	(0.029)	(0.014)	(0.027)	(0.008)	(0.012)	(0.011)	(0.011)	(0.014)	(0.007)	(0.008)	(0.017)	(0.013)	(0.016)	(0.031)	(0.010)	(0.011)	(0.009)	(0.012)	(0.009)	(0.020)	(0.014)	(0.010)	(0.007)	(0.013)	(0.013)	(0.022)

TABLE 21 – Elasticités prix non-compensées - AIDS-LSDV-OLS - Niveau national

	Poisson	Viande	Volaille	Charcuterie	Ovins	Leg fruits	Leg trais	Fruit frais	Fruit trais	Fruit sec	Graines	Plat prep	Snack	Yaourt	Fromage	Lait	Féculent	Pan-terre	Prod-sucre	Sucre	Prod-sucre	MG-ani	MG-veg	Eau	Bois-au	Bois-a	Café-the				
Poisson	(0.983)	(0.022)	(0.017)	(0.012)	(-0.011)	(-0.008)	(0.000)	(0.006)	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(-0.004)	(0.002)	(-0.016)	(-0.011)	(-0.005)	(0.009)	(0.012)	(-0.006)	(-0.004)	(0.000)	(-0.003)	(-0.004)	(-0.007)	(-0.010)	(0.005)	(-0.022)				
Viande	(0.021)	(-1.041)	(-0.013)	(-0.012)	(0.005)	(0.009)	(-0.003)	(-0.004)	(0.004)	(-0.003)	(-0.004)	(0.004)	(0.005)	(-0.007)	(-0.012)	(-0.005)	(0.008)	(0.006)	(-0.004)	(-0.004)	(0.004)	(0.000)	(-0.004)	(-0.007)	(-0.010)	(0.015)	(0.028)				
Volaille	(0.013)	(-0.041)	(-0.000)	(0.017)	(-0.004)	(-0.005)	(-0.006)	(-0.011)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.017)	(-0.011)	(-0.024)	(-0.018)	(-0.014)	(-0.006)	(-0.005)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.003)	(0.002)	(0.004)	(-0.005)	(-0.003)	(0.019)	(-0.042)	(0.025)			
Charcuterie	(-0.080)	(-0.010)	(0.028)	(-0.022)	(-0.012)	(-0.002)	(-0.004)	(0.002)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(0.002)	(-0.010)	(-0.027)	(-0.005)	(-0.019)	(-0.004)	(-0.005)	(-0.005)	(-0.005)	(-0.005)	(-0.001)	(-0.008)	(-0.006)	(-0.009)	(0.014)	(-0.026)	(0.026)			
Ovins	(0.010)	(0.017)	(-0.005)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.009)		
Leg fruits	(0.002)	(-0.013)	(0.002)	(0.012)	(-0.008)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)		
Leg trais	(0.009)	(-0.021)	(-0.002)	(-0.019)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)		
Fruit frais	(0.022)	(0.051)	(0.020)	(-0.006)	(-0.001)	(0.031)	(0.004)	(-0.022)	(-0.004)	(0.005)	(-0.001)	(0.008)	(0.002)	(0.000)	(0.017)	(-0.004)	(0.014)	(0.001)	(0.002)	(0.000)	(0.000)	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
Fruit trais	(-0.027)	(0.073)	(-0.018)	(-0.013)	(-0.038)	(-0.012)	(-0.015)	(-0.028)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)	(-0.015)		
Fruit sec	(0.015)	(-0.096)	(-0.052)	(-0.078)	(0.022)	(-0.086)	(0.030)	(0.079)	(0.043)	(-0.856)	(-0.022)	(-0.055)	(0.048)	(0.095)	(0.064)	(-0.036)	(0.024)	(-0.026)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.024)	(0.113)	(-0.117)	(-0.008)	(0.019)	(0.026)	(0.081)	(0.051)		
Graines	(0.030)	(-0.019)	(-0.031)	(-0.015)	(-0.006)	(-0.012)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)		
Plat prep	(-0.013)	(0.021)	(0.010)	(0.015)	(-0.107)	(-0.079)	(-0.028)	(-0.041)	(-0.010)	(-0.004)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)		
Snack	(0.011)	(0.038)	(-0.039)	(-0.015)	(-0.029)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	(-0.026)	
Yaourt	(-0.016)	(0.014)	(-0.022)	(-0.039)	(-0.059)	(-0.026)	(-0.004)	(-0.024)	(-0.003)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)		
Fromage	(-0.002)	(-0.044)	(-0.017)	(-0.057)	(-0.009)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)		
Lait	(-0.025)	(0.016)	(-0.008)	(-0.016)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	(-0.007)	
Féculent	(0.013)	(-0.025)	(-0.016)	(-0.038)	(-0.008)	(-0.013)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	
Pan-terre	(0.075)	(-0.027)	(0.017)	(0.023)	(-0.012)	(-0.019)	(-0.002)	(-0.019)	(-0.005)	(-0.012)	(-0.041)	(-0.137)	(-0.013)	(-0.020)	(0.001)	(-0.029)	(-0.052)	(-0.769)	(-0.007)	(-0.032)	(-0.044)	(-0.005)	(-0.019)	(-0.003)	(-0.006)	(-0.007)	(-0.009)	(-0.016)	(-0.027)		
Prod-gras	(-0.015)	(0.010)	(-0.016)	(-0.142)	(-0.015)	(-0.019)	(-0.013)	(0.006)	(-0.039)	(0.000)	(-0.051)	(-0.037)	(-0.021)	(-0.030)	(-0.004)	(-0.020)	(-0.002)	(-0.751)	(-0.015)	(-0.025)	(-0.018)	(-0.005)	(-0.020)	(-0.005)	(-0.013)	(-0.055)	(-0.003)	(-0.041)	(-0.027)		
Sucre	(-0.035)	(-0.043)	(0.038)	(-0.198)	(-0.005)	(-0.005)	(-0.000)	(-0.006)	(-0.023)	(0.014)	(0.025)	(0.011)	(-0.020)	(0.021)	(0.000)	(-0.036)	(0.008)	(-0.041)	(-0.028)	(-0.875)	(-0.062)	(-0.014)	(-0.030)	(-0.008)	(-0.011)	(-0.014)	(-0.032)	(-0.044)	(-0.027)		
Prod-sucre	(-0.005)	(-0.019)	(-0.013)	(-0.029)	(-0.005)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)		
MG-ani	(0.004)	(-0.004)	(0.014)	(0.020)	(-0.009)	(-0.013)	(-0.011)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)		
MG-veg	(0.004)	(0.001)	(0.016)	(0.020)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)		
Eau	(-0.003)	(0.014)	(-0.008)	(-0.003)	(-0.005)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.010)	
Bois-au	(-0.041)	(0.038)	(-0.008)	(-0.030)	(-0.013)	(-0.014)	(-0.001)	(-0.015)	(-0.007)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	
Bois-a	(0.001)	(-0.015)	(0.010)	(-0.002)	(-0.005)	(-0.003)	(-0.000)	(-0.043)	(-0.007)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	
Café-the	(-0.041)	(0.082)	(-0.060)	(-0.062)	(0.016)	(0.035)	(0.007)	(0.017)	(0.016)	(0.007)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)

TABLE 22 – Elasticités prix non-compensées - AIDS-LSDV-2SLS - Niveau national

	Poisson	Viande	Volaille	Charcuterie	Ovins	Leg fruits	Leg trans	Fruit frais	Fruit trans	Fruit sec	Graines	Plat prep	Snack	Yaourt	Fromage	Lait	Féculent	Pan-terre	Prod-terre	Sucre	Prod-sucre	MG-ani	MG-veg	Eau	Boisson	Boisa	Café-the			
Poisson	(0.022)	(0.025)	(0.013)	(-0.035)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.007)	(-0.005)	(0.000)	(0.008)	(0.004)	(0.005)	(-0.013)	(0.002)	(0.012)	(0.013)	(-0.002)	(0.009)	(-0.005)	(0.009)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.005)	(-0.005)	(0.008)	(0.014)	(-0.005)		
Viande	0.018	-1.042	-0.015	(-0.017)	(0.002)	(0.013)	(0.006)	(0.013)	(0.006)	(-0.001)	(0.004)	(0.015)	(0.005)	(0.007)	(0.014)	(0.007)	(0.008)	(0.006)	(0.018)	(0.004)	(0.006)	(0.005)	(-0.005)	(-0.005)	(0.008)	(0.014)	(-0.005)	(0.014)		
Volaille	(0.015)	(0.028)	(0.010)	(0.014)	(0.003)	(0.010)	(-0.007)	(0.009)	(0.010)	(-0.003)	(0.004)	(0.022)	(0.005)	(-0.008)	(0.011)	(0.018)	(-0.011)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.003)	(0.001)	(-0.001)	(0.008)	(0.014)	(-0.002)	0.007	
Charcuterie	(0.017)	(0.027)	(0.013)	(0.020)	(-0.009)	(0.013)	(0.007)	(0.012)	(-0.009)	(-0.004)	(0.003)	(0.016)	(0.006)	(-0.008)	(0.009)	(0.017)	(0.005)	(0.007)	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(0.006)	(0.014)	(0.027)	(0.024)	
Ovins	0.010	0.049	-0.005	(-0.067)	(-0.389)	(-0.037)	0.010	(-0.011)	(-0.063)	(0.008)	(-0.008)	(-0.022)	(-0.069)	(-0.074)	(0.007)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.008)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.016)	(-0.018)	(-0.004)	(-0.011)	(-0.021)	(-0.022)	0.031	(0.018)	
Leg fruits	(-0.007)	(-0.029)	(-0.003)	(-0.007)	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.030)	(0.015)	(0.011)	(0.018)	(0.024)	(0.027)	(0.060)	(0.010)	(0.012)	(0.011)	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.016)	(0.013)	(0.023)	(0.023)	
Leg trans	0.010	-0.019	-0.002	0.019	0.004	0.022	-0.002	-0.002	-0.010	0.004	0.009	-0.012	-0.036	0.011	0.002	0.000	0.004	0.006	-0.001	0.009	-0.012	0.007	(0.011)	(0.009)	(0.011)	(0.013)	(0.013)	0.014	0.037	
Fruit frais	0.018	0.045	0.017	(-0.013)	(-0.001)	0.030	0.002	(0.012)	(-0.004)	0.005	-0.001	(0.007)	(0.018)	(0.011)	0.015	-0.005	0.012	0.001	0.003	0.002	0.001	(0.017)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(-0.013)	0.041	(0.025)	
Fruit trans	(0.014)	(0.023)	(0.010)	(0.014)	(-0.002)	(0.012)	(0.005)	(0.018)	(-0.004)	0.008	(-0.015)	(0.021)	(0.013)	(0.004)	(-0.007)	(0.006)	(0.007)	(0.005)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.017)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(-0.013)	0.041	(0.025)	
Fruit sec	(0.020)	(0.035)	(0.017)	(0.035)	(0.018)	(0.015)	(0.014)	(0.013)	(0.036)	(0.015)	(0.023)	(0.021)	(0.022)	(0.054)	(0.012)	(0.014)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.013)	(0.025)	(0.017)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.018)	(0.018)	(0.028)	(0.028)	
Graines	0.026	-0.024	-0.032	0.003	-0.007	-0.030	0.009	-0.020	-0.016	-0.006	-0.006	-0.077	0.024	-0.087	0.031	0.078	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	0.044	
Plat prep	0.018	0.031	0.013	0.033	0.006	0.014	0.009	0.018	0.007	0.004	0.001	0.016	0.015	0.012	0.014	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	0.015	
Snack	0.002	0.010	0.001	(-0.030)	(-0.080)	(-0.042)	0.034	(-0.020)	(-0.003)	0.020	0.016	0.080	0.016	0.028	0.013	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	0.018	
Yaourt	(0.040)	(0.069)	(0.034)	(0.069)	(0.027)	(0.011)	(0.012)	(0.011)	(0.013)	(0.024)	(0.023)	(0.042)	(0.037)	(0.059)	(0.010)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
Fromage	-0.002	-0.045	-0.017	(-0.050)	(-0.100)	(-0.006)	0.001	-0.003	0.000	0.002	0.010	-0.001	-0.022	0.003	-0.843	-0.008	0.000	0.002	-0.004	0.000	-0.004	0.000	-0.015	-0.015	0.004	-0.026	-0.008	0.061	(0.013)	
Lait	-0.032	0.036	-0.010	(-0.053)	(-0.003)	(-0.027)	(-0.008)	(-0.016)	(-0.008)	(-0.007)	(-0.004)	(-0.022)	(-0.058)	(-0.022)	(-0.058)	(-0.072)	(-0.026)	(-0.010)	(-0.007)	(-0.012)	(-0.033)	(-0.013)	(-0.013)	(-0.013)	(-0.013)	(-0.013)	(-0.013)	(-0.013)	(-0.013)	(-0.013)
Féculent	0.010	-0.027	-0.017	(-0.051)	(-0.008)	(-0.013)	(-0.003)	(-0.008)	(-0.006)	0.001	-0.008	-0.013	-0.003	-0.003	-0.005	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	
Pan-terre	0.068	-0.035	0.015	0.000	0.000	-0.012	-0.004	0.001	-0.024	0.005	-0.013	(0.012)	(0.016)	(0.029)	(0.056)	(0.022)	(0.025)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	
Prod-gras	(0.041)	(0.068)	(0.037)	(0.055)	(0.013)	(0.012)	(0.016)	(0.042)	(-0.055)	0.001	0.005	-0.054	0.043	0.006	-0.035	-0.008	0.024	0.001	-0.795	0.010	-0.022	0.015	0.002	0.014	0.046	-0.009	0.011	(0.059)		
Sucre	(-0.027)	(-0.044)	0.040	0.242	(-0.002)	0.006	0.002	(-0.001)	(-0.020)	0.015	(0.013)	(0.017)	(0.033)	(0.027)	(0.032)	(0.012)	(0.015)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	
Prod-sucre	(-0.009)	(-0.023)	(-0.015)	(-0.038)	(-0.004)	(-0.002)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.002)	(-0.001)	(0.017)	(0.043)	(0.032)	(0.041)	(0.080)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	
MG-ani	0.005	-0.006	0.015	0.019	-0.007	(0.004)	(0.004)	(0.007)	(0.004)	(0.002)	(0.009)	(0.009)	(0.003)	(0.003)	(0.009)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	
MG-veg	0.003	0.000	0.017	0.022	(-0.002)	(0.013)	(0.000)	(0.008)	(0.011)	(-0.017)	0.014	0.004	0.018	0.043	0.015	0.011	0.007	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
Eau	-0.005	0.103	-0.009	(-0.021)	(-0.010)	(-0.014)	(-0.012)	(-0.012)	0.006	0.003	0.000	0.045	0.005	0.004	0.034	-0.002	0.000	0.005	-0.005	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	
Bois-ma	(-0.025)	(0.056)	(0.013)	(0.021)	(-0.017)	(0.014)	(0.003)	(0.013)	0.006	0.002	(-0.006)	0.007	(-0.009)	0.007	(-0.160)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	(-0.028)	
Bois-a	0.012	0.008	0.017	0.014	-0.002	0.014	0.005	(-0.028)	(-0.002)	0.003	-0.001	0.026	0.000	-0.003	0.008	0.003	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	
Café-the	(-0.011)	0.057	-0.039	(-0.008)	0.013	(-0.059)	0.033	0.089	0.027	0.006	0.005	-0.216	0.086	0.220	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	0.028	

Elasticités-prix directes et croisées par classe de revenu

TABLE 24 – Elasticités prix non-compensées - AIDS-LSDV-3SLS - Aisé

	Poisson	Viande	Volaille	Charcuterie	Ovins	Leg fruits	Leg trans	Fruit frais	Fruit trans	Fruit secs	Graines	Plat prep	Snack	Yaourt	Fromage	Lait	Féculent	Pan-terre	Prod-terre	Sucre	Prod-sucre	MG-ani	MG-veg	Eau	Bois-au	Bois-s	Bois-c	Café-the	
Poisson	(0.986)	(0.016)	(0.011)	(-0.024)	(0.000)	(-0.003)	(0.003)	(-0.001)	(0.006)	(-0.013)	(0.012)	(0.013)	(0.003)	(-0.011)	(0.001)	(0.008)	(0.008)	(-0.002)	(0.005)	(-0.003)	(0.005)	(-0.001)	(0.000)	(-0.004)	(-0.007)	(0.008)	(0.000)	(0.000)	
Viande	(0.017)	(0.021)	(0.009)	(0.014)	(0.002)	(0.010)	(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.012)	(0.006)	(0.012)	(0.004)	(0.005)	(0.011)	(0.005)	(0.006)	(0.004)	(0.014)	(0.003)	(0.004)	(0.002)	(0.000)	(0.004)	(0.006)	(0.011)	(0.006)	(0.006)	
Volaille	(0.023)	(-0.039)	(0.009)	(0.015)	(0.003)	(0.011)	(0.005)	(-0.005)	(0.002)	(0.013)	(0.003)	(0.013)	(0.005)	(-0.002)	(0.012)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.000)	(0.005)	(0.000)	(-0.006)	(0.006)	(0.012)	(0.006)	(0.006)	
Charcuterie	(0.077)	(0.028)	(0.017)	(0.020)	(0.004)	(0.013)	(0.007)	(-0.003)	(0.005)	(0.016)	(0.005)	(0.016)	(0.006)	(-0.009)	(0.016)	(0.008)	(0.007)	(0.006)	(0.019)	(0.005)	(0.006)	(0.008)	(-0.006)	(-0.004)	(0.004)	(0.007)	(0.014)	(0.009)	
Ovins	(-0.001)	(0.006)	(0.002)	(-0.033)	(-0.498)	(-0.038)	(0.004)	(0.001)	(0.000)	(-0.017)	(0.005)	(-0.017)	(0.007)	(-0.051)	(-0.087)	(0.001)	(-0.028)	(-0.011)	(0.002)	(0.007)	(0.005)	(0.015)	(0.002)	(0.003)	(-0.011)	(-0.024)	(-0.024)	(0.018)	
Leg fruits	(-0.005)	(-0.030)	(0.002)	(-0.006)	(-0.008)	(0.012)	(0.011)	(-0.006)	(0.006)	(0.016)	(0.010)	(0.016)	(0.016)	(-0.024)	(0.024)	(0.009)	(0.011)	(0.010)	(0.019)	(0.003)	(-0.003)	(0.015)	(0.007)	(0.014)	(-0.004)	(-0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.003)
Leg trans	(0.013)	(0.021)	(0.009)	(0.013)	(0.002)	(0.014)	(0.005)	(0.004)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.012)	(0.004)	(-0.009)	(0.010)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.014)	(0.003)	(0.003)	(0.014)	(0.008)	(-0.004)	(-0.004)	(0.006)	(0.012)	(0.005)	
Fruit frais	(0.017)	(0.029)	(0.014)	(0.025)	(0.006)	(0.013)	(0.011)	(0.001)	(-0.002)	(0.010)	(0.007)	(0.017)	(0.017)	(0.010)	(0.024)	(0.009)	(0.010)	(0.008)	(0.020)	(0.007)	(0.012)	(0.008)	(0.007)	(0.008)	(-0.011)	(0.010)	(0.013)	(0.013)	
Fruit trans	(-0.025)	(0.009)	(-0.036)	(-0.027)	(-0.014)	(0.012)	(0.009)	(0.004)	(0.003)	(-0.026)	(0.004)	(0.014)	(0.011)	(0.001)	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.013)	(0.005)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.013)	(0.013)	
Fruit sec	(-0.005)	(-0.100)	(-0.030)	(-0.033)	(0.029)	(-0.063)	(0.025)	(0.011)	(0.011)	(-0.090)	(0.009)	(0.016)	(0.016)	(-0.067)	(0.019)	(0.009)	(0.011)	(0.009)	(0.019)	(-0.018)	(-0.022)	(0.017)	(0.000)	(0.012)	(0.000)	(0.012)	(-0.030)	(0.013)	
Graines	(0.025)	(-0.016)	(-0.038)	(0.004)	(-0.002)	(-0.031)	(0.003)	(-0.021)	(-0.018)	(0.014)	(-0.025)	(0.016)	(0.016)	(-0.009)	(0.010)	(0.008)	(0.011)	(0.008)	(0.023)	(0.025)	(0.018)	(0.013)	(0.017)	(0.018)	(0.013)	(0.012)	(0.012)	(0.018)	
Plat prep	(0.012)	(0.020)	(0.009)	(0.014)	(0.002)	(0.009)	(0.005)	(0.006)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.012)	(0.008)	(-0.006)	(0.003)	(0.003)	(0.006)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.013)	(0.002)	(0.000)	(0.006)	(0.011)	(0.011)	(0.015)	
Snack	(0.001)	(0.084)	(-0.083)	(-0.112)	(-0.078)	(0.031)	(0.028)	(0.027)	(0.018)	(0.043)	(0.022)	(0.043)	(0.038)	(-0.738)	(0.032)	(-0.212)	(0.024)	(0.022)	(0.044)	(0.040)	(0.025)	(0.044)	(0.044)	(0.044)	(0.001)	(-0.006)	(0.004)	(0.010)	(-0.163)
Yaourt	(-0.018)	(0.025)	(-0.019)	(-0.013)	(-0.024)	(-0.001)	(-0.017)	(0.007)	(0.009)	(0.014)	(0.009)	(0.014)	(0.007)	(0.014)	(0.009)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.024)	(0.017)	(0.008)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.002)	(0.011)	(0.011)	(0.015)	
Fromage	(-0.004)	(-0.030)	(-0.021)	(-0.034)	(-0.012)	(-0.010)	(0.006)	(0.001)	(-0.004)	(0.001)	(0.006)	(0.009)	(0.008)	(-0.007)	(0.010)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.001)	(-0.009)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.000)	(-0.028)	(-0.009)	(0.009)	
Lait	(-0.089)	(0.006)	(-0.018)	(-0.071)	(-0.007)	(-0.042)	(-0.014)	(-0.063)	(-0.011)	(-0.008)	(-0.021)	(-0.033)	(-0.002)	(-0.030)	(-0.080)	(-0.060)	(-0.042)	(-0.018)	(-0.009)	(-0.020)	(-0.045)	(-0.022)	(-0.019)	(-0.019)	(-0.011)	(-0.009)	(-0.016)	(0.011)	
Féculent	(0.007)	(-0.018)	(-0.023)	(-0.050)	(-0.010)	(-0.015)	(-0.005)	(0.003)	(0.004)	(-0.001)	(-0.007)	(0.005)	(0.002)	(0.002)	(-0.006)	(-0.014)	(-0.008)	(0.005)	(0.004)	(-0.007)	(-0.043)	(-0.008)	(-0.024)	(-0.024)	(0.004)	(-0.071)	(0.033)	(0.025)	
Pan-terre	(0.078)	(-0.020)	(0.013)	(0.014)	(0.019)	(-0.087)	(-0.011)	(-0.027)	(-0.014)	(-0.013)	(-0.043)	(-0.133)	(-0.019)	(-0.038)	(-0.041)	(-0.044)	(-0.060)	(-0.748)	(-0.007)	(-0.043)	(-0.016)	(0.023)	(0.019)	(0.023)	(0.016)	(0.028)	(0.033)	(0.030)	
Prod-gras	(-0.022)	(0.004)	(-0.022)	(-0.151)	(0.001)	(-0.023)	(0.013)	(-0.001)	(-0.075)	(0.004)	(0.007)	(0.021)	(0.021)	(0.049)	(0.027)	(-0.068)	(-0.005)	(-0.002)	(-0.777)	(0.012)	(-0.039)	(0.031)	(0.010)	(-0.014)	(0.048)	(-0.010)	(-0.017)	(0.025)	
Sucre	(-0.025)	(-0.020)	(0.019)	(0.035)	(0.019)	(0.015)	(0.014)	(0.003)	(-0.039)	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.031)	(-0.024)	(0.036)	(0.052)	(-0.066)	(0.032)	(0.036)	(-0.816)	(-0.074)	(0.024)	(0.015)	(0.047)	(0.013)	(-0.014)	(0.028)	(-0.018)	
Prod-sucre	(-0.010)	(-0.030)	(-0.018)	(-0.050)	(-0.005)	(-0.019)	(-0.003)	(-0.004)	(-0.001)	(0.002)	(-0.001)	(0.014)	(0.001)	(-0.007)	(-0.021)	(0.000)	(-0.002)	(-0.005)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.011)	(-0.016)	(-0.013)	(-0.002)	(-0.005)	(-0.023)	(-0.012)	(0.005)	
MG-ani	(0.003)	(0.007)	(0.008)	(0.033)	(0.000)	(0.000)	(-0.015)	(0.003)	(-0.015)	(-0.013)	(0.018)	(0.009)	(0.008)	(-0.016)	(0.010)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.016)	(0.003)	(0.003)	(0.016)	(0.002)	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.009)	(0.009)	
MG-veg	(0.006)	(-0.006)	(0.006)	(-0.032)	(0.011)	(0.013)	(-0.004)	(-0.003)	(0.031)	(0.002)	(0.010)	(0.018)	(0.015)	(-0.003)	(0.027)	(0.011)	(0.021)	(-0.010)	(0.017)	(0.016)	(0.009)	(0.017)	(0.024)	(0.024)	(-0.840)	(0.017)	(-0.020)	(0.010)	
Eau	(-0.003)	(0.032)	(-0.001)	(-0.003)	(-0.004)	(0.006)	(-0.007)	(0.021)	(0.006)	(0.002)	(-0.001)	(0.030)	(0.005)	(0.002)	(0.032)	(-0.001)	(0.000)	(0.006)	(-0.005)	(0.002)	(0.005)	(0.028)	(0.007)	(0.011)	(-0.379)	(0.018)	(-0.013)	(-0.010)	
Bois-sau	(-0.077)	(0.110)	(-0.007)	(0.025)	(0.004)	(0.013)	(0.007)	(-0.002)	(0.001)	(-0.002)	(0.001)	(0.016)	(0.016)	(-0.003)	(0.016)	(0.016)	(-0.047)	(-0.040)	(0.034)	(-0.010)	(-0.074)	(0.066)	(0.005)	(0.005)	(0.008)	(0.008)	(-0.106)	(-0.058)	
Bois-a	(0.012)	(0.006)	(0.014)	(0.010)	(-0.001)	(-0.026)	(0.004)	(0.002)	(-0.001)	(0.002)	(-0.001)	(0.002)	(0.001)	(-0.001)	(0.007)	(0.022)	(0.003)	(0.006)	(0.018)	(0.014)	(0.036)	(0.018)	(0.012)	(0.029)	(0.005)	(-0.004)	(-0.895)	(0.004)	
Café-the	(0.004)	(-0.019)	(0.002)	(-0.072)	(0.007)	(0.001)	(0.010)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(-0.042)	(0.049)	(0.109)	(-0.008)	(0.035)	(0.003)	(0.002)	(-0.006)	(-0.004)	(0.020)	(0.047)	(-0.002)	(-0.011)	(-0.023)	(0.014)	(-1.001)	
	(0.016)	(0.028)	(0.014)	(0.027)	(0.008)	(0.012)	(0.010)	(0.007)	(0.008)	(0.014)	(0.007)	(0.017)	(0.017)	(0.013)	(0.031)	(0.009)	(0.011)	(0.009)	(0.011)	(0.008)	(0.011)	(0.019)	(0.010)	(0.010)	(0.007)	(0.013)	(0.012)	(0.022)	

TABLE 25 – Elasticités prix non-compensées - AIDS-LSDV-3SLS - Moyenne supérieure

	Poisson	Viande	Volaille	Charcuterie	Ovins	Leg frais	Leg secs	Fruit secs	Graines	Plat prep	Snack	Yaourt	Fromage	Lait	Féculent	Pan-terre	Prod-terre	Sucre	Prod-sucre	MG-ani	MG-veg	Bois-a	Bois-b	Bois-c	Café-the
Poisson	(0.983)	(0.024)	(0.017)	(-0.028)	(0.000)	(0.004)	(0.001)	(-0.002)	(0.007)	(0.016)	(0.001)	(-0.013)	(0.012)	(0.010)	(0.010)	(0.013)	(-0.003)	(0.004)	(0.006)	(-0.001)	(0.000)	(-0.004)	(-0.008)	(0.000)	(0.000)
Viande	(0.020)	(0.051)	(0.016)	(0.016)	(0.003)	(0.011)	(0.005)	(0.005)	(-0.002)	(0.004)	(0.005)	(0.008)	(0.012)	(0.007)	(0.007)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.004)	(-0.001)	(-0.005)	(0.000)	(0.000)
Volaille	(0.015)	(0.039)	(0.009)	(0.015)	(0.003)	(0.010)	(0.005)	(0.002)	(0.003)	(0.012)	(0.004)	(-0.004)	(0.025)	(0.021)	(-0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.000)	(0.000)	(0.005)	(0.001)	(0.009)	(0.019)	(-0.022)	(-0.010)
Charcuterie	(0.022)	(-0.038)	(-0.002)	(0.043)	(-0.002)	(0.009)	(-0.004)	(-0.001)	(-0.012)	(-0.015)	(-0.011)	(-0.019)	(-0.040)	(-0.016)	(-0.005)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.005)	(-0.005)	(-0.005)	(-0.002)
Ovins	(0.016)	(0.027)	(0.017)	(-0.075)	(-0.004)	(0.006)	(0.005)	(-0.003)	(0.003)	(0.011)	(-0.009)	(-0.008)	(0.016)	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(-0.020)	(0.014)	(0.007)	(-0.006)	(-0.004)	(0.004)	(0.007)	(-0.023)
Leg frais	(-0.001)	(0.039)	(0.013)	(-0.033)	(-0.010)	(-0.007)	(-0.004)	(0.000)	(0.012)	(0.017)	(-0.050)	(-0.085)	(0.051)	(-0.027)	(-0.010)	(0.009)	(0.011)	(0.005)	(0.011)	(0.007)	(-0.002)	(-0.011)	(-0.023)	(-0.023)	(0.017)
Leg secs	(-0.005)	(-0.030)	(0.002)	(-0.006)	(-0.008)	(0.016)	(0.006)	(-0.006)	(-0.020)	(-0.006)	(-0.004)	(-0.009)	(-0.020)	(-0.006)	(-0.010)	(-0.005)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.003)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(0.000)	(0.003)
Fruit secs	(0.012)	(-0.016)	(-0.009)	(0.017)	(0.002)	(0.014)	(0.005)	(0.002)	(0.003)	(0.012)	(0.004)	(-0.028)	(0.010)	(-0.002)	(-0.001)	(0.008)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.012)
Fruit secs	(0.014)	(0.043)	(0.014)	(-0.011)	(0.000)	(0.013)	(0.013)	(0.003)	(0.003)	(0.017)	(0.009)	(0.003)	(0.023)	(0.003)	(0.001)	(0.008)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.012)
Fruit secs	(-0.028)	(0.078)	(-0.040)	(-0.031)	(-0.054)	(0.002)	(0.010)	(0.004)	(0.002)	(0.011)	(-0.001)	(-0.003)	(0.005)	(0.006)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(-0.051)	(0.014)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.014)
Fruit secs	(-0.005)	(-0.108)	(-0.032)	(-0.036)	(0.031)	(0.014)	(0.012)	(0.020)	(0.011)	(0.019)	(0.019)	(0.018)	(0.018)	(0.012)	(0.010)	(0.012)	(0.010)	(0.016)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
Graines	(0.024)	(-0.015)	(-0.037)	(0.004)	(-0.002)	(-0.021)	(-0.019)	(-0.006)	(-0.003)	(-0.007)	(-0.024)	(-0.001)	(0.039)	(-0.018)	(-0.020)	(-0.008)	(-0.025)	(0.016)	(0.032)	(0.029)	(0.020)	(0.005)	(-0.007)	(0.006)	(-0.029)
Plat prep	(-0.025)	(0.027)	(0.013)	(-0.028)	(0.004)	(0.021)	(0.010)	(-0.006)	(0.003)	(0.017)	(0.013)	(0.014)	(0.026)	(0.008)	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(-0.023)
Snack	(0.013)	(0.024)	(0.009)	(-0.134)	(-0.017)	(0.003)	(0.005)	(0.002)	(0.003)	(0.017)	(0.005)	(0.006)	(0.012)	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)
Yaourt	(0.039)	(0.026)	(-0.019)	(0.066)	(-0.025)	(0.025)	(0.015)	(0.021)	(0.021)	(0.040)	(0.030)	(0.044)	(0.026)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(0.016)	(0.038)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)
Fromage	(-0.004)	(-0.030)	(-0.020)	(-0.033)	(-0.012)	(-0.010)	(-0.006)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.006)	(-0.017)	(-0.006)	(-0.063)	(-0.008)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.001)	(-0.009)	(0.001)	(-0.012)	(-0.011)	(-0.003)	(-0.028)	(-0.009)	(0.029)
Lait	(-0.081)	(0.052)	(-0.012)	(-0.057)	(-0.005)	(-0.033)	(-0.011)	(-0.050)	(-0.009)	(-0.006)	(-0.026)	(-0.001)	(-0.024)	(-0.063)	(-0.068)	(-0.034)	(-0.014)	(-0.007)	(-0.016)	(-0.005)	(-0.018)	(-0.007)	(-0.009)	(-0.009)	(0.009)
Féculent	(0.006)	(-0.017)	(-0.021)	(-0.046)	(-0.009)	(-0.014)	(-0.004)	(-0.003)	(-0.001)	(-0.004)	(-0.002)	(-0.006)	(-0.013)	(-0.010)	(-0.010)	(-0.008)	(-0.006)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.007)
Pan-terre	(0.007)	(-0.017)	(0.011)	(0.012)	(-0.016)	(-0.075)	(-0.010)	(-0.024)	(-0.011)	(-0.037)	(-0.015)	(-0.033)	(-0.036)	(-0.052)	(-0.078)	(-0.051)	(-0.025)	(-0.006)	(-0.037)	(-0.016)	(-0.021)	(-0.021)	(-0.021)	(-0.021)	(-0.021)
Prod-gras	(-0.022)	(0.004)	(-0.022)	(-0.151)	(0.001)	(-0.023)	(0.013)	(-0.001)	(0.004)	(0.007)	(0.051)	(0.049)	(0.027)	(-0.068)	(-0.002)	(0.012)	(0.012)	(-0.777)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(-0.017)
Sucre	(-0.022)	(-0.017)	(0.016)	(0.231)	(0.016)	(-0.008)	(-0.003)	(-0.002)	(0.023)	(0.020)	(-0.020)	(0.031)	(0.045)	(-0.056)	(-0.058)	(-0.058)	(-0.058)	(0.031)	(-0.843)	(-0.063)	(-0.013)	(0.041)	(0.041)	(0.041)	(-0.015)
Prod-sucre	(-0.009)	(-0.027)	(-0.016)	(-0.046)	(-0.005)	(-0.017)	(-0.003)	(-0.004)	(0.002)	(0.021)	(0.012)	(-0.006)	(-0.019)	(0.000)	(-0.002)	(0.021)	(0.021)	(-0.005)	(-0.006)	(-0.019)	(-0.014)	(-0.011)	(-0.002)	(-0.005)	(-0.011)
MG-ani	(0.003)	(0.006)	(0.007)	(0.029)	(0.000)	(0.008)	(-0.014)	(0.002)	(-0.012)	(0.016)	(0.008)	(0.014)	(0.035)	(0.021)	(-0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.017)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.015)
MG-veg	(0.005)	(-0.006)	(0.006)	(-0.028)	(0.010)	(0.011)	(-0.003)	(-0.003)	(0.002)	(0.013)	(0.013)	(0.024)	(0.023)	(0.007)	(-0.008)	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(-0.002)
Eau	(-0.003)	(0.030)	(-0.001)	(-0.003)	(-0.004)	(0.006)	(-0.007)	(0.021)	(0.002)	(0.019)	(0.005)	(0.002)	(0.031)	(0.001)	(0.000)	(0.006)	(0.006)	(-0.005)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Bois-a	(-0.005)	(0.035)	(-0.006)	(0.020)	(-0.020)	(0.012)	(0.007)	(-0.002)	(0.001)	(0.015)	(0.006)	(0.005)	(0.017)	(0.007)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(-0.049)
Bois-b	(0.013)	(0.007)	(0.016)	(0.012)	(-0.001)	(0.013)	(0.005)	(-0.029)	(0.001)	(0.026)	(-0.001)	(-0.002)	(0.008)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Bois-c	(0.004)	(-0.019)	(0.002)	(-0.073)	(0.008)	(0.017)	(0.010)	(0.014)	(0.007)	(0.010)	(-0.003)	(0.043)	(0.050)	(-0.008)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(-0.006)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.004)
Café-the	(0.017)	(0.029)	(0.014)	(0.027)	(0.008)	(0.012)	(0.010)	(0.007)	(0.008)	(0.017)	(0.013)	(0.016)	(0.031)	(0.009)	(0.011)	(0.011)	(0.011)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)

TABLE 26 – Elasticités prix non-compensées - AIDS-LSDV-3SLS - Moyenne inférieure

	Poisson	Vivande	Volaillie	Charcuterie	Ovins	Leg frais	Leg secs	Graines	Plat prep	Snack	Yaourt	Fromage	Lait	Féculent	Pan-terre	Prod-terre	Sucre	Prod-sucre	MG-ani	MG-veg	Eau	Bois-sa	Bois-a	Bois-c	Cat-c	
Poisson	(0.023)	(0.028)	(0.020)	(-0.033)	(0.000)	(0.004)	(-0.002)	(0.000)	(0.016)	(0.005)	(-0.015)	(0.022)	(0.002)	(0.011)	(0.015)	(-0.003)	(0.004)	(0.007)	(-0.002)	(-0.001)	(-0.005)	(-0.009)	(0.010)	(0.010)	(0.000)	
Vivande	0.019	-1.038	(-0.017)	(-0.026)	(0.003)	(-0.014)	(-0.006)	(-0.002)	0.014	(0.005)	(-0.004)	(0.014)	(0.008)	(0.008)	(0.005)	(-0.003)	(0.004)	(0.019)	(0.005)	(-0.005)	(0.006)	(-0.008)	(0.016)	(0.016)	(0.007)	
Volaillie	(0.022)	(0.037)	(-0.004)	0.042	(-0.002)	0.007	(-0.004)	(-0.001)	(-0.012)	(-0.010)	(-0.019)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(-0.005)	(0.000)	(-0.026)	0.000	(-0.001)	(-0.005)	(0.005)	(0.011)	(0.011)	(0.006)	
Charcuterie	(0.016)	(0.027)	(0.016)	(-0.071)	(-0.004)	0.005	0.005	(-0.003)	(-0.002)	(0.003)	(-0.008)	(-0.024)	(-0.003)	(-0.013)	(0.005)	(-0.019)	0.013	(-0.033)	0.007	(-0.006)	(-0.006)	(-0.003)	(0.013)	0.006	(-0.022)	(0.008)
Ovins	(-0.001)	0.059	(-0.009)	(-0.022)	(-0.003)	(0.009)	(-0.006)	(-0.003)	(0.004)	(0.011)	(0.006)	(0.015)	(0.006)	(0.007)	(0.005)	(-0.004)	(0.004)	(0.014)	(0.007)	(0.006)	(-0.003)	(-0.011)	(-0.024)	(-0.023)	0.017	(0.008)
Leg frais	(-0.016)	(0.027)	(0.013)	(0.028)	(-0.006)	(0.012)	(0.011)	(0.011)	(0.016)	(0.016)	(-0.024)	(0.024)	(0.052)	(0.010)	(0.009)	(-0.009)	(-0.004)	(0.014)	(0.019)	(0.028)	(0.015)	(-0.006)	(0.014)	(0.014)	(0.012)	(0.029)
Leg secs	(-0.006)	(-0.037)	(0.003)	(-0.007)	(-0.010)	(-0.001)	0.008	0.019	0.003	(-0.008)	(-0.011)	(-0.025)	(-0.008)	(-0.011)	(-0.012)	(-0.006)	(-0.004)	(-0.034)	(-0.003)	(-0.001)	(-0.004)	(-0.005)	(-0.005)	0.000	0.003	(0.006)
Leg trans	0.012	(-0.015)	(-0.005)	0.017	0.002	0.024	(-0.017)	(0.006)	(0.013)	(0.017)	(-0.007)	(0.013)	(0.007)	(-0.002)	(-0.001)	0.008	(-0.002)	0.007	(0.018)	(0.005)	(-0.004)	(-0.010)	0.009	0.011	0.011	(0.007)
Fruit frais	0.017	0.051	(0.017)	(-0.013)	0.000	0.034	0.004	(-0.003)	(0.004)	(-0.002)	0.003	0.001	0.023	(0.009)	(0.008)	(-0.001)	0.003	0.002	(0.019)	(0.010)	(0.008)	(-0.009)	(0.011)	(0.013)	(0.012)	(0.012)
Fruit secs	(-0.031)	0.085	(-0.044)	(-0.033)	(-0.059)	0.007	(-0.006)	(0.012)	(0.012)	(0.014)	(-0.024)	(-0.034)	(-0.006)	(0.006)	(0.005)	(-0.055)	(-0.014)	(-0.010)	(0.018)	(0.005)	(0.004)	(-0.009)	(0.017)	(0.017)	(0.016)	(0.006)
Fruit sucs	(-0.006)	(-0.125)	(-0.037)	(-0.042)	0.036	(-0.079)	0.031	0.076	(0.032)	(0.015)	(0.011)	(0.020)	(0.048)	(0.011)	(0.013)	(-0.024)	0.018	(0.022)	(0.024)	(0.023)	(0.015)	(0.008)	(0.016)	(0.015)	(0.015)	(0.022)
Graines	0.023	(-0.015)	(-0.036)	0.004	(-0.002)	(-0.029)	0.003	(-0.020)	(-0.003)	(-0.078)	0.001	0.038	(-0.017)	(-0.016)	(-0.019)	0.005	0.005	(-0.002)	(0.020)	(0.012)	(0.009)	(-0.007)	(0.011)	(0.011)	(0.015)	(0.056)
Plat prep	(-0.026)	0.027	(-0.014)	(-0.028)	(-0.005)	(-0.022)	(-0.011)	(-0.010)	(-0.019)	(-0.015)	(-0.013)	(-0.004)	(-0.014)	(-0.002)	(-0.011)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.007)	(0.021)	(0.015)	(-0.004)	(-0.007)	(0.006)	(0.011)	(0.013)	(0.005)
Snack	(0.013)	(0.022)	(0.010)	(-0.128)	(-0.071)	(-0.045)	0.017	(-0.010)	(-0.017)	(0.003)	(0.006)	(0.012)	(0.005)	(0.007)	(0.005)	(-0.003)	(0.004)	(0.015)	(0.005)	(0.004)	(-0.013)	(-0.001)	(-0.005)	(0.007)	(0.011)	(0.006)
Yaourt	(-0.019)	0.026	(-0.020)	(-0.013)	(-0.025)	(-0.001)	(-0.018)	(0.010)	0.007	(0.015)	(0.013)	(0.044)	(0.057)	(0.010)	(0.008)	(-0.006)	0.016	(0.006)	(0.019)	(0.015)	(0.000)	(-0.003)	0.015	0.004	0.051	(0.015)
Fromage	(-0.004)	(-0.030)	(-0.020)	(-0.033)	(-0.011)	(-0.010)	0.005	0.001	(-0.004)	(-0.006)	(-0.017)	(-0.006)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.001)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.001)	(-0.011)	(-0.014)	(-0.001)	(-0.003)	(-0.027)	(-0.009)	0.028	(0.009)
Lait	(-0.025)	0.042	(-0.001)	(-0.046)	(-0.004)	(-0.027)	(-0.009)	(0.014)	(-0.007)	(-0.005)	(-0.020)	(-0.051)	(-0.037)	(-0.027)	(-0.011)	(-0.006)	(-0.013)	(-0.029)	(0.010)	(0.009)	(-0.015)	(-0.014)	(-0.012)	(-0.007)	(-0.014)	(-0.018)
Féculent	0.006	(-0.015)	(-0.019)	(-0.040)	(-0.008)	(-0.012)	(-0.004)	0.003	0.003	(-0.001)	0.002	0.001	(-0.005)	(-0.011)	(-0.009)	(-0.001)	0.007	(0.004)	(0.014)	(0.005)	(-0.006)	(-0.006)	(-0.004)	(-0.016)	0.015	(0.006)
Pan-terre	0.069	(-0.018)	0.012	0.012	0.012	(-0.017)	(-0.078)	(-0.010)	(-0.024)	(-0.012)	(-0.034)	(-0.037)	(-0.040)	(-0.054)	(-0.075)	(-0.006)	(-0.038)	(-0.078)	(0.021)	(0.015)	(-0.022)	(-0.022)	0.004	(-0.063)	0.029	0.023
Prod-gras	(-0.022)	0.004	(-0.022)	(-0.150)	0.001	(-0.023)	0.013	(-0.001)	0.004	0.007	0.048	0.027	(-0.067)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(0.031)	(0.018)	(-0.010)	(-0.014)	0.048	(-0.009)	(-0.017)	(0.027)
Sucre	(-0.017)	(-0.014)	0.013	0.183	0.013	(-0.006)	(-0.002)	(-0.002)	0.018	0.021	(-0.016)	0.035	(-0.045)	0.022	(-0.046)	0.025	(-0.076)	(-0.050)	(0.014)	(0.023)	(-0.010)	0.032	(-0.009)	0.019	(-0.012)	(0.033)
Prod-sucre	(-0.008)	(-0.024)	(-0.015)	(-0.041)	(-0.004)	(-0.016)	(-0.002)	(-0.004)	(-0.001)	0.011	0.001	(-0.006)	(0.008)	(-0.004)	(-0.004)	(-0.005)	(-0.005)	(-0.027)	(0.013)	(0.003)	(-0.010)	(-0.002)	(-0.004)	(-0.019)	(-0.010)	(0.004)
MG-ani	0.002	0.005	0.006	0.025	0.000	0.007	(-0.012)	0.002	(-0.011)	(-0.010)	0.014	(-0.002)	(0.006)	(0.006)	(-0.003)	0.015	(-0.003)	(-0.026)	(0.019)	(0.009)	(-0.007)	0.004	(-0.024)	0.010	0.044	(0.002)
MG-veg	0.004	(-0.005)	0.005	(-0.036)	0.000	0.011	(-0.003)	(0.007)	(0.013)	(0.011)	(0.012)	(0.028)	(0.006)	(0.007)	(-0.008)	(-0.010)	0.013	(-0.046)	(0.013)	(0.019)	(-0.009)	(-0.007)	(-0.008)	(0.008)	(0.012)	(0.002)
Eau	(-0.014)	0.038	(-0.001)	(-0.005)	(-0.004)	0.007	(-0.007)	(0.011)	(0.016)	(0.008)	(0.017)	(0.015)	(0.035)	(0.010)	(0.009)	(-0.005)	(-0.003)	(0.003)	(0.014)	(0.007)	(-0.012)	(-0.008)	(-0.019)	(-0.014)	(-0.011)	(0.017)
Bois-sa	(-0.053)	0.077	(-0.005)	0.016	(-0.017)	(-0.026)	0.001	(-0.026)	0.008	(0.013)	(0.006)	(0.017)	(0.015)	(0.003)	(0.007)	(-0.002)	(-0.002)	(-0.002)	(0.020)	(0.006)	(-0.006)	(-0.009)	(-0.009)	(-0.015)	(-0.041)	(0.016)
Bois-a	0.015	0.008	0.018	0.013	(-0.002)	0.015	0.005	(-0.032)	(-0.001)	0.002	(-0.002)	0.009	(0.016)	(0.012)	(0.013)	(0.007)	(0.010)	(0.009)	(0.026)	(0.013)	(0.010)	(-0.008)	(-0.008)	(-0.020)	(0.016)	(0.016)
Cat-c	0.004	(-0.019)	0.002	(-0.074)	0.008	0.017	0.011	0.010	0.014	0.011	(-0.003)	(0.004)	(-0.008)	(0.011)	(0.002)	(-0.006)	(-0.004)	(-0.002)	(0.004)	(0.005)	(-0.002)	(-0.004)	(-0.024)	0.014	(-1.001)	(0.004)
	(0.017)	(0.029)	(0.014)	(0.027)	(0.008)	(0.012)	(0.011)	(0.017)	(0.017)	(0.013)	(0.016)	(0.031)	(0.010)	(0.011)	(0.009)	(0.012)	(0.009)	(0.014)	(0.020)	(0.004)	(0.010)	(0.007)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.022)

Elasticités directes et croisées compensées

TABLE 28 – Elasticités prix compensées - AIDS-LSDV-3SLS - Niveau National

	Poisson	Vivande	Volaillie	Charcuterie	Ouëfs	Leg-frais	Leg-trans	Fruit-frais	Fruit-trans	Fruit-sec	Graines	Plat prep	Snack	Yaourt	Fromage	Lait	Féculent	Pan-terre	Prod-terre	Prod-terre	Sucre	Prod-sucre	MG-ani	MG-veg	Eau	Bois-au	Bois-a	Bois-the	
Poisson	(0.022)	(0.025)	(0.011)	(0.016)	(0.008)	(0.017)	(0.023)	(0.016)	(0.005)	(0.001)	(0.021)	(0.041)	(0.011)	(0.009)	(0.075)	(0.027)	(0.046)	(0.021)	(0.007)	(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.008)	(0.003)	(0.003)	(0.021)
Vivande	0.083	-0.316	0.026	0.057	0.014	0.037	0.016	0.064	0.029	-0.002	0.013	0.084	0.016	0.023	0.059	0.052	0.037	0.010	0.012	0.003	0.003	0.003	0.001	0.030	0.038	0.078	0.016	0.016	0.006
Volaillie	(0.016)	(0.029)	(0.009)	(0.014)	(0.008)	(0.010)	(0.005)	(0.010)	(0.005)	(0.001)	(0.002)	(0.012)	(0.004)	(0.006)	(0.011)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.006)	(0.013)	(0.013)
Charcuterie	0.051	0.083	0.061	-0.695	0.004	0.047	0.023	0.033	0.011	0.000	0.016	0.046	-0.002	0.013	0.046	0.021	0.021	0.012	-0.010	0.019	0.008	0.008	0.006	0.006	0.006	0.005	0.005	0.005	0.005
Ouëfs	0.051	0.160	0.031	0.035	-0.493	0.004	0.022	0.041	-0.074	0.014	0.012	0.040	-0.044	-0.015	0.026	0.007	-0.003	0.012	0.012	0.009	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
Leg-frais	0.057	0.088	0.046	0.077	0.001	-0.858	0.029	0.077	0.020	-0.004	0.006	0.041	0.004	0.016	0.064	0.023	0.032	-0.002	0.006	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
Leg-trans	0.065	0.088	0.032	0.088	0.011	0.068	-0.956	0.052	0.013	0.007	0.018	0.035	0.017	-0.005	0.102	0.026	0.034	0.007	0.018	0.003	0.003	0.003	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
Fruit-frais	0.060	0.132	0.046	0.046	0.007	0.067	0.019	-0.869	0.012	0.006	0.010	0.047	0.009	0.020	0.082	0.018	0.044	0.007	0.011	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004
Fruit-trans	0.037	0.208	0.004	0.056	-0.045	0.060	0.017	0.040	-0.866	0.008	-0.007	0.087	-0.014	0.013	0.058	0.026	0.050	0.004	-0.040	0.006	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
Fruit-sec	0.025	-0.058	-0.014	0.001	0.039	-0.049	0.040	0.100	0.038	-0.891	0.001	-0.045	0.095	0.096	0.170	-0.006	0.034	0.011	0.023	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038
Graines	0.085	0.104	0.006	0.085	0.008	0.021	0.024	0.038	-0.007	0.000	-0.961	0.082	0.016	0.025	0.122	0.012	0.025	-0.011	0.016	0.011	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006
Plat prep	0.038	0.148	0.030	0.056	0.006	0.030	0.011	0.041	0.022	-0.002	0.019	-0.909	0.021	0.022	0.073	0.030	0.044	-0.005	0.003	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006
Snack	0.086	0.241	-0.017	-0.063	-0.038	0.023	0.046	0.063	-0.031	0.043	0.032	0.181	-0.895	0.065	-0.105	0.036	0.053	-0.008	0.082	-0.010	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022
Yaourt	0.021	0.104	0.008	0.040	-0.018	0.031	-0.004	0.045	0.008	0.033	0.014	0.057	0.019	-0.827	0.059	0.015	0.044	0.000	0.023	0.010	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Fromage	0.054	0.083	0.020	0.044	-0.002	0.037	0.026	0.056	0.011	0.007	0.022	0.068	-0.010	0.018	-0.764	0.020	0.039	0.007	0.002	0.007	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
Lait	0.055	0.207	0.045	0.060	0.009	0.038	0.019	0.034	0.015	-0.001	0.006	0.068	0.009	0.014	0.058	-0.932	0.026	-0.001	0.009	-0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006
Féculent	0.068	0.105	0.023	0.041	0.002	0.038	0.018	0.062	0.020	0.003	0.009	0.072	0.010	0.028	0.081	0.018	-0.931	0.000	0.019	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007
Pan-terre	0.149	0.134	0.066	0.117	-0.004	-0.015	0.017	0.049	0.009	-0.007	-0.019	-0.035	-0.007	-0.001	0.071	-0.002	-0.002	-0.761	0.009	-0.031	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
Prod-gras	0.038	0.120	0.019	-0.070	0.011	0.026	0.033	0.055	-0.058	0.007	0.022	0.015	0.056	0.052	0.015	0.024	0.007	0.006	-0.768	0.018	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009
Sucre	0.021	0.063	0.041	0.249	0.020	0.025	0.011	0.035	-0.018	0.022	0.027	0.065	-0.012	0.043	0.092	-0.029	0.050	-0.044	0.034	-0.802	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016
Prod-sucre	0.057	0.100	0.029	0.043	0.006	0.036	0.020	0.058	0.016	0.005	0.015	0.082	0.009	0.022	0.071	0.031	0.042	0.005	0.007	0.001	-0.807	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
MG-ani	0.050	0.097	0.039	0.090	0.008	0.046	0.004	0.047	0.001	-0.008	0.027	0.059	-0.007	0.062	0.032	0.032	0.052	-0.002	0.025	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
MG-veg	0.052	0.085	0.038	0.035	0.017	0.049	0.013	0.042	0.039	0.005	0.020	0.066	0.004	0.017	0.088	0.010	0.049	-0.002	0.019	0.018	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006
Eau	0.039	0.178	0.028	0.053	0.003	0.041	0.007	0.066	0.018	0.005	0.010	0.078	0.011	0.020	0.092	0.020	0.029	0.013	0.003	0.007	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005
Bois-au	0.025	0.241	0.051	0.126	-0.004	0.039	0.029	0.049	0.031	0.003	0.021	0.091	0.008	0.039	-0.045	0.027	0.020	-0.019	0.041	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
Bois-a	0.060	0.096	0.048	0.073	0.006	0.051	0.021	0.013	0.012	0.004	0.011	0.053	0.005	0.018	0.072	0.025	0.035	0.014	0.010	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005
Café-the	0.053	0.077	0.036	-0.008	0.016	0.057	0.029	0.037	0.028	0.014	0.012	0.054	-0.037	0.071	0.180	0.016	0.069	0.003	0.003	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001

5.9 Matrices de corrélation

Nous présentons trois matrices de corrélation : la matrice de corrélation des variables EDUC (Niveau d'éducation) et CSP (Catégorie Socio-Professionnelle) et les matrices de corrélation des prix et des résidus.

TABLE 29 – Matrice de corrélation des variables EDUC et CSP

Variables	educ1	educ2	educ3	educ4	csp1	csp2	csp3	csp4	csp5
educ1	1.000								
educ2	-0.300	1.000							
educ3	-0.730	-0.007	1.000						
educ4	-0.579	-0.570	0.453	1.000					
csp1	0.392	0.375	-0.560	-0.572	1.000				
csp2	-0.029	0.683	-0.323	-0.468	0.582	1.000			
csp3	-0.123	-0.756	0.144	0.772	-0.698	-0.605	1.000		
csp4	-0.014	0.677	0.174	-0.665	0.359	0.310	-0.883	1.000	
csp5	0.222	0.529	-0.458	-0.560	0.723	0.645	-0.698	0.318	1.000

5.10 Matrices de corrélation (suite)

TABLE 30 – Matrice de corrélation des prix

	1lp	2lp	3lp	4lp	5lp	6lp	7lp	8lp	9lp	10lp	11lp	12lp	13lp	14lp	15lp	16lp	17lp	18lp	19lp	20lp	21lp	22lp	23lp	24lp	25lp	26lp	27lp								
1lp	1.000																																		
2lp	0.782	1.000																																	
3lp	0.812	0.670	1.000																																
4lp	0.825	0.771	0.762	1.000																															
5lp	0.725	0.845	0.569	0.858	1.000																														
6lp	0.558	0.489	0.394	0.463	0.443	1.000																													
7lp	0.813	0.771	0.813	0.792	0.689	0.499	1.000																												
8lp	0.396	0.532	0.273	0.297	0.383	0.418	0.382	1.000																											
9lp	0.712	0.851	0.566	0.806	0.900	0.442	0.701	0.388	1.000																										
10lp	0.758	0.853	0.356	0.452	0.447	0.429	0.363	0.208	0.277	0.498	1.000																								
11lp	0.762	0.809	0.716	0.827	0.803	0.432	0.777	0.436	0.776	0.645	0.349	1.000																							
12lp	0.771	0.716	0.604	0.653	0.663	0.584	0.663	0.480	0.593	0.724	0.676	0.617	1.000																						
13lp	0.790	0.823	0.648	0.723	0.747	0.561	0.727	0.471	0.760	0.741	0.443	0.702	0.763	1.000																					
14lp	0.882	0.866	0.745	0.890	0.869	0.564	0.826	0.435	0.848	0.751	0.491	0.828	0.764	0.840	1.000																				
15lp	0.463	0.430	0.383	0.358	0.328	0.347	0.431	0.236	0.348	0.481	0.301	0.358	0.463	0.483	0.476	1.000																			
16lp	0.709	0.678	0.589	0.686	0.660	0.464	0.668	0.427	0.620	0.634	0.387	0.673	0.622	0.656	0.751	0.358	1.000																		
17lp	0.582	0.559	0.421	0.432	0.441	0.529	0.481	0.476	0.458	0.614	0.484	0.460	0.646	0.607	0.581	0.367	0.484	1.000																	
18lp	0.835	0.835	0.651	0.849	0.890	0.557	0.762	0.413	0.863	0.736	0.528	0.778	0.778	0.837	0.917	0.465	0.711	0.572	1.000																
19lp	0.437	0.417	0.368	0.351	0.360	0.352	0.415	0.335	0.360	0.396	0.216	0.373	0.448	0.467	0.461	0.267	0.411	0.428	0.468	1.000															
20lp	0.776	0.604	0.752	0.795	0.621	0.448	0.741	0.203	0.617	0.577	0.451	0.671	0.608	0.641	0.784	0.412	0.596	0.391	0.723	0.342	1.000														
21lp	0.638	0.586	0.528	0.456	0.422	0.494	0.578	0.413	0.384	0.648	0.602	0.497	0.761	0.657	0.596	0.479	0.472	0.596	0.565	0.326	0.486	1.000													
22lp	0.772	0.838	0.595	0.720	0.786	0.539	0.719	0.474	0.829	0.729	0.376	0.726	0.704	0.842	0.845	0.439	0.635	0.593	0.846	0.419	0.609	0.573	1.000												
23lp	0.354	0.488	0.299	0.413	0.464	0.244	0.334	0.276	0.456	0.306	0.181	0.384	0.344	0.444	0.140	0.364	0.268	0.422	0.211	0.302	0.224	0.382	1.000												
24lp	0.557	0.558	0.443	0.565	0.589	0.376	0.531	0.356	0.553	0.529	0.353	0.555	0.539	0.530	0.615	0.323	0.478	0.427	0.606	0.336	0.481	0.365	0.567	1.000											
25lp	0.696	0.663	0.636	0.815	0.745	0.402	0.693	0.191	0.725	0.540	0.367	0.704	0.533	0.601	0.793	0.361	0.578	0.340	0.756	0.309	0.731	0.355	0.629	1.000											
26lp	0.816	0.772	0.680	0.766	0.724	0.556	0.755	0.344	0.732	0.718	0.532	0.679	0.779	0.816	0.835	0.478	0.610	0.572	0.829	0.362	0.727	0.717	0.778	0.342	0.495	0.671	1.000								
27lp																																			

TABLE 31 — Matrice de corrélation des résidus

	Rw1	Rw2	Rw3	Rw4	Rw5	Rw6	Rw7	Rw8	Rw9	Rw10	Rw11	Rw12	Rw13	Rw14	Rw15	Rw16	Rw17	Rw18	Rw19	Rw20	Rw21	Rw22	Rw23	Rw24	Rw25	Rw26	Rw27				
Rw1	1.000																														
Rw2	-0.103	1.000																													
Rw3	0.141	-0.044	1.000																												
Rw4	0.003	0.004	0.097	1.000																											
Rw5	-0.146	-0.080	-0.018	-0.110	1.000																										
Rw6	-0.057	-0.185	-0.100	-0.169	0.151	1.000																									
Rw7	-0.005	-0.120	0.059	-0.029	0.067	-0.161	1.000																								
Rw8	-0.169	-0.174	-0.238	-0.197	0.023	0.292	-0.122	1.000																							
Rw9	-0.036	-0.150	-0.038	-0.098	0.128	-0.085	0.077	0.113	1.000																						
Rw10	0.140	-0.125	0.099	-0.045	-0.046	0.023	0.131	-0.126	0.002	1.000																					
Rw11	-0.119	-0.115	-0.019	-0.008	0.191	-0.108	0.241	-0.126	0.164	0.007	1.000																				
Rw12	-0.202	-0.158	-0.087	-0.073	0.046	0.006	0.089	-0.075	-0.059	-0.027	0.067	1.000																			
Rw13	-0.144	-0.067	-0.103	0.029	0.053	-0.054	0.026	-0.092	0.065	-0.067	0.107	0.205	1.000																		
Rw14	-0.021	-0.210	-0.047	0.004	0.061	-0.049	0.180	0.116	0.264	-0.012	0.128	-0.058	0.015	1.000																	
Rw15	-0.122	-0.066	-0.088	-0.047	0.112	-0.028	-0.039	0.068	0.124	-0.076	0.031	0.017	0.117	0.157	1.000																
Rw16	-0.213	-0.020	-0.058	-0.061	0.153	-0.007	0.143	-0.112	-0.011	-0.041	0.114	0.212	0.208	-0.122	0.125	1.000															
Rw17	-0.173	-0.121	-0.066	-0.143	0.196	-0.081	0.179	-0.074	0.043	0.003	0.208	0.189	0.319	0.094	0.218	0.342	1.000														
Rw18	-0.201	-0.093	-0.035	-0.025	0.139	0.186	-0.014	0.022	-0.060	-0.035	0.057	0.128	0.027	-0.060	0.052	0.097	0.006	1.000													
Rw19	0.039	-0.077	0.015	0.010	0.031	-0.027	0.140	-0.159	0.107	0.083	0.161	-0.139	0.099	0.063	0.009	-0.042	0.054	-0.051	1.000												
Rw20	-0.196	0.010	-0.030	0.035	0.032	-0.164	-0.038	0.095	-0.038	-0.267	0.117	0.097	-0.017	0.033	0.120	0.073	0.094	0.128	-0.121	1.000											
Rw21	-0.023	-0.248	-0.073	-0.165	0.136	-0.114	0.151	-0.138	0.122	0.150	0.143	0.161	0.101	0.093	0.010	0.120	0.307	-0.067	0.061	-0.099	1.000										
Rw22	-0.146	-0.060	-0.029	-0.017	0.216	-0.032	0.046	0.011	0.058	-0.096	0.112	0.072	0.015	0.156	0.317	0.068	0.183	0.095	-0.032	0.261	-0.001	1.000									
Rw23	-0.130	-0.012	-0.053	0.028	0.067	-0.065	0.021	0.067	0.052	-0.048	0.180	-0.112	0.012	0.112	0.160	0.079	0.106	0.012	0.003	0.266	-0.133	0.152	1.000								
Rw24	0.074	-0.108	-0.091	-0.022	-0.172	-0.073	-0.056	0.200	0.277	-0.011	-0.078	-0.247	-0.037	0.190	0.093	-0.134	-0.176	-0.184	0.002	-0.075	-0.155	-0.123	0.083	1.000							
Rw25	0.030	-0.107	-0.035	0.042	0.032	-0.006	0.054	-0.216	0.139	0.062	0.188	-0.141	0.014	-0.026	-0.174	0.057	-0.092	-0.060	0.250	-0.215	0.146	-0.221	-0.046	0.198	1.000						
Rw26	-0.052	-0.140	-0.043	-0.045	-0.216	-0.200	-0.153	-0.243	-0.203	0.008	-0.152	-0.205	-0.180	-0.212	-0.360	-0.236	-0.305	-0.054	-0.028	-0.057	-0.259	-0.197	-0.112	-0.005	0.042	1.000					
Rw27	-0.045	-0.044	0.006	-0.069	-0.039	0.011	-0.016	0.035	0.013	-0.012	0.008	-0.098	-0.014	0.074	0.191	-0.106	-0.053	-0.044	0.083	0.066	-0.173	0.128	0.162	0.127	-0.119	-0.036	1.000				

5.11 Paramètres – Modèles AI et QUAI

Les paramètres des régressions des modèles AI-LSDV-3SLS et QUAI-LSDV-3SLS sont reportés, équation par équation. Les paramètres des autres régressions présentées sont données en annexe 10.5.

TABLE 32 – Modèles AI-QUAI - Equation 1

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.001	(0.001)	-0.002	(0.001)
Prix Viande	0.003*	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Volailles	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Charcuterie	-0.002*	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	-0.010**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000*	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Plats préparés	-0.001	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	-0.001**	(0.000)	0.001†	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Féculents	0.001	(0.000)	0.004**	(0.001)
Prix Pommes de terre	0.001**	(0.000)	0.001	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	0.006**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Revenu	-0.004	(0.003)	0.032**	(0.004)
Revenu ²	-	-	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 1997	0.003**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy Année 1998	0.005**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy Année 1999	0.005**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy Année 2000	0.011**	(0.001)	0.011**	(0.001)
Dummy Année 2001	0.011**	(0.001)	0.012**	(0.001)
Dummy Année 2002	0.010**	(0.001)	0.011**	(0.001)
Dummy Année 2003	0.011**	(0.001)	0.012**	(0.001)
Dummy Année 2004	0.008**	(0.001)	0.009**	(0.001)
Dummy Année 2005	0.011**	(0.002)	0.011**	(0.002)
Dummy Année 2006	0.010**	(0.002)	0.011**	(0.002)
Dummy Année 2007	0.010**	(0.002)	0.011**	(0.002)
Dummy période 2	-0.007**	(0.001)	-0.008**	(0.001)
Dummy période 3	-0.006**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy période 4	-0.006**	(0.001)	-0.006**	(0.001)
Dummy période 5	-0.010**	(0.001)	-0.010**	(0.001)
Dummy période 6	-0.011**	(0.001)	-0.011**	(0.001)
Dummy période 7	-0.010**	(0.001)	-0.011**	(0.001)
Dummy période 8	-0.010**	(0.001)	-0.011**	(0.001)
Dummy période 9	-0.010**	(0.001)	-0.011**	(0.001)
Dummy période 10	-0.009**	(0.001)	-0.009**	(0.001)
Dummy période 11	-0.008**	(0.001)	-0.008**	(0.001)
Dummy période 12	-0.007**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy période 13	0.018**	(0.001)	0.018**	(0.001)
Dummy Cohorte 2	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy Cohorte 3	-0.011**	(0.001)	-0.012**	(0.001)
Dummy Cohorte 4	-0.005**	(0.002)	-0.006**	(0.002)
Dummy Cohorte 5	-0.016**	(0.002)	-0.018**	(0.002)
Dummy Cohorte 6	-0.009**	(0.003)	-0.011**	(0.002)
Dummy Cohorte 7	-0.020**	(0.003)	-0.022**	(0.003)
Dummy Cohorte 8	-0.016**	(0.003)	-0.018**	(0.003)
Genre du panéliste	0.026**	(0.007)	0.019**	(0.007)
CAP-BEP	-0.011**	(0.004)	-0.011**	(0.004)
Baccalauréat	0.020*	(0.008)	0.017*	(0.008)
Bac+2	0.005†	(0.003)	0.004	(0.003)
Dispose d'une automobile	-0.030**	(0.008)	-0.041**	(0.008)
Panéliste retraité	0.022**	(0.002)	0.021**	(0.002)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.046*	(0.023)	-0.043†	(0.023)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.020	(0.020)	0.007	(0.020)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.006	(0.021)	-0.004	(0.020)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.036	(0.023)	0.035	(0.023)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.014	(0.017)	-0.010	(0.016)
Constante	0.089**	(0.015)	-0.029†	(0.015)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 33 – Modèles AI-QUAI - Equation 2

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.003*	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Viande	-0.004	(0.003)	-0.004	(0.003)
Prix Volailles	-0.001	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Prix Charcuterie	-0.002	(0.002)	-0.002	(0.002)
Prix Oeufs	0.001*	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix Légumes frais	-0.001	(0.001)	-0.003*	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.001)	0.005**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.002†	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.001**	(0.001)	0.001*	(0.001)
Prix Fruits secs	0.000†	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.002	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Snack	0.001	(0.000)	0.001†	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.001)	0.001*	(0.001)
Prix Fromage	-0.002*	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix Lait	0.002**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Prix Féculents	0.000	(0.001)	0.002**	(0.001)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.002	(0.002)	-0.002	(0.002)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	0.005**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Eau	0.002**	(0.001)	0.001*	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.002*	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix Café et thé	-0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
Revenu	0.012*	(0.005)	0.020**	(0.003)
Revenu ²	-	-	-0.001	(0.000)
Genre du panéliste	0.060**	(0.011)	0.061**	(0.010)
CAP-BEP	0.013*	(0.006)	0.013*	(0.006)
Baccalauréat	-0.023†	(0.013)	-0.027*	(0.012)
Bac+2	0.011*	(0.005)	0.011*	(0.005)
Dispose d'une automobile	-0.042**	(0.013)	-0.038**	(0.011)
Panéliste retraité	0.025**	(0.002)	0.025**	(0.002)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.103**	(0.035)	-0.103**	(0.035)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.095**	(0.031)	-0.100**	(0.030)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.051	(0.032)	-0.048	(0.032)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.078*	(0.036)	0.079*	(0.035)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.079**	(0.026)	0.077**	(0.025)
Dummy Année 1997	0.007**	(0.001)	0.007**	(0.001)
Dummy Année 1998	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy Année 1999	-0.005**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy Année 2000	-0.005**	(0.002)	-0.005**	(0.002)
Dummy Année 2001	-0.007**	(0.002)	-0.007**	(0.002)
Dummy Année 2002	-0.005**	(0.002)	-0.005**	(0.002)
Dummy Année 2003	-0.004**	(0.002)	-0.005**	(0.002)
Dummy Année 2004	0.000	(0.002)	0.000	(0.002)
Dummy Année 2005	0.000	(0.002)	0.001	(0.002)
Dummy Année 2006	0.005†	(0.003)	0.005*	(0.002)
Dummy Année 2007	0.003	(0.003)	0.003	(0.003)
Dummy période 2	-0.002	(0.001)	-0.002	(0.001)
Dummy période 3	-0.005**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy période 4	-0.006**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy période 5	-0.008**	(0.001)	-0.008**	(0.001)
Dummy période 6	-0.009**	(0.001)	-0.009**	(0.001)
Dummy période 7	-0.012**	(0.001)	-0.012**	(0.001)
Dummy période 8	-0.008**	(0.001)	-0.008**	(0.001)
Dummy période 9	-0.002	(0.001)	-0.002	(0.001)
Dummy période 10	-0.004**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy période 11	-0.002	(0.001)	-0.002	(0.001)
Dummy période 12	-0.008**	(0.001)	-0.008**	(0.001)
Dummy période 13	-0.024**	(0.001)	-0.025**	(0.001)
Dummy Cohorte 2	0.007**	(0.001)	0.007**	(0.001)
Dummy Cohorte 3	-0.005**	(0.002)	-0.005**	(0.002)
Dummy Cohorte 4	-0.003	(0.003)	-0.003	(0.002)
Dummy Cohorte 5	-0.006	(0.004)	-0.006†	(0.004)
Dummy Cohorte 6	-0.002	(0.004)	-0.002	(0.004)
Dummy Cohorte 7	-0.010*	(0.005)	-0.010*	(0.004)
Dummy Cohorte 8	-0.006	(0.005)	-0.006	(0.005)
Constante	0.038	(0.023)	0.000	(0.000)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 34 – Modèles AI-QUAI - Equation 3

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Viande	-0.001	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Prix Volailles	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Prix Charcuterie	0.002*	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	-0.001†	(0.001)
Prix Fruits transformés	-0.001*	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.000**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Plats préparés	-0.001	(0.001)	-0.001*	(0.001)
Prix Snack	0.000†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	-0.001*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fromage	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Féculents	-0.001*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.001	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.001*	(0.000)
Revenu	0.000	(0.002)	0.017**	(0.002)
Revenu ²	-	-	-0.001**	(0.000)
Genre du panéliste	0.011*	(0.004)	0.006	(0.004)
CAP-BEP	-0.002	(0.002)	-0.003	(0.002)
Baccalauréat	-0.009†	(0.005)	-0.012*	(0.005)
Bac+2	-0.001	(0.002)	-0.001	(0.002)
Dispose d'une automobile	0.005	(0.005)	-0.003	(0.005)
Panéliste retraité	0.003**	(0.001)	0.002*	(0.001)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.006	(0.015)	0.010	(0.014)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.056**	(0.013)	0.046**	(0.012)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.038**	(0.013)	-0.037**	(0.013)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.055**	(0.015)	0.055**	(0.015)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.031**	(0.011)	-0.029**	(0.010)
Dummy Année 1997	0.001	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1998	-0.001*	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 1999	-0.004**	(0.000)	-0.004**	(0.001)
Dummy Année 2000	0.001*	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy Année 2001	0.003**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy Année 2002	0.002*	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Année 2003	-0.001*	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Année 2004	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy Année 2005	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy Année 2006	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy Année 2007	0.001	(0.001)	0.002†	(0.001)
Dummy période 2	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 3	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 4	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 5	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 6	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy période 7	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy période 8	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dummy période 9	-0.001*	(0.001)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 10	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 11	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 12	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 13	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	0.007**	(0.001)	0.007**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 4	0.007**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy Cohorte 5	0.003†	(0.002)	0.002	(0.002)
Dummy Cohorte 6	0.008**	(0.002)	0.007**	(0.002)
Dummy Cohorte 7	0.002	(0.002)	0.001	(0.002)
Dummy Cohorte 8	0.007**	(0.002)	0.006**	(0.002)
Constante	0.022*	(0.010)	-0.038**	(0.009)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 35 – Modèles AI-QUAI - Equation 4

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	-0.002*	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Viande	-0.002	(0.002)	-0.002	(0.002)
Prix Volailles	0.002*	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Charcuterie	0.017**	(0.002)	0.015**	(0.002)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.005**	(0.001)
Prix Fruits frais	-0.002**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	-0.001	(0.001)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Plats préparés	-0.001	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Prix Snack	-0.001	(0.000)	-0.001	(0.000)
Prix Yaourt	-0.001*	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Fromage	-0.002*	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.002**	(0.001)
Prix Féculents	-0.001*	(0.001)	0.001†	(0.001)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	-0.002**	(0.000)	0.001†	(0.000)
Prix Sucre	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.003**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	0.005**	(0.001)
Prix MG végétale	-0.001†	(0.000)	0.001	(0.000)
Prix Eau	-0.001†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.001*	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Boissons alcoolisées	-0.001	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Café et thé	-0.002**	(0.001)	-0.001†	(0.001)
Revenu	-0.008**	(0.003)	0.019**	(0.004)
Revenu ²	-	-	-0.001**	(0.000)
Genre du panéliste	0.001	(0.005)	-0.008	(0.005)
CAP-BEP	0.002	(0.003)	0.002	(0.003)
Baccalauréat	0.010	(0.006)	0.005	(0.006)
Bac+2	-0.001	(0.002)	-0.002	(0.002)
Dispose d'une automobile	0.002	(0.007)	-0.014*	(0.006)
Panéliste retraité	-0.003**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.031†	(0.018)	0.034†	(0.017)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.036*	(0.016)	-0.057**	(0.015)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.061**	(0.016)	0.064**	(0.016)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.027	(0.018)	0.026	(0.018)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.031*	(0.013)	-0.023†	(0.013)
Dummy Année 1997	0.003**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy Année 1998	0.002**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy Année 1999	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy Année 2000	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Année 2001	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy Année 2002	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Année 2003	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Année 2004	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Année 2005	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy Année 2006	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy Année 2007	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy période 2	-0.001*	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dummy période 3	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy période 4	-0.004**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy période 5	-0.001	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dummy période 6	-0.001	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dummy période 7	0.001†	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy période 8	0.005**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy période 9	0.003**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy période 10	-0.001*	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dummy période 11	0.001**	(0.001)	0.001*	(0.001)
Dummy période 12	0.002**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy période 13	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 2	0.002**	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy Cohorte 3	0.005**	(0.001)	0.005**	(0.001)
Dummy Cohorte 4	0.007**	(0.001)	0.005**	(0.001)
Dummy Cohorte 5	0.012**	(0.002)	0.010**	(0.002)
Dummy Cohorte 6	0.012**	(0.002)	0.009**	(0.002)
Dummy Cohorte 7	0.015**	(0.002)	0.011**	(0.002)
Dummy Cohorte 8	0.012**	(0.002)	0.008**	(0.002)
Constante	0.104**	(0.013)	0.012	(0.013)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 36 – Modèles AI-QUAI - Equation 5

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	-0.010**	(0.001)
Prix Viande	0.001*	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Charcuterie	0.000	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix Oeufs	0.005**	(0.001)	-0.023**	(0.002)
Prix Légumes frais	0.000**	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.026**	(0.002)
Prix Fruits frais	0.000†	(0.000)	-0.010**	(0.001)
Prix Fruits transformés	-0.001**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.011**	(0.001)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	-0.008**	(0.001)
Prix Snack	0.000*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Yaourt	-0.001**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Fromage	-0.001†	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.011**	(0.001)
Prix Féculents	0.000**	(0.000)	0.012**	(0.001)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.010**	(0.001)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	-0.006**	(0.000)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	0.022**	(0.002)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Eau	0.000*	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Boissons alcoolisées	0.000**	(0.000)	-0.013**	(0.001)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.009**	(0.001)
Revenu	-0.001	(0.001)	0.108**	(0.008)
Revenu ²	-	-	-0.009**	(0.001)
Genre du panéliste	0.006**	(0.001)	0.002*	(0.001)
CAP-BEP	0.003**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Baccalauréat	0.001	(0.001)	-0.002†	(0.001)
Bac+2	-0.002**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Dispose d'une automobile	-0.003**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Panéliste retraité	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.010**	(0.003)	0.003	(0.003)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.001	(0.002)	0.000	(0.003)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.010**	(0.002)	0.008**	(0.003)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.002	(0.003)	-0.004	(0.003)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.009**	(0.002)	-0.004†	(0.002)
Dummy Année 1997	0.000**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 1998	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 1999	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2000	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2001	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2002	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2003	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2004	0.000*	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy Année 2005	-0.001**	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2006	-0.001**	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2007	-0.001*	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 2	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 3	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 4	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 5	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 6	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 7	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy période 8	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 9	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 10	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 11	0.000*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 12	0.000†	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 13	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	0.000	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 5	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 6	-0.001**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 7	-0.002**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 8	-0.002**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Constante	0.016**	(0.003)	-0.312**	(0.025)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 37 – Modèles AI-QUAI - Equation 6

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Viande	-0.001	(0.001)	-0.003* [*]	(0.001)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	-0.001* [*]	(0.000)
Prix Charcuterie	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)
Prix Oeufs	0.000**	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.004**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000 [†]	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.001* [*]	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000* [*]	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Plats préparés	-0.001* [*]	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Fromage	-0.001	(0.000)	-0.003**	(0.001)
Prix Lait	-0.001* [*]	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Pommes de terre	-0.001* [*]	(0.000)	-0.001* [*]	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.001* [*]	(0.001)	-0.002* [*]	(0.001)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	0.006**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000* [*]	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.001	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Revenu	0.004	(0.003)	0.029**	(0.003)
Revenu ²	-	-	-0.003**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.008	(0.006)	-0.004	(0.006)
CAP-BEP	0.020**	(0.003)	0.021**	(0.003)
Baccalauréat	-0.021**	(0.007)	-0.016* [*]	(0.007)
Bac+2	-0.005 [†]	(0.002)	-0.005* [*]	(0.002)
Dispose d'une automobile	-0.015* [*]	(0.007)	-0.003	(0.006)
Panéliste retraité	0.020**	(0.001)	0.021**	(0.001)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.049**	(0.019)	0.044* [*]	(0.019)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.034* [*]	(0.017)	0.051**	(0.016)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.038* [*]	(0.017)	-0.044* [*]	(0.017)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.013	(0.019)	-0.014	(0.019)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.022	(0.014)	-0.025 [†]	(0.014)
Dummy Année 1997	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy Année 1998	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy Année 1999	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy Année 2000	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Année 2001	-0.001 [†]	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Année 2002	-0.002 [†]	(0.001)	-0.002 [†]	(0.001)
Dummy Année 2003	-0.002* [*]	(0.001)	-0.002* [*]	(0.001)
Dummy Année 2004	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Année 2005	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Année 2006	-0.002	(0.001)	-0.002	(0.001)
Dummy Année 2007	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy période 2	0.001* [*]	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy période 3	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy période 4	0.007**	(0.001)	0.007**	(0.001)
Dummy période 5	0.013**	(0.001)	0.013**	(0.001)
Dummy période 6	0.010**	(0.001)	0.011**	(0.001)
Dummy période 7	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy période 8	0.001 [†]	(0.001)	0.002* [*]	(0.001)
Dummy période 9	-0.002* [*]	(0.001)	-0.001 [†]	(0.001)
Dummy période 10	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy période 11	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy période 12	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy période 13	-0.011**	(0.001)	-0.012**	(0.001)
Dummy Cohorte 2	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy Cohorte 3	-0.005**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy Cohorte 4	-0.004**	(0.001)	-0.003* [*]	(0.001)
Dummy Cohorte 5	-0.017**	(0.002)	-0.016**	(0.002)
Dummy Cohorte 6	-0.016**	(0.002)	-0.014**	(0.002)
Dummy Cohorte 7	-0.023**	(0.002)	-0.021**	(0.002)
Dummy Cohorte 8	-0.018**	(0.003)	-0.015**	(0.002)
Constante	0.044**	(0.012)	-0.021 [†]	(0.011)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 38 – Modèles AI-QUAI - Equation 7

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Viande	0.000	(0.001)	0.005**	(0.001)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Charcuterie	0.000	(0.000)	0.005**	(0.001)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	0.026**	(0.002)
Prix Légumes frais	0.000†	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000†	(0.000)	-0.018**	(0.002)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	-0.008**	(0.001)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.004**	(0.001)
Prix Snack	0.000	(0.000)	-0.001†	(0.000)
Prix Yaourt	-0.001**	(0.000)	-0.005**	(0.001)
Prix Fromage	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	-0.008**	(0.001)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	-0.006**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	0.004**	(0.001)
Prix MG animale	0.000*	(0.000)	-0.018**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	-0.005**	(0.001)
Prix Eau	0.000*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	0.006**	(0.001)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	0.009**	(0.001)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	-0.006**	(0.001)
Revenu	-0.001	(0.001)	-0.078**	(0.006)
Revenu ²	-	-	0.006**	(0.001)
Genre du panéliste	-0.001	(0.002)	0.003	(0.002)
CAP-BEP	0.003**	(0.001)	0.002†	(0.001)
Baccalauréat	-0.002	(0.002)	-0.001	(0.002)
Bac+2	0.001	(0.001)	0.002*	(0.001)
Dispose d'une automobile	0.001	(0.002)	0.003	(0.002)
Panéliste retraité	-0.006**	(0.000)	-0.005**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.010†	(0.006)	0.014*	(0.006)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.017**	(0.006)	-0.015**	(0.006)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.003	(0.006)	0.003	(0.006)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.000	(0.006)	0.003	(0.007)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.000	(0.005)	-0.003	(0.005)
Dummy Année 1997	0.000†	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1998	-0.001**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy Année 1999	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2000	-0.001*	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2001	-0.001**	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2002	0.000	(0.000)	0.001*	(0.000)
Dummy Année 2003	0.001*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2004	0.001*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2005	0.001**	(0.000)	0.001*	(0.000)
Dummy Année 2006	0.001*	(0.000)	0.001**	(0.001)
Dummy Année 2007	0.001**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy période 2	0.000*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 3	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 4	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 5	0.000*	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy période 6	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 7	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 8	-0.004**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Dummy période 9	-0.004**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Dummy période 10	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 11	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 12	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 13	-0.002**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	-0.001**	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	-0.001	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 5	0.001	(0.001)	0.002*	(0.001)
Dummy Cohorte 6	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy Cohorte 7	0.001	(0.001)	0.002*	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.000	(0.001)	0.002†	(0.001)
Constante	0.029**	(0.005)	0.262**	(0.019)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 39 – Modèles AI-QUAI - Equation 8

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Viande	0.002†	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	-0.001†	(0.001)
Prix Charcuterie	-0.002**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Oeufs	0.000†	(0.000)	-0.010**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.001*	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.003**	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Snack	0.000†	(0.000)	0.000†	(0.000)
Prix Yaourt	-0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Féculents	0.001†	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.001*	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix MG animale	0.000*	(0.000)	0.006**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.001†	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	-0.005**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Revenu	-0.012**	(0.004)	0.031**	(0.002)
Revenu ²	-	-	-0.004**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.026**	(0.008)	-0.029**	(0.008)
CAP-BEP	0.012**	(0.004)	0.012**	(0.004)
Baccalauréat	-0.009	(0.010)	-0.006	(0.010)
Bac+2	0.006†	(0.004)	0.006	(0.004)
Dispose d'une automobile	0.022*	(0.010)	0.021*	(0.009)
Panéliste retraité	0.033**	(0.002)	0.034**	(0.002)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.061*	(0.027)	-0.063**	(0.028)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.057*	(0.024)	0.063**	(0.024)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.015	(0.025)	-0.019	(0.025)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.075**	(0.028)	-0.076**	(0.028)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.018	(0.020)	0.020	(0.020)
Dummy Année 1997	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy Année 1998	-0.002*	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dummy Année 1999	-0.007**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy Année 2000	-0.003*	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy Année 2001	-0.004**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy Année 2002	-0.006**	(0.001)	-0.006**	(0.001)
Dummy Année 2003	-0.005**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy Année 2004	-0.003*	(0.002)	-0.003*	(0.002)
Dummy Année 2005	-0.004*	(0.002)	-0.003†	(0.002)
Dummy Année 2006	-0.006**	(0.002)	-0.006**	(0.002)
Dummy Année 2007	-0.006**	(0.002)	-0.006**	(0.002)
Dummy période 2	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy période 3	0.001†	(0.001)	0.001†	(0.001)
Dummy période 4	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy période 5	0.007**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy période 6	0.016**	(0.001)	0.015**	(0.001)
Dummy période 7	0.023**	(0.001)	0.022**	(0.001)
Dummy période 8	0.021**	(0.001)	0.020**	(0.001)
Dummy période 9	0.015**	(0.001)	0.015**	(0.001)
Dummy période 10	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy période 11	-0.001	(0.001)	-0.001†	(0.001)
Dummy période 12	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy période 13	-0.006**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy Cohorte 2	0.002*	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy Cohorte 3	-0.003†	(0.002)	-0.003†	(0.001)
Dummy Cohorte 4	0.002	(0.002)	0.002	(0.002)
Dummy Cohorte 5	-0.008**	(0.003)	-0.008**	(0.003)
Dummy Cohorte 6	-0.003	(0.003)	-0.003	(0.003)
Dummy Cohorte 7	-0.009*	(0.003)	-0.009**	(0.003)
Dummy Cohorte 8	-0.003	(0.004)	-0.003	(0.004)
Constante	0.125**	(0.017)	0.000	(0.000)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 40 – Modèles AI-QUAI - Equation 9

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Viande	0.001**	(0.001)	0.001*	(0.001)
Prix Volailles	-0.001*	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Prix Charcuterie	0.000	(0.000)	-0.001	(0.001)
Prix Oeufs	-0.001**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	-0.001*	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	-0.001	(0.000)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.001†	(0.000)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Revenu	0.002*	(0.001)	0.001	(0.002)
Revenu ²	-	-	0.000	(0.000)
Genre du panéliste	-0.006**	(0.002)	-0.005**	(0.002)
CAP-BEP	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Baccalauréat	-0.015**	(0.002)	-0.014**	(0.002)
Bac+2	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dispose d'une automobile	-0.006**	(0.002)	-0.003†	(0.002)
Panéliste retraité	-0.011**	(0.000)	-0.010**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.015**	(0.005)	-0.016**	(0.005)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.028**	(0.005)	-0.023**	(0.005)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.018**	(0.005)	0.017**	(0.005)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.005	(0.005)	-0.005	(0.005)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.014**	(0.004)	0.013**	(0.004)
Dummy Année 1997	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1998	0.001*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy Année 1999	0.002**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2000	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2001	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2002	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2003	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Année 2004	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Année 2005	0.004**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Dummy Année 2006	0.005**	(0.000)	0.005**	(0.000)
Dummy Année 2007	0.006**	(0.000)	0.006**	(0.000)
Dummy période 2	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 3	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 4	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 5	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 6	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 7	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 8	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 9	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 10	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy période 11	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 12	-0.001**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 13	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	-0.001**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy Cohorte 4	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 5	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 6	-0.005**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy Cohorte 7	-0.007**	(0.001)	-0.006**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	-0.007**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Constante	0.021**	(0.004)	0.028**	(0.006)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 41 – Modèles AI-QUAI - Equation 10

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Viande	0.000†	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	0.000**	(0.000)
Prix Charcuterie	0.000	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Légumes frais	0.000*	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000*	(0.000)	0.000†	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000†	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Snack	0.000*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix MG animale	0.000†	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.000**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Revenu	-0.002**	(0.001)	0.007**	(0.001)
Revenu ²	-	-	-0.001**	(0.000)
Genre du panéliste	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)
CAP-BEP	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Baccalauréat	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)
Bac+2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dispose d'une automobile	0.003*	(0.001)	0.002*	(0.001)
Panéliste retraité	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.004	(0.003)	-0.004	(0.003)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.003	(0.002)	-0.004†	(0.002)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.004	(0.002)	-0.004	(0.002)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.002	(0.003)	-0.003	(0.003)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.005**	(0.002)	0.006**	(0.002)
Dummy Année 1997	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy Année 1998	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy Année 1999	0.000*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy Année 2000	0.000†	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy Année 2001	0.000**	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy Année 2002	-0.001**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy Année 2003	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2004	0.000*	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2005	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2006	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2007	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 3	0.000*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 4	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 5	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 6	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 7	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 8	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 9	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 10	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 11	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 12	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 13	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 4	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 5	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 6	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 7	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 8	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Constante	0.011**	(0.002)	-0.017**	(0.003)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 42 – Modèles AI-QUAI - Equation 11

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000*	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Viande	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Volailles	0.000**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Charcuterie	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	0.011**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.000**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	-0.008**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Fromage	0.001†	(0.000)	0.003**	(0.001)
Prix Lait	0.000**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix MG animale	0.000*	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Revenu	0.001	(0.001)	-0.033**	(0.003)
Revenu ²	-	-	0.003**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.002*	(0.001)	0.001	(0.001)
CAP-BEP	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Baccalauréat	-0.002	(0.001)	0.000	(0.001)
Bac+2	0.001	(0.001)	0.001**	(0.001)
Dispose d'une automobile	0.000	(0.002)	0.003*	(0.001)
Panéliste retraité	-0.004**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.007†	(0.004)	0.008†	(0.004)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.018**	(0.004)	-0.014**	(0.003)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.024**	(0.004)	0.023**	(0.004)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.001	(0.004)	0.000	(0.004)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.004	(0.003)	-0.006*	(0.003)
Dummy Année 1997	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1998	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1999	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2000	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2001	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2002	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2003	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2004	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Année 2005	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Année 2006	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Année 2007	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy période 2	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 3	0.000*	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 4	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 5	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 6	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 7	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 8	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 9	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 10	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 11	0.000†	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 12	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 13	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	-0.001**	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy Cohorte 5	0.001*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 6	0.000	(0.000)	0.001*	(0.000)
Dummy Cohorte 7	0.001**	(0.001)	0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 8	0.000	(0.001)	0.001†	(0.001)
Constante	0.008*	(0.003)	0.113**	(0.008)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 43 – Modèles AI-QUAI - Equation 12

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	-0.001	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Viande	0.002	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Volailles	-0.001	(0.001)	-0.001*	(0.001)
Prix Charcuterie	-0.001	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	-0.008**	(0.001)
Prix Légumes frais	-0.001*	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.004**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.000	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000†	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.002	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Snack	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Pommes de terre	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-salés	-0.001*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.002†	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	0.005**	(0.000)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Revenu	0.006*	(0.003)	0.015**	(0.003)
Revenu ²	-	-	-0.001**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.042**	(0.006)	-0.042**	(0.005)
CAP-BEP	-0.003	(0.003)	-0.003	(0.003)
Baccalauréat	0.072**	(0.007)	0.073**	(0.007)
Bac+2	0.007**	(0.002)	0.007**	(0.002)
Dispose d'une automobile	0.000	(0.007)	0.001	(0.006)
Panéliste retraité	-0.029**	(0.001)	-0.029**	(0.001)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.024	(0.019)	0.022	(0.019)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.009	(0.016)	0.009	(0.016)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.034*	(0.017)	0.035*	(0.017)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.011	(0.019)	-0.010	(0.019)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.018	(0.013)	-0.018	(0.013)
Dummy Année 1997	-0.001*	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Année 1998	0.002**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy Année 1999	0.008**	(0.001)	0.008**	(0.001)
Dummy Année 2000	0.011**	(0.001)	0.011**	(0.001)
Dummy Année 2001	0.016**	(0.001)	0.015**	(0.001)
Dummy Année 2002	0.016**	(0.001)	0.015**	(0.001)
Dummy Année 2003	0.017**	(0.001)	0.016**	(0.001)
Dummy Année 2004	0.016**	(0.001)	0.014**	(0.001)
Dummy Année 2005	0.013**	(0.001)	0.012**	(0.001)
Dummy Année 2006	0.015**	(0.001)	0.014**	(0.001)
Dummy Année 2007	0.018**	(0.001)	0.017**	(0.001)
Dummy période 2	-0.001*	(0.001)	-0.001*	(0.001)
Dummy période 3	-0.005**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy période 4	-0.009**	(0.001)	-0.008**	(0.001)
Dummy période 5	-0.010**	(0.001)	-0.010**	(0.001)
Dummy période 6	-0.013**	(0.001)	-0.013**	(0.001)
Dummy période 7	-0.015**	(0.001)	-0.014**	(0.001)
Dummy période 8	-0.018**	(0.001)	-0.018**	(0.001)
Dummy période 9	-0.014**	(0.001)	-0.014**	(0.001)
Dummy période 10	-0.007**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy période 11	-0.003**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy période 12	-0.004**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy période 13	-0.007**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy Cohorte 2	-0.004**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy Cohorte 3	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Cohorte 4	-0.004**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy Cohorte 5	0.002	(0.002)	0.002	(0.002)
Dummy Cohorte 6	-0.003	(0.002)	-0.003	(0.002)
Dummy Cohorte 7	0.006**	(0.002)	0.006**	(0.002)
Dummy Cohorte 8	-0.002	(0.003)	-0.002	(0.002)
Constante	0.060**	(0.012)	0.035**	(0.012)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 44 – Modèles AI-QUAI - Equation 13

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Viande	0.001	(0.000)	0.001†	(0.000)
Prix Volailles	0.000†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Charcuterie	-0.001	(0.000)	-0.001	(0.000)
Prix Oeufs	0.000*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	-0.001†	(0.000)
Prix Fruits frais	0.000†	(0.000)	0.000†	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Plats préparés	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Snack	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fromage	-0.001*	(0.001)	-0.001	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.001†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Café et thé	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Revenu	0.003**	(0.001)	-0.004**	(0.002)
Revenu ²	-	-	0.000**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.010**	(0.002)	-0.007**	(0.001)
CAP-BEP	-0.002*	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Baccalauréat	0.004*	(0.002)	0.005**	(0.002)
Bac+2	0.002*	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dispose d'une automobile	0.002	(0.002)	0.006**	(0.002)
Panéliste retraité	-0.006**	(0.000)	-0.006**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.008	(0.005)	-0.009†	(0.005)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.024**	(0.005)	-0.019**	(0.004)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.022**	(0.004)	0.022**	(0.004)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.002	(0.005)	0.002	(0.005)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.005	(0.004)	0.003	(0.004)
Dummy Année 1997	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1998	0.000†	(0.000)	0.001*	(0.000)
Dummy Année 1999	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2000	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2001	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2002	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2003	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2004	-0.001**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2005	-0.001**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2006	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2007	-0.001†	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy période 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 3	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 4	0.000**	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 5	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 6	-0.001**	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 7	-0.001**	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy période 8	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 9	0.000*	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 10	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 11	0.000*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 12	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 13	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	-0.001**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy Cohorte 5	0.002**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy Cohorte 6	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy Cohorte 7	0.002**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Constante	-0.005	(0.004)	0.021**	(0.005)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 45 – Modèles AI-QUAI - Equation 14

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	-0.001**	(0.000)	0.001†	(0.000)
Prix Viande	0.000	(0.001)	0.001*	(0.001)
Prix Volailles	-0.001*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Charcuterie	-0.001*	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Oeufs	-0.001**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Légumes transformés	-0.001**	(0.000)	-0.005**	(0.001)
Prix Fruits frais	-0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.003**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Prix Fromage	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	0.001*	(0.000)
Prix MG animale	0.001*	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Eau	0.000†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.001*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	-0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Café et thé	0.001*	(0.000)	0.000	(0.000)
Revenu	-0.007**	(0.001)	-0.018**	(0.002)
Revenu ²	-	-	0.001**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.003	(0.002)	-0.002	(0.002)
CAP-BEP	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Baccalauréat	-0.021**	(0.002)	-0.020**	(0.002)
Bac+2	-0.004**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dispose d'une automobile	0.011**	(0.003)	0.012**	(0.002)
Panéliste retraité	-0.006**	(0.000)	-0.006**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.043**	(0.007)	-0.043**	(0.007)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.040**	(0.006)	-0.039**	(0.006)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.014*	(0.006)	0.013*	(0.006)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.018**	(0.007)	-0.018**	(0.007)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.037**	(0.005)	0.036**	(0.005)
Dummy Année 1997	0.001*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 1998	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 1999	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Année 2000	0.001*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2001	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2002	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2003	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Année 2004	0.006**	(0.000)	0.006**	(0.000)
Dummy Année 2005	0.008**	(0.000)	0.008**	(0.000)
Dummy Année 2006	0.007**	(0.001)	0.007**	(0.001)
Dummy Année 2007	0.007**	(0.001)	0.007**	(0.001)
Dummy période 2	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 3	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 4	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 5	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 6	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 7	0.001*	(0.000)	0.001†	(0.000)
Dummy période 8	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 9	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 10	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 11	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 12	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 13	-0.004**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 5	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Cohorte 6	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 7	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	-0.004**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Constante	0.066**	(0.005)	0.098**	(0.006)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 46 – Modèles AI-QUAI - Equation 15

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Viande	-0.002*	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix Volailles	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Charcuterie	-0.002*	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Prix Oeufs	-0.001†	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Légumes frais	-0.001	(0.000)	-0.003**	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.001†	(0.000)	0.003**	(0.001)
Prix Plats préparés	0.000	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Snack	-0.001*	(0.001)	-0.001	(0.001)
Prix Yaourt	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Fromage	0.012**	(0.002)	0.011**	(0.002)
Prix Lait	-0.001†	(0.000)	0.003**	(0.001)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	0.003**	(0.001)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	-0.001	(0.001)	0.003**	(0.001)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.001	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix MG animale	-0.001	(0.001)	0.004**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.002**	(0.001)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	-0.002**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix Café et thé	0.002**	(0.001)	0.005**	(0.001)
Revenu	0.001	(0.002)	0.028**	(0.005)
Revenu ²	-	-	-0.003**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.001	(0.004)	0.001	(0.004)
CAP-BEP	-0.015**	(0.002)	-0.014**	(0.002)
Baccalauréat	0.006	(0.005)	0.007	(0.004)
Bac+2	0.004*	(0.002)	0.004*	(0.002)
Dispose d'une automobile	0.021**	(0.005)	0.027**	(0.004)
Panéliste retraité	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.069**	(0.013)	-0.073**	(0.012)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.000	(0.011)	0.008	(0.011)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.016	(0.011)	-0.018	(0.011)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.076**	(0.013)	-0.077**	(0.013)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.060**	(0.009)	0.060**	(0.009)
Dummy Année 1997	-0.004**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy Année 1998	-0.005**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy Année 1999	-0.004**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dummy Année 2000	-0.005**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy Année 2001	-0.006**	(0.001)	-0.006**	(0.001)
Dummy Année 2002	-0.006**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy Année 2003	-0.007**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy Année 2004	-0.009**	(0.001)	-0.009**	(0.001)
Dummy Année 2005	-0.012**	(0.001)	-0.011**	(0.001)
Dummy Année 2006	-0.012**	(0.001)	-0.012**	(0.001)
Dummy Année 2007	-0.013**	(0.001)	-0.013**	(0.001)
Dummy période 2	0.004**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Dummy période 3	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 4	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 5	-0.001	(0.000)	-0.001	(0.000)
Dummy période 6	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 7	-0.003**	(0.001)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 8	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy période 9	0.001*	(0.001)	0.001**	(0.000)
Dummy période 10	0.001*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 11	0.004**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Dummy période 12	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 13	-0.005**	(0.000)	-0.005**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 4	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 5	0.007**	(0.001)	0.008**	(0.001)
Dummy Cohorte 6	0.006**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy Cohorte 7	0.007**	(0.002)	0.008**	(0.002)
Dummy Cohorte 8	0.008**	(0.002)	0.009**	(0.002)
Constante	0.053**	(0.010)	-0.025†	(0.014)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 47 – Modèles AI-QUAI - Equation 16

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Viande	0.002**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Charcuterie	0.000	(0.000)	0.002**	(0.001)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	0.011**	(0.001)
Prix Légumes frais	-0.001*	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	-0.008**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Fromage	-0.001†	(0.000)	0.003**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Féculents	-0.001**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.001†	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	-0.001**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.001**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Revenu	0.012**	(0.001)	-0.035**	(0.003)
Revenu ²	-	-	0.003**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.008**	(0.002)	-0.003	(0.002)
CAP-BEP	0.005**	(0.001)	0.005**	(0.001)
Baccalauréat	0.019**	(0.003)	0.022**	(0.003)
Bac+2	0.004**	(0.001)	0.005**	(0.001)
Dispose d'une automobile	-0.001	(0.003)	0.006*	(0.003)
Panéliste retraité	-0.012**	(0.001)	-0.011**	(0.001)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.048**	(0.008)	0.049**	(0.008)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.008	(0.007)	0.016*	(0.007)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.001	(0.007)	-0.002	(0.007)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.035**	(0.008)	-0.033**	(0.008)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.011†	(0.006)	-0.015**	(0.006)
Dummy Année 1997	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 1998	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 1999	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2000	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2001	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2002	-0.001**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2003	-0.004**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Dummy Année 2004	-0.004**	(0.000)	-0.005**	(0.001)
Dummy Année 2005	-0.007**	(0.001)	-0.008**	(0.001)
Dummy Année 2006	-0.006**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy Année 2007	-0.006**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy période 2	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 3	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy période 4	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 5	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 6	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 7	-0.003**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 8	-0.003**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 9	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 10	-0.001**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy période 11	0.000†	(0.000)	0.001*	(0.000)
Dummy période 12	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 13	-0.004**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	-0.004**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.002**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	-0.002**	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Cohorte 5	0.007**	(0.001)	0.008**	(0.001)
Dummy Cohorte 6	0.002*	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy Cohorte 7	0.011**	(0.001)	0.013**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.009**	(0.001)	0.011**	(0.001)
Constante	-0.043**	(0.006)	0.105**	(0.009)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 48 – Modèles AI-QUAI - Equation 17

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.001	(0.000)	0.004**	(0.001)
Prix Viande	0.000	(0.001)	0.002**	(0.001)
Prix Volailles	-0.001*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Charcuterie	-0.001*	(0.001)	0.001†	(0.001)
Prix Oeufs	0.000**	(0.000)	0.012**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.001†	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.000)	0.003**	(0.001)
Prix Lait	-0.001**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Féculents	0.001**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000*	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix MG animale	0.000*	(0.000)	-0.008**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Café et thé	0.001**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Revenu	0.003*	(0.001)	-0.040**	(0.003)
Revenu ²	-	-	0.003**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.008**	(0.003)	-0.005*	(0.002)
CAP-BEP	0.003†	(0.001)	0.002	(0.001)
Baccalauréat	0.011**	(0.003)	0.012**	(0.003)
Bac+2	0.000	(0.001)	0.001	(0.001)
Dispose d'une automobile	0.006†	(0.003)	0.008**	(0.003)
Panéliste retraité	-0.015**	(0.001)	-0.015**	(0.001)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.018*	(0.008)	0.019*	(0.008)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.002	(0.007)	0.005	(0.007)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.029**	(0.008)	0.029**	(0.008)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.025**	(0.008)	-0.023**	(0.008)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.006	(0.006)	-0.009	(0.006)
Dummy Année 1997	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 1998	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 1999	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2000	-0.002**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2001	-0.003**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Dummy Année 2002	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.001)
Dummy Année 2003	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Année 2004	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dummy Année 2005	-0.002**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy Année 2006	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy Année 2007	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dummy période 2	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 3	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 4	-0.001*	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy période 5	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 6	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 7	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 8	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 9	-0.001*	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy période 10	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 11	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 12	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 13	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	-0.004**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.002**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	-0.002**	(0.001)	-0.001†	(0.001)
Dummy Cohorte 5	0.006**	(0.001)	0.007**	(0.001)
Dummy Cohorte 6	0.001	(0.001)	0.002*	(0.001)
Dummy Cohorte 7	0.010**	(0.001)	0.011**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.005**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Constante	0.020**	(0.006)	0.154**	(0.009)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 49 – Modèles AI-QUAI - Equation 18

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.001**	(0.000)	0.001	(0.000)
Prix Viande	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Charcuterie	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Légumes frais	-0.001*	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Plats préparés	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Lait	0.000**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Féculents	0.000*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Sucre	0.000*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.001†	(0.000)	-0.001	(0.000)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.001**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Revenu	0.003**	(0.001)	0.002†	(0.001)
Revenu ²	-	-	0.000	(0.000)
Genre du panéliste	-0.001	(0.002)	0.000	(0.002)
CAP-BEP	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Baccalauréat	0.004	(0.002)	0.004†	(0.002)
Bac+2	-0.003**	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Dispose d'une automobile	-0.002	(0.002)	0.000	(0.002)
Panéliste retraité	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.022**	(0.006)	0.021**	(0.006)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.017**	(0.006)	0.020**	(0.005)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.000	(0.006)	0.000	(0.005)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.005	(0.006)	-0.005	(0.006)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.017**	(0.004)	-0.018**	(0.004)
Dummy Année 1997	-0.001**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy Année 1998	-0.001**	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy Année 1999	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2000	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2001	0.001**	(0.000)	0.001*	(0.000)
Dummy Année 2002	0.001*	(0.000)	0.001	(0.000)
Dummy Année 2003	0.000	(0.000)	-0.001†	(0.000)
Dummy Année 2004	0.002**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2005	-0.001†	(0.000)	-0.001†	(0.000)
Dummy Année 2006	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2007	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 2	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 3	0.000*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 4	0.000†	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 5	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 6	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 7	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 8	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 9	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 10	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 11	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 12	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 13	-0.001**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 4	0.000	(0.000)	0.001	(0.000)
Dummy Cohorte 5	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Cohorte 6	-0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy Cohorte 7	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Constante	-0.009*	(0.005)	-0.004	(0.004)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

-

TABLE 52 – Modèles AI-QUAI - Equation 19

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Viande	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Charcuterie	-0.002**	(0.000)	0.001†	(0.000)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	0.010**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Fruits transformés	-0.001*	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Plats préparés	-0.001*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Snack	0.001†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Fromage	-0.001	(0.001)	0.003**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Féculents	0.000*	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.002**	(0.001)	-0.001	(0.001)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Revenu	0.000	(0.001)	-0.038**	(0.003)
Revenu ²	-	-	0.003**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.004**	(0.001)	0.000	(0.001)
CAP-BEP	0.001†	(0.001)	0.001†	(0.001)
Baccalauréat	-0.008**	(0.001)	-0.006**	(0.001)
Bac+2	-0.002**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dispose d'une automobile	-0.001	(0.002)	0.003**	(0.001)
Panéliste retraité	-0.005**	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.013**	(0.004)	0.014**	(0.004)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.010**	(0.003)	-0.004	(0.003)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.005	(0.003)	0.005	(0.003)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.012**	(0.004)	0.012**	(0.004)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.005†	(0.003)	-0.008**	(0.003)
Dummy Année 1997	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy Année 1998	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 1999	0.001*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2000	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2001	0.001†	(0.000)	0.001*	(0.000)
Dummy Année 2002	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2003	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2004	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2005	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2006	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2007	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 3	0.000*	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 4	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 5	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 6	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 7	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 8	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy période 9	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 10	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 11	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 12	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 13	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 4	-0.001**	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy Cohorte 5	-0.001*	(0.000)	-0.001	(0.000)
Dummy Cohorte 6	-0.002**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 7	-0.002**	(0.001)	-0.001*	(0.000)
Dummy Cohorte 8	-0.003**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Constante	0.014**	(0.003)	0.133**	(0.010)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 53 – Modèles AI-QUAI - Equation 20

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Viande	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Charcuterie	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	-0.006**	(0.000)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Lait	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Sucre	0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	0.001*	(0.000)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	-0.005**	(0.000)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Revenu	-0.002*	(0.001)	-0.023**	(0.002)
Revenu ²	-	-	0.002**	(0.000)
Genre du panéliste	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
CAP-BEP	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Baccalauréat	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Bac+2	0.002**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dispose d'une automobile	0.004*	(0.002)	0.004**	(0.001)
Panéliste retraité	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.000	(0.004)	0.001	(0.004)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.003	(0.004)	0.002	(0.003)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.006	(0.004)	-0.005	(0.004)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.020**	(0.004)	-0.019**	(0.004)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.003	(0.003)	0.003	(0.003)
Dummy Année 1997	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 1998	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 1999	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2000	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2001	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2002	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2003	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2004	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2005	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Année 2006	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Année 2007	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 2	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 3	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 4	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 5	0.000**	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 6	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 7	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy période 8	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 9	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 10	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 11	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 12	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 13	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 5	0.003**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Dummy Cohorte 6	0.004**	(0.000)	0.005**	(0.000)
Dummy Cohorte 7	0.006**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.008**	(0.001)	0.008**	(0.001)
Constante	0.010**	(0.003)	0.076**	(0.006)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 54 – Modèles AI-QUAI - Equation 21

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)
Prix Viande	-0.002	(0.002)	-0.002	(0.002)
Prix Volailles	-0.001	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Prix Charcuterie	-0.003**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	-0.006**	(0.000)
Prix Légumes frais	-0.001*	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.004**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.001*	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.002†	(0.001)	0.001	(0.001)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	0.001*	(0.000)
Prix Fromage	-0.001	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Lait	-0.001†	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Pommes de terre	-0.001†	(0.000)	-0.001	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.001*	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.008**	(0.001)	0.008**	(0.001)
Prix MG animale	-0.001*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix MG végétale	-0.001*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	-0.001†	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.001	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Prix Café et thé	-0.001	(0.000)	0.000	(0.000)
Revenu	0.014**	(0.003)	0.011**	(0.004)
Revenu ²	-	-	0.000	(0.000)
Genre du panéliste	-0.011	(0.007)	-0.010	(0.006)
CAP-BEP	-0.007†	(0.004)	-0.007†	(0.004)
Baccalauréat	0.049**	(0.008)	0.050**	(0.008)
Bac+2	-0.009**	(0.003)	-0.008**	(0.003)
Dispose d'une automobile	0.012	(0.008)	0.014†	(0.007)
Panéliste retraité	-0.044**	(0.001)	-0.044**	(0.001)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.022	(0.022)	0.022	(0.022)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.026	(0.020)	-0.025	(0.019)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.094**	(0.020)	0.095**	(0.020)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.016	(0.022)	-0.015	(0.022)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.019	(0.016)	-0.020	(0.016)
Dummy Année 1997	-0.002*	(0.001)	-0.001†	(0.001)
Dummy Année 1998	0.002**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Année 1999	0.005**	(0.001)	0.005**	(0.001)
Dummy Année 2000	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy Année 2001	0.003**	(0.001)	0.002	(0.001)
Dummy Année 2002	0.006**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy Année 2003	0.008**	(0.001)	0.007**	(0.001)
Dummy Année 2004	0.008**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy Année 2005	0.007**	(0.002)	0.006**	(0.002)
Dummy Année 2006	0.007**	(0.002)	0.006**	(0.002)
Dummy Année 2007	0.007**	(0.002)	0.005**	(0.002)
Dummy période 2	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy période 3	0.005**	(0.001)	0.005**	(0.001)
Dummy période 4	0.014**	(0.001)	0.014**	(0.001)
Dummy période 5	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy période 6	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy période 7	0.002*	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dummy période 8	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy période 9	0.000	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy période 10	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dummy période 11	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy période 12	0.013**	(0.001)	0.013**	(0.001)
Dummy période 13	0.027**	(0.001)	0.026**	(0.001)
Dummy Cohorte 2	-0.007**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Dummy Cohorte 3	0.006**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy Cohorte 4	0.000	(0.002)	0.000	(0.002)
Dummy Cohorte 5	0.013**	(0.002)	0.014**	(0.002)
Dummy Cohorte 6	0.006*	(0.003)	0.006**	(0.002)
Dummy Cohorte 7	0.017**	(0.003)	0.018**	(0.003)
Dummy Cohorte 8	0.010**	(0.003)	0.010**	(0.003)
Constante	0.012	(0.015)	0.024†	(0.014)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 55 – Modèles AI-QUAI - Equation 22

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	0.006**	(0.001)
Prix Viande	0.000	(0.000)	0.005**	(0.001)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Charcuterie	0.000	(0.000)	0.005**	(0.001)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	0.022**	(0.002)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	0.006**	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000*	(0.000)	-0.018**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.000*	(0.000)	0.006**	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	-0.001	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000†	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000*	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.005**	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Yaourt	0.001*	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Fromage	-0.001	(0.001)	0.004**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix Féculents	0.000*	(0.000)	-0.008**	(0.001)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	-0.007**	(0.001)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	-0.005**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.001*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix MG animale	0.002**	(0.000)	-0.013**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	-0.005**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000*	(0.000)	0.005**	(0.001)
Prix Boissons alcoolisées	-0.001*	(0.000)	0.008**	(0.001)
Prix Café et thé	0.001**	(0.000)	-0.004**	(0.001)
Revenu	-0.004**	(0.001)	-0.072**	(0.006)
Revenu ²	-	-	0.006**	(0.000)
Genre du panéliste	0.004*	(0.002)	0.007**	(0.002)
CAP-BEP	0.000	(0.001)	-0.001	(0.001)
Baccalauréat	-0.003†	(0.002)	-0.002	(0.002)
Bac+2	0.001†	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dispose d'une automobile	0.005*	(0.002)	0.006**	(0.002)
Panéliste retraité	0.001	(0.000)	0.001**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.011*	(0.005)	-0.008	(0.005)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.011*	(0.005)	-0.010*	(0.004)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.005	(0.004)	-0.005	(0.005)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.024**	(0.005)	-0.022**	(0.005)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.019**	(0.004)	0.016**	(0.004)
Dummy Année 1997	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 1998	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 1999	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2000	0.001	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2001	-0.001**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy Année 2002	-0.002**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2003	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2004	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2005	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Année 2006	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Année 2007	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 2	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 3	0.000**	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 4	0.000**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 5	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 6	-0.002**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 7	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 8	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy période 9	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy période 10	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 11	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 12	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 13	-0.002**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.003**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 5	0.007**	(0.001)	0.007**	(0.001)
Dummy Cohorte 6	0.005**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy Cohorte 7	0.008**	(0.001)	0.009**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.008**	(0.001)	0.009**	(0.001)
Constante	0.038**	(0.004)	0.244**	(0.017)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 56 – Modèles AI-QUAI - Equation 23

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Viande	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Charcuterie	-0.001†	(0.000)	0.001	(0.000)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	0.007**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	-0.005**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.000*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.000**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.000)	0.002**	(0.001)
Prix Lait	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.001*	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	-0.005**	(0.000)
Prix MG végétale	0.002**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000**	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Revenu	-0.003**	(0.001)	-0.022**	(0.002)
Revenu ²	-	-	0.001**	(0.000)
Genre du panéliste	0.004**	(0.001)	0.006**	(0.001)
CAP-BEP	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
Baccalauréat	-0.002	(0.002)	-0.002	(0.002)
Bac+2	0.002**	(0.001)	0.002**	(0.001)
Dispose d'une automobile	-0.001	(0.002)	0.001	(0.001)
Panéliste retraité	0.006**	(0.000)	0.006**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.013**	(0.004)	-0.013**	(0.004)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.027**	(0.004)	-0.023**	(0.004)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.015**	(0.004)	0.015**	(0.004)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.018**	(0.004)	-0.018**	(0.004)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.014**	(0.003)	0.013**	(0.003)
Dummy Année 1997	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1998	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1999	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2000	0.000†	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2001	-0.002**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2002	-0.001**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy Année 2003	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2004	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2005	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Année 2006	-0.001*	(0.000)	-0.001†	(0.000)
Dummy Année 2007	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 2	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 3	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 4	0.000**	(0.000)	0.000**	(0.000)
Dummy période 5	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 6	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 7	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 8	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 9	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 10	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 11	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 12	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 13	-0.002**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 5	0.004**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Dummy Cohorte 6	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.000)
Dummy Cohorte 7	0.005**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.006**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Constante	0.024**	(0.004)	0.084**	(0.007)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 57 – Modèles AI-QUAI - Equation 24

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Prix Viande	0.002**	(0.001)	0.001*	(0.000)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Charcuterie	-0.001†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Oeufs	0.000*	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix Fruits frais	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.000†	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Lait	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.000*	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix MG animale	0.000	(0.000)	0.001**	(0.000)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.000**	(0.000)
Prix Eau	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Café et thé	0.000*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Revenu	-0.005**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Revenu ²	-	-	-0.001**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.007**	(0.002)	-0.007**	(0.002)
CAP-BEP	-0.006**	(0.001)	-0.006**	(0.001)
Baccalauréat	-0.020**	(0.003)	-0.020**	(0.003)
Bac+2	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dispose d'une automobile	0.008**	(0.003)	0.008**	(0.002)
Panéliste retraité	0.005**	(0.000)	0.005**	(0.000)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	-0.039**	(0.007)	-0.039**	(0.007)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.010	(0.006)	-0.009	(0.006)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.002	(0.006)	0.001	(0.006)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	-0.012†	(0.007)	-0.013†	(0.007)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	0.026**	(0.005)	0.026**	(0.005)
Dummy Année 1997	0.000	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy Année 1998	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 1999	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2000	0.001*	(0.000)	0.001*	(0.000)
Dummy Année 2001	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2002	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2003	0.001*	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2004	-0.001**	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy Année 2005	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2006	-0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy Année 2007	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Dummy période 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 3	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 4	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 5	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 6	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 7	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy période 8	0.005**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Dummy période 9	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy période 10	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 11	0.000†	(0.000)	0.000†	(0.000)
Dummy période 12	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Dummy période 13	-0.003**	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Dummy Cohorte 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.004**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Dummy Cohorte 4	0.005**	(0.001)	0.005**	(0.000)
Dummy Cohorte 5	0.005**	(0.001)	0.005**	(0.001)
Dummy Cohorte 6	0.005**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy Cohorte 7	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Constante	0.045**	(0.005)	0.018**	(0.004)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 58 – Modèles AI-QUAI - Equation 25

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.000)	-0.003**	(0.000)
Prix Viande	0.002*	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Volailles	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Charcuterie	0.001*	(0.001)	0.000	(0.001)
Prix Oeufs	0.000	(0.000)	-0.009**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.000	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.006**	(0.001)
Prix Fruits frais	0.001†	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	0.001*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Fromage	-0.002**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix Lait	-0.001**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Féculents	0.000*	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Pommes de terre	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	-0.001†	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Prix MG animale	0.000*	(0.000)	0.005**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Eau	0.000**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.001†	(0.000)	-0.001†	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Revenu	0.008**	(0.001)	0.025**	(0.003)
Revenu ²	-	-	-0.002**	(0.000)
Genre du panéliste	-0.003	(0.002)	0.000	(0.002)
CAP-BEP	-0.002	(0.001)	-0.001	(0.001)
Baccalauréat	0.001	(0.003)	0.002	(0.003)
Bac+2	-0.004**	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Dispose d'une automobile	0.000	(0.003)	0.007**	(0.003)
Panéliste retraité	-0.013**	(0.001)	-0.013**	(0.001)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.018*	(0.008)	0.014†	(0.008)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	-0.025**	(0.007)	-0.016*	(0.007)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	0.024**	(0.007)	0.022**	(0.007)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.009	(0.008)	0.008	(0.008)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.006	(0.006)	-0.008	(0.006)
Dummy Année 1997	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1998	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 1999	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy Année 2000	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Année 2001	0.003**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2002	0.003**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy Année 2003	0.005**	(0.000)	0.005**	(0.000)
Dummy Année 2004	0.004**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Année 2005	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Année 2006	0.004**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy Année 2007	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy période 2	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy période 3	0.001**	(0.000)	0.001**	(0.000)
Dummy période 4	0.002**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 5	0.003**	(0.000)	0.003**	(0.000)
Dummy période 6	0.005**	(0.000)	0.006**	(0.000)
Dummy période 7	0.007**	(0.000)	0.007**	(0.000)
Dummy période 8	0.008**	(0.000)	0.009**	(0.000)
Dummy période 9	0.005**	(0.000)	0.006**	(0.000)
Dummy période 10	0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Dummy période 11	0.001*	(0.000)	0.000*	(0.000)
Dummy période 12	-0.001*	(0.000)	-0.001*	(0.000)
Dummy période 13	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Dummy Cohorte 2	-0.002**	(0.000)	-0.002**	(0.000)
Dummy Cohorte 3	0.001*	(0.000)	0.001*	(0.000)
Dummy Cohorte 4	-0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy Cohorte 5	0.003**	(0.001)	0.003**	(0.001)
Dummy Cohorte 6	0.001	(0.001)	0.002*	(0.001)
Dummy Cohorte 7	0.005**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy Cohorte 8	0.002*	(0.001)	0.004**	(0.001)
Constante	-0.027**	(0.006)	-0.076**	(0.009)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

TABLE 59 – Modèles AI-QUAI - Equation 26

Variable	AI-LSDV-3SLS		QUAI-LSDV-3SLS	
	Coefficient	(Std. Err.)	Coefficient	(Std. Err.)
Prix Poisson	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Viande	0.000	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix Volailles	0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Prix Charcuterie	-0.001	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Prix Oeufs	0.000**	(0.000)	-0.013**	(0.001)
Prix Légumes frais	0.001	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Légumes transformés	0.000	(0.000)	0.009**	(0.001)
Prix Fruits frais	-0.005**	(0.001)	-0.007**	(0.001)
Prix Fruits transformés	0.000	(0.000)	-0.001†	(0.000)
Prix Fruits secs	0.000	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Graine et condiments	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Plats préparés	0.000	(0.001)	-0.003**	(0.001)
Prix Snack	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Yaourt	-0.001**	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Fromage	0.000	(0.001)	-0.004**	(0.001)
Prix Lait	0.001**	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Féculents	0.000	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Pommes de terre	0.001**	(0.000)	0.000	(0.000)
Prix Produits gras-salés	0.000	(0.000)	0.004**	(0.000)
Prix Sucre	0.000	(0.000)	0.003**	(0.000)
Prix Produits gras-sucrés	0.001	(0.001)	-0.002*	(0.001)
Prix MG animale	-0.001*	(0.000)	0.008**	(0.001)
Prix MG végétale	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Prix Eau	-0.001**	(0.000)	-0.001**	(0.000)
Prix Boissons non-alcoolisées	0.000	(0.000)	-0.004**	(0.000)
Prix Boissons alcoolisées	0.007**	(0.002)	0.006**	(0.002)
Prix Café et thé	0.000	(0.000)	0.002**	(0.000)
Revenu	-0.018**	(0.006)	0.034**	(0.003)
Revenu ²	-	-	-0.002**	(0.001)
Genre du panéliste	0.035**	(0.013)	0.016	(0.013)
CAP-BEP	-0.019**	(0.007)	-0.020**	(0.007)
Baccalauréat	-0.047**	(0.016)	-0.059**	(0.015)
Bac+2	-0.017**	(0.006)	-0.018**	(0.006)
Dispose d'une automobile	0.000	(0.016)	-0.035*	(0.014)
Panéliste retraité	0.029**	(0.003)	0.026**	(0.003)
Présence d'enfants de 0 à 5 ans	0.139**	(0.044)	0.148**	(0.044)
Présence d'enfants de 6 à 10 ans	0.169**	(0.039)	0.123**	(0.038)
Présence d'enfants de 11 à 15 ans	-0.148**	(0.039)	-0.137**	(0.039)
Présence d'enfants de 16 à 18 ans	0.146**	(0.044)	0.144**	(0.044)
Présence d'enfants de 18 ans et moins	-0.103**	(0.032)	-0.089**	(0.031)
Dummy Année 1997	0.001	(0.001)	0.000	(0.001)
Dummy Année 1998	-0.001	(0.001)	-0.002	(0.001)
Dummy Année 1999	-0.004**	(0.001)	-0.004*	(0.001)
Dummy Année 2000	-0.004†	(0.002)	-0.005**	(0.002)
Dummy Année 2001	-0.009**	(0.002)	-0.009**	(0.002)
Dummy Année 2002	-0.014**	(0.002)	-0.013**	(0.002)
Dummy Année 2003	-0.012**	(0.002)	-0.012**	(0.002)
Dummy Année 2004	-0.016**	(0.003)	-0.015**	(0.002)
Dummy Année 2005	-0.015**	(0.003)	-0.016**	(0.003)
Dummy Année 2006	-0.019**	(0.003)	-0.018**	(0.003)
Dummy Année 2007	-0.018**	(0.003)	-0.016**	(0.003)
Dummy période 2	-0.004**	(0.001)	-0.005**	(0.001)
Dummy période 3	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Dummy période 4	0.005**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy période 5	0.004**	(0.001)	0.003*	(0.001)
Dummy période 6	0.008**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy période 7	0.007**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy période 8	0.007**	(0.001)	0.006**	(0.001)
Dummy période 9	0.006**	(0.001)	0.005**	(0.001)
Dummy période 10	0.022**	(0.001)	0.021**	(0.001)
Dummy période 11	0.005**	(0.001)	0.004**	(0.001)
Dummy période 12	0.010**	(0.001)	0.010**	(0.001)
Dummy période 13	0.029**	(0.001)	0.029**	(0.001)
Dummy Cohorte 2	0.004**	(0.002)	0.002	(0.002)
Dummy Cohorte 3	-0.012**	(0.002)	-0.013**	(0.002)
Dummy Cohorte 4	-0.003	(0.003)	-0.007*	(0.003)
Dummy Cohorte 5	-0.022**	(0.005)	-0.026**	(0.004)
Dummy Cohorte 6	-0.014**	(0.005)	-0.020**	(0.005)
Dummy Cohorte 7	-0.025**	(0.006)	-0.033**	(0.005)
Dummy Cohorte 8	-0.021**	(0.006)	-0.028**	(0.006)
Constante	0.186**	(0.027)	0.000	(0.000)

Significance levels : † : 10% * : 5% ** : 1%

6 Annexes du chapitre 6

6.1 Liste des biens et services soumis au taux réduit en France

Liste des biens et services soumis aux taux réduits:

(Source : Services des Douanes, Ministère du Budget, des Comptes publics et de la Fonction publique, 2009)

Le taux réduit de 5,5 % s'applique à certains produits limitativement désignés par la loi (article 278 bis et suivants du CGI) (Liste non exhaustive) :

- eaux et boissons non alcooliques,
- produits destinés à l'alimentation humaine (à l'exception des produits de la confiserie, de certains chocolats et produits - chocolatés, des margarines et graisses végétales, du caviar),
- produits d'origine agricole, de la pêche, de la pisciculture, et de l'aviculture n'ayant subi aucune transformation,
- produits suivants à usage domestique : bois de chauffage, produits de la sylviculture agglomérés destinés au chauffage, déchets de bois destinés au chauffage,
- aliments simples ou composés utilisés pour la nourriture du bétail, des animaux de basse-cour, des poissons d'élevage destinés à la consommation humaine et des abeilles, ainsi que les produits entrant dans la composition de ces aliments et dont la liste est fixé à l'article 31 de l'annexe IV du CGI,
- produits suivants à usage agricole : amendements calcaires, engrais, soufre, sulfate de cuivre et grenaille utilisée pour la fabrication du sulfate de cuivre, ainsi que les produits cupriques contenant au minimum 10 % de cuivre,
- produits antiparasitaires, sous réserve qu'ils aient fait l'objet soit d'une homologation, soit d'une autorisation de vente délivrée par le ministre chargé de l'agriculture,
- livres,
- médicaments, préparations magistrales et produits officinaux non pris en charge par la sécurité sociale.
- appareillages pour handicapés visés aux chapitre 1er, 3 à 7 du titre II et aux titres III et IV du tarif ministériel des prestations sanitaires, équipements spéciaux, dont la liste se trouve à l'article 30-0 B de l'annexe IV au CGI, ainsi que les autres produits visés à l'article 278 quinquies du CGI,
- oeuvres d'art, objets de collection ou d'antiquité.

Le taux particulier de 2,1 % est applicable aux médicaments, préparations magistrales et produits officinaux pris en charge par la sécurité sociale et aux produits sanguins (article 281 octies du CGI), ainsi qu'aux publications de presse (article 298 septies à 298 terdecies du CGI).

6.2 Système d'équations simultanées – Version simplifiée

Nous rappelons que le système est issu du programme de maximisation suivant :

$$\text{Max } quali_p = \sum_{i=1}^n quali_i \cdot q_i(p, I) \quad (7)$$

$$\text{s.c. } R = \sum_{i=1}^n t_i \cdot q_i(p, I) \quad (8)$$

La résolution de ce programme, par la méthode du Lagrangien, aboutit à :

$$\forall k, -\frac{1}{\lambda 2} \left(\sum_{i=1}^n quali_i \cdot e_{ik} \cdot \frac{q_i^{(0)}}{p_k^{(0)}} \right) - \left(\sum_{i=1}^n t_i \cdot e_{ik} \cdot \frac{q_i^{(0)}}{p_k^{(0)}} \right) - \left(\sum_{i=1}^n t_i \cdot e_{ki} \cdot \frac{q_k^{(0)}}{p_i^{(0)}} \right) - q_k^{(0)} = 0 \quad (9)$$

$$\sum_{j=1}^n t_j \cdot q_j^{(0)} + \sum_{j=1}^n t_j \cdot \sum_{i=1}^n t_i \cdot e_{ji} \cdot \frac{q_j^{(0)}}{p_i^{(0)}} = 0 \quad (10)$$

Il convient également de tenir compte des 54 contraintes d'inégalité qui forcent les prix à varier dans un bandeau de +/- 20 ou +/- 40%.

6.3 Indicateurs d'adéquation aux recommandations par groupe alimentaire

TABLE 60 – Indicateurs d'adéquation aux recommandations par groupe alimentaire

<i>(pour 100g)</i>	ENER <i>(kcal)</i>	MAR	LIM <i>(en %)</i>	SAIN
Poisson	86,97	6,64	3,93	7,63
Viandes	174,63	11,27	6,7	6,45
Volailles	97,39	6,1	2,15	6,27
Charcuterie	262,65	12,03	23,52	4,58
Oeufs	146,35	10	6,79	6,83
Légumes frais	22,48	6,28	2,48	27,91
Légumes transformés	33,69	6,48	3,34	19,24
Fruits frais	41	4,23	5,74	10,32
Fruits transformés	41,34	5,39	6,32	13,03
Fruits secs	249,86	14,61	24,41	5,85
Graine et condiments	190,93	15,22	15,09	7,97
Plats préparés	178,74	7,39	16,29	4,13
Snack	293,28	8,33	15,27	2,84
Yaourt	74,93	4,48	9,36	5,98
Fromage	240,25	11,03	22,96	4,59
Lait	52,21	4,26	5,76	8,15
Féculents	351,39	11,5	6,42	3,27
Pommes de terre	83,36	5,7	0,65	6,83
Produits gras-salés	428,23	14,57	21,1	3,4
Sucre	400	0,05	66,67	0,01
Produits gras-sucrés	303,5	7,41	30,67	2,44
MG animale	376,01	5,05	43,02	1,34
MG végétale	821,18	28,96	20,96	3,53
Eau	0	0,28	0,04	-
Boissons non-alcoolisées	53,97	0,45	9,07	0,83
Boissons alcoolisées	73,84	1,34	1,71	1,81
Café-thé	8,1	1,92	0,34	23,65

6.4 Rapport qualité nutritionnelle/prix par groupe alimentaire

TABLE 61 – Rapport qualité nutritionnelle/prix par groupe alimentaire

	MAR/prix	LIM/prix	SAIN/prix
Poisson	7,33	4,35	8,43
Viandes	13,08	7,78	7,49
Volailles	10,2	3,6	10,47
Charcuterie	12,38	24,2	4,71
Oeufs	36,56	24,8	24,98
Légumes frais	33,04	13,05	146,97
Légumes transformés	24,01	12,37	71,26
Fruits frais	24,45	33,18	59,64
Fruits transformés	45,11	52,97	109,12
Fruits secs	26,09	43,57	10,44
Graine et condiments	47,7	47,29	24,98
Plats préparés	17,62	38,84	9,86
Snack	11,85	21,71	4,04
Yaourt	23,35	48,73	31,16
Fromage	17,81	37,08	7,41
Lait	58,69	79,42	112,4
Féculents	41,81	23,36	11,9
Pommes de terre	64	7,28	76,78
Produits gras-salés	22,15	32,07	5,17
Sucre	0,39	479,11	0,1
Produits gras-sucrés	15,15	62,69	4,99
MG animale	14,36	122,35	3,82
MG végétale	104,16	75,38	12,68
Eau	11,04	1,48	-
Boissons non-alcoolisées	5,18	104,59	9,6
Boissons alcoolisées	3,65	4,68	4,95
Café-thé	2,29	0,41	28,28

NB : Les rapports qualité nutritionnelle/prix, pour le LIM, sont à lire dans le sens inverse : plus le LIM est élevé, moins est bonne la qualité nutritionnelle de l'aliment. L'imposition d'un signe négatif au LIM permet de retrouver un sens de variation conforme à l'intuition : plus le -LIM est élevé (c'est-à-dire se rapproche de 0), meilleure est la qualité nutritionnelle de l'aliment (c'est-à-dire moins mauvaise est la qualité nutritionnelle de l'aliment). Aussi, un rapport -LIM/prix qui augmente est un rapport qui se rapproche de 0. Conclusion, la viande et les volailles, ou encore les légumes (frais et transformés) sont d'un meilleur rapport LIM/prix que les fruits (frais et transformés).

7 Annexes du chapitre 7

7.1 Utilisation du coefficient de variation - Données d'intervalle et de rapport

L'exemple courant d'utilisation du coefficient de variation est la taille, cependant nous souhaiterions nuancer la pertinence de l'utilisation du coefficient de variation. Au même titre qu'on mesure les inégalités de richesse ou de revenu à l'aide du coefficient de variation (Morissette *et al.*, 2002)², ce dernier semble pouvoir être utilisé pour les MAR, LIM et SAIN. Cependant, se pose la question de savoir si nous pouvons considérer ces indicateurs de qualité alimentaire comme des variables d'intervalle ou de rapport, et si un coefficient de variation est approprié sur données de rapport. Sur une échelle d'intervalle, le zéro est situé de manière arbitraire. Sur une échelle de rapport, en revanche, le zéro a une signification précise, puisqu'il correspond à l'absence du caractère considéré. De même que le revenu, nos indicateurs d'adéquation nous semblent plutôt appartenir à la deuxième catégorie.

Références :

R. MORISSETTE, X. ZHANG et M. DROLET. Inégalité de la richesse, L'emploi et le revenu en perspective. *Statistique Canada*, vol. 3, no 2, 2002.

P. SVEDBERG. Fallacies in and Ways of Improving the FAO Methodology for Estimating Prevalence of Undernutrition. *International Scientific Symposium on Measurement and Assessment of Food Deprivation and Undernutrition*, FAO, 2002.
URL : <http://www.fao.org/DOCREP/005/Y4249E/y4249e0e.htm>

2. Nous pourrions également noter l'utilisation du coefficient de variation pour les apports énergétiques (FAO, 2002).