

## **Le prix des aliments et la distribution De l'Indice de Masse Corporelle des Français**

BOIZOT-SZANTAI Christine - ETILE Fabrice

Octobre 2008  
Version 2

**Working Paper ALISS 2008-01**



INRA UR 1303 ALISS  
65, Bd de Brandebourg  
94205 Ivry-sur-Seine Cedex  
France

<http://www.paris.inra.fr/aliss>

# LE PRIX DES ALIMENTS ET LA DISTRIBUTION DE L'INDICE DE MASSE CORPORELLE DES FRANÇAIS

BOIZOT-SZANTAI Christine<sup>1</sup>

ETILE Fabrice<sup>1, 2</sup>

<sup>1</sup> INRA, UR 1303 ALISS, F-94200 Ivry-sur-Seine, France

<sup>2</sup> CNRS, UMR 8545 Paris Jourdan sciences économiques, F-75600 Paris, France

*Résumé:* Cet article étudie l'effet des prix de 23 catégories d'aliment sur la distribution de l'Indice de Masse Corporelle (IMC) de la population adulte française, à l'aide des données de scanner du panel de ménages TNS-WorldPanel. Les résultats de régressions quantiles indiquent que l'IMC des femmes à risque pour le surpoids ou l'obésité a une élasticité négative aux prix des fromages, des huiles, des pâtisseries et desserts, et des plats préparés. L'IMC des hommes à risque pour le surpoids a une élasticité négative aux prix des boissons non alcoolisées (hors eau) et des plats préparés. Les élasticités de l'IMC aux prix sont assez faibles, mais des politiques de prix visant simultanément plusieurs catégories de produits pourraient avoir des effets significatifs. Nous précisons enfin les limites de ce travail empirique, en particulier le biais qui pourrait être généré par l'inobservabilité de l'activité physique des individus. Nos résultats doivent donc être utilisés avec la plus grande prudence.

*Mots-clés :* OBESITE, SURPOIDS, REGRESSION QUANTILE, PRIX ALIMENTAIRE, ACTIVITE PHYSIQUE

## FOOD PRICES AND THE DISTRIBUTION OF BODY MASS INDEX IN FRANCE

*Abstract:* Are individual differences in Body Mass Index (BMI) related to differences in food prices? French food scanner data are used to estimate the effect of the prices of 23 food product categories covering food-at-home consumption on the BMI distribution in a sample of French adults. Using quantile regressions, we find significant negative elasticities to the prices of cheeses, oils, pastries and deserts, and ready-meals for marginally overweight or obese women and to the prices of non-alcoholic beverages and ready-meals for marginally overweight men. These estimates of the price-BMI regressions should be taken cautiously, as omission of unobserved factors such as individual physical activity levels may bias the results.

*Keywords :* OBESITY, OVERWEIGHT, QUANTILE REGRESSION, FOOD PRICE, PHYSICAL ACTIVITY

*Codes JEL :* D12, H23, I12

# Le prix des aliments et la distribution de l'Indice de Masse Corporelle des Français.

Christine Boizot-Szantai (INRA-ALISS) et Fabrice Etilé (INRA-ALISS).<sup>1</sup>

## Introduction

Entre 1990 et 2002, la prévalence du surpoids dans la population adulte française est passée de 29,7% à 37,5%, celle de l'obésité de 5,8% à 9,4% (OECD Health Data, 2005).<sup>2</sup> Le surpoids et l'obésité sont des facteurs de risques pour nombre de pathologies – diabètes, mobilité réduite etc. -, générant d'une part des pertes de productivité et de revenus, et d'autre part des coûts médicaux importants. A titre d'illustration, en 1991-1992, une personne obèse coûtait en soins médicaux entre 166 et 344 Euros 2004 de plus qu'une personne non obèse (Detournay *et al.*, 2000). Puisque ces surcoûts sont pour l'essentiel à la charge de la Sécurité Sociale, se pose un problème de hasard moral *ex ante* : les consommateurs ne font pas tous les efforts nécessaires en matière d'alimentation pour contrôler leur poids. Ceci constitue sans doute un des arguments les plus forts en faveur d'une intervention publique visant à modifier les choix alimentaires des agents (Strnad, 2006). Cette dernière peut également s'appuyer sur d'autres considérations : l'existence d'un coût social de l'obésité, incorporant et dépassant le seul coût médical<sup>3</sup>; un déficit d'information des consommateurs quant aux conséquences de leurs choix ; ou leur incapacité à choisir les aliments susceptibles de maximiser leur bien-être sur le long terme, alors même qu'ils le souhaiteraient. Ce dernier argument renvoie à une forme de paternalisme réconciliant économie normative et santé publique (Camerer *et al.*, 2003). Si une politique de santé nutritionnelle apparaît fondée d'un point de vue normatif, l'intervention publique peut s'appuyer sur trois outils : (1) des interdictions de vente ; (2) la diffusion d'informations génériques ou ciblées visant à améliorer les choix de consommateurs supposés mal informés ; (3) des

---

<sup>1</sup> Correspondance : [etile@ivry.inra.fr](mailto:etile@ivry.inra.fr) ; Les auteurs remercient les deux rapporteurs, Olivier Allais, Arnaud Basdevant, Pierre Dubois, Sébastien Lecocq et Anne-Laure Samson, ainsi que les participants aux séminaires et colloques EAAE 2005 (Copenhague), INRA-IDEI 2005 (Toulouse), INRA-GAEL 2005 (Grenoble), INRA-Ecole Chercheur 2007 (Blois), YSHE 2007 et 2008 (Université de York), SFER 2007 (Paris), JESF 2007 (Lille), Erasmus Health Economics Seminars 2008 (Rotterdam), European Workshop on Econometrics and Health Economics 2008 (Coimbra) pour leurs commentaires et suggestions.

<sup>2</sup> Selon les standards de l'Organisation Mondiale de la Santé, une personne est en surpoids si son Indice de Masse Corporelle (IMC : poids en kgs divisé par taille en mètres au carré) est supérieur à 25. Elle est obèse si son IMC est supérieur à 30. Les prévalences fournies par l'OCDE sont basées sur les données de poids et de taille auto reportées dans les enquêtes Santé de l'INSEE. Le poids reporté étant en général inférieur au poids réel, et la taille reportée supérieure à la taille réelle, les prévalences de l'obésité et du surpoids sont, dans ces enquêtes, sous-estimées. Ceci ne remet pas en cause le constat d'une hausse de ces prévalences au cours des 20 dernières années.

<sup>3</sup> Il est souvent fait allusion aux coûts sociaux de l'obésité mais, malheureusement, leurs calculs ne prennent pas en compte les bénéfices de la (sur-)consommation alimentaire pour le secteur agro-alimentaire et la restauration. C'est pourquoi Strnad se focalise sur le coût médical et l'argument du hasard moral.

interventions sur les prix de l'alimentation. L'impact potentiel de ces dernières sur la distribution de l'indice de masse corporelle (IMC) des adultes français est l'objet du présent article.

Puisqu'une prise de poids résulte d'apports énergétiques en excès par rapport aux dépenses énergétiques, augmenter le prix des apports énergétiques pourrait permettre de faire baisser la prévalence du surpoids dans la population. Dans cette optique, le recours à une fiscalité nutritionnelle est discuté en France et dans d'autres pays développés. Leicester et Windmeijer (2004) notent qu'il serait extrêmement coûteux de mettre en place une taxe à la calorie, étant donnée le nombre de produits référencés par les distributeurs et le rythme d'innovation de l'industrie. Plus important, les nutritionnistes distinguent les calories vides (pauvres en micronutriments) des calories pleines. Une taxe à la calorie pourrait alors diminuer le surpoids et l'obésité, mais avoir des effets pervers sur d'autres indicateurs de santé nutritionnelle dans certains segments de la population (par exemple les apports en calcium chez les femmes âgées). Par conséquent, il semble plus intéressant d'imaginer une politique fiscale assise sur des catégories d'aliments. Se posent alors, en préalable, les questions du choix des catégories cibles et de l'effet potentiel d'une variation des prix à la consommation sur le surpoids et l'obésité. Dans cette optique, nous nous demandons si la distribution de l'Indice de Masse Corporelle (IMC) de la population adulte française est affectée par les variations de prix de 23 catégories d'aliments.

Le processus par lequel les prix des aliments peuvent affecter le poids des individus comporte deux étapes. Dans un premier temps, les prix déterminent les quantités ingérées, *via* les choix d'achat des ménages, et de consommation des individus. Dans un second temps, les quantités absorbées sont transformées en apports énergétiques, et la balance physiologique entre apports et dépenses énergétiques détermine un poids d'équilibre. Afin d'estimer un modèle structurel correspondant à ce processus, il faut disposer, en plus d'informations sur les prix et l'IMC, de données sur les quantités ingérées par chaque individu (que le chercheur peut aisément convertir en apports énergétiques). Or, à notre connaissance, il n'existe pas en France d'enquête relevant simultanément ces trois éléments. La recherche présentée ici se focalise donc directement sur la relation entre prix et IMC. Pour l'identifier, nous utilisons les données des panels de ménages TNS WorldPanel collectées entre 2001 et 2005. Ces panels fournissent, au niveau des ménages, un relevé des achats alimentaires pour l'alimentation à domicile (dépense et quantité pour chaque achat). Ce relevé n'est pas exhaustif, dans la mesure où, pour certaines catégories de bien, le panel est divisé en deux sous panels. Dans l'un, les achats de fruits et légumes frais sont intégralement relevés, mais pas les achats de boissons et de protéines animales sans code-barres, et l'inverse dans l'autre. Si l'on peut, sous certaines hypothèses, calculer des prix à l'achat représentatifs, on n'observe pas la consommation alimentaire individuelle des individus. L'impossibilité d'identifier l'effet des prix sur les consommations individuelles peut poser problème pour la compréhension des résultats, puisque la relation prix-IMC dépend structurellement

de la manière dont l'individu modifie l'ensemble de ses consommations alimentaires en réaction aux variations de prix, et de la contribution relative des différents aliments aux apports énergétiques totaux. Nonobstant cette limite, notre travail se situe dans la lignée des recherches empiriques existantes sur le rôle des prix dans la prévalence de l'obésité, qui s'intéressent également à l'élasticité de l'IMC aux prix des aliments sans chercher à identifier le processus structurel sous-jacent. L'objectif de la recherche est donc avant tout exploratoire et s'inscrit dans le cadre du débat public sur la taxation nutritionnelle. Il s'agit d'examiner si une telle mesure pourrait avoir un intérêt de santé publique.

L'identification des effets prix repose principalement sur l'exploitation des variations spatiales de prix, induites par la structuration géographique des réseaux de distribution et les différences de politiques de prix entre distributeurs. Ces variations ont été récemment documentées par plusieurs études descriptives.<sup>4</sup> La construction de prix à partir de données d'achat est particulièrement délicate. En effet, le panel enregistre des dépenses et des quantités, qui permettent d'obtenir les valeurs unitaires des achats observés. Des différences de valeurs unitaires entre ménages peuvent refléter des variations de prix comme de qualité. Nous mettons ici en œuvre une procédure permettant d'éliminer l'effet qualité, afin de construire des prix locaux que l'on peut raisonnablement supposer exogènes. Enfin, nous estimons les effets des prix sur la moyenne conditionnelle de l'IMC, et sur les quantiles conditionnels les plus élevés de la distribution, ce qui permet de mieux évaluer l'intérêt de politiques de prix pour les personnes en surpoids ou obèses.

La section suivante cadre l'analyse empirique proposée. Les données ainsi que les méthodes utilisées pour la construction des prix et l'estimation sont exposées en Section 3. La Section 4 décrit les principaux résultats obtenus et les discute. La Section 5 conclut sur l'incertitude scientifique importante qui subsiste quant à l'efficacité d'une fiscalité nutritionnelle en matière de santé publique.

## Prix des aliments, poids corporel et politique de l'obésité

D'un point de vue physiologique, le poids est une variable d'ajustement dans la relation d'équilibre entre apports et dépenses énergétiques. Les apports énergétiques, notés  $K$ , sont produits quasi-exclusivement par l'ingestion d'aliments, alors que les dépenses énergétiques sont la somme du métabolisme de base nécessaire au maintien des fonctions vitales, noté  $MB$ , et de l'énergie utilisée

---

<sup>4</sup> L'étude ASTEROP (2008) montre ainsi que le marché de la grande distribution se caractérise par l'existence de quasi-monopoles ou de duopoles locaux. Ainsi, dans 60% des 630 zones de consommation définies dans l'enquête, un seul distributeur a plus de 25% de part de marché, le second possédant moins de 10% de part de marché. Les relevés des prix d'un panier de consommation type par l'association "UFC Que-Choisir?" (Que Choisir?, n°455, janvier 2008) montrent également qu'il existe des variations spatiales importantes.

pour la digestion et pour l'activité physique au travail ou dans les loisirs, souvent exprimée comme un multiple  $E$  du métabolisme de base. La relation d'équilibre s'écrit (AFSSA, 2001, chap. 1) :

$$K = E * MB \quad (1)$$

Le métabolisme énergétique de base dépend essentiellement du poids, de l'âge et du sexe. L'Organisation Mondiale de la Santé recommande d'utiliser une fonction linéaire du poids, noté  $W$  :

$$MB = \alpha + \beta W \quad (2)$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des coefficients dépendants de l'âge et du sexe, estimés par Schofield *et al.* (1985). Finalement, pour des valeurs données de  $K$  et  $E$ , le poids d'équilibre est :

$$W^* = K / (\beta E) - \alpha / \beta \quad (3)$$

$\beta$  étant positif,  $W^*$  augmente avec les apports énergétiques et diminue avec la dépense énergétique. Il n'est donc pas étonnant que le développement du surpoids ait été en partie imputé au développement de la sédentarité avec, entre autres, la mutation de la structure de production vers des activités moins demandeuses en dépense physique (Lakdawalla et Philipson, 2006). Cependant, Bleich *et al.* (2007) rappellent, qu'aux Etats-Unis, la part de la population travaillant dans des métiers physiques est restée stable au cours des 20 dernières années, et que les principales mutations dans la demande de dépense physique au travail ont eu lieu avant les années 80, c'est-à-dire avant le début de « l'épidémie d'obésité ». Au niveau agrégé, dans les comparaisons entre pays développés, les variations dans la dépense énergétique expliquent 18% de la variance dans la prévalence de l'obésité. La baisse de la dépense énergétique ne suffit donc pas à expliquer la hausse du surpoids et de l'obésité dans les pays développés.

Suivant l'équation (3), une baisse permanente du prix de l'alimentation résultant en une baisse du prix de la calorie doit, à dépenses énergétiques constantes, générer une prise de poids. L'étiologie économique de l'obésité s'est donc également intéressée au rôle des prix alimentaires. Il a été montré que le prix complet d'une calorie a largement chuté ces dernières décennies, du fait de la baisse du coût des matières premières agricoles les plus denses en calories alimentaires, du coût de traitement de ces matières, et du coût de préparation et de conservation des aliments (Cutler *et al.*, 2003). Alors qu'aux Etats-Unis, l'alimentation hors domicile et l'industrie des plats préparés ont joué un rôle important dans le développement de l'obésité (*cf. inter alia*, Chou *et al.*, 2004 ; Cawley et Liu, 2007), en France, le temps consacré à la préparation des repas et à l'alimentation au domicile est resté relativement stable (Warde *et al.*, 2007). En revanche, les séries longues révèlent un déclin relatif du prix des aliments denses en calories par rapport aux aliments pauvres en calories, et le coût d'un

régime alimentaire riche en calories vides est bien plus faible que celui d'un régime plus équilibré, comprenant des fruits et des légumes (Darmon *et al.*, 2002; Combris *et al.*, 2006). Dès lors, il n'est pas étonnant que la suggestion d'intervenir sur le prix des aliments pour changer les tendances en matière de surpoids et d'obésité ait attiré l'attention du secteur de la santé publique (Schmidhuber, 2004).

Une intervention sur les prix pourrait avoir deux objectifs. Premièrement, changer les comportements de consommation, avec trois justifications normatives : (i) diminuer la prévalence du surpoids pour diminuer le fardeau pesant sur l'assurance maladie ; (ii) substituer l'outil prix à l'outil information si l'on pense que ce dernier est inefficace (Harris, 1980) ; (iii) amener le consommateur à faire des choix qu'il sait meilleurs pour lui sur le long terme si l'on pense qu'il est en demande de paternalisme (Camerer *et al.*, 2003). Deuxièmement, générer un flux de revenu permettant d'internaliser le coût médical ou social du surpoids et/ou de financer des campagnes d'information et d'éducation nutritionnelle. Cet objectif est plutôt proposé par les acteurs de la santé publique, engagé dans la lutte contre l'obésité depuis plusieurs années, et qui ont constaté l'impossibilité politique d'instaurer une fiscalité nutritionnelle suffisamment efficace pour affecter les tendances de consommation (Jacobson et Brownell, 2000).

Comme le notent Chouinard *et al.* (2007), atteindre le premier objectif suppose que la demande de calories (donc l'IMC) soit fortement élastique aux prix, alors que le second objectif s'accommode parfaitement d'une demande inélastique puisque ceci permettrait d'assurer des financements pérennes. Dans tous les cas, il est nécessaire d'identifier précisément la relation prix-IMC, en particulier pour les individus en surpoids ou obèses.

Il existe encore peu d'études empiriques estimant la relation prix-IMC. Aux Etats-Unis, Lakdawalla and Philipson (2002) ont utilisé les variations entre Etats et dans le temps des taxes sur les aliments pour analyser le rôle des prix dans la hausse de l'IMC moyen de la population sur longue période. Ils montrent que le prix de l'offre agrégée d'aliments a chuté de 6% entre 1981 et 1994, résultant en une augmentation de 0,72 points de l'IMC moyen, soit 41% de la hausse totale sur la période considérée. Cependant cet article se focalise sur le prix agrégé de l'alimentation, alors que les politiques fiscales en discussion s'appliqueraient à des catégories précises de produits. Dans cette perspective, Powell *et al.* (2007) et Auld et Powell (2008) utilisent 7 vagues de l'enquête Monitoring The Future (1997-2003) pour montrer que les prix des fruits et légumes ont un effet positif, mais faible, sur la distribution de l'IMC des adolescents américains. Sturm et Datar (2005) montrent également que, sur trois ans, les variations moyennes de l'IMC des enfants américains du « Early Childhood Longitudinal Survey » dépendent positivement et significativement du niveau du prix des fruits et légumes. Ces deux résultats indiquent qu'une baisse du prix des fruits et légumes pourrait contribuer à diminuer l'IMC des enfants et adolescents américains. Enfin, Asfaw (2006) estime l'élasticité de l'IMC moyen des mères de famille égyptiennes aux prix de plusieurs catégories de produits. Les effets prix sont

significativement négatifs pour le pain, le sucre et l'huile, et positifs pour les fruits, et les viandes et œufs. Ces trois dernières études exploitent essentiellement les variations spatiales de prix, comme nous le faisons ici, mais en étendant l'analyse à 23 catégories de produits couvrant l'ensemble de l'alimentation. Ceci permet, en particulier, de mieux prendre en compte l'ensemble des substitutions qui peuvent s'opérer entre groupes d'aliments suite à des variations de prix.

## **Données**

L'enquête TNS World Panel fournit des informations sur les achats alimentaires quotidiens de plus de 5000 ménages français, sur une année entière (données de scanner). A partir de ces données nous construisons des catégories d'aliments et les prix annuels qui leur sont associés. Une fois par an, des données sociodémographiques et économiques sont recueillies pour chaque ménage et, à partir de 2002, le poids et la taille de chaque membre du ménage. Pour l'estimation, nous nous sommes restreints au sous échantillon des adultes de plus de 20 ans appartenant à un ménage qualifié d'actif par TNS, c'est-à-dire ayant renseigné ses achats sur une année entière. L'échantillon initial contient toutes les observations pour lesquelles aucune variable nécessaire à l'analyse n'était manquante (N=21407).<sup>5</sup>

### ***L'Indice de Masse corporelle***

Le poids et la taille sont des variables déclarées, avec des biais conduisant en général à une sous-estimation de l'IMC réel (Cawley, 2004). Les données OCDE indiquent qu'en 2002 la prévalence de l'obésité était de 9,4% dans la population adulte contre 10,5% dans nos données, et ces chiffres étaient respectivement de 37,5% et 44,6% pour le surpoids. La sous-estimation est donc moins importante ici. La partie gauche de la Figure 1 montre que la distribution de l'IMC dans les données brutes n'est pas gaussienne, mais déformée sur la droite. Une transformation logarithmique ne suffirait pas à la rendre gaussienne. La Figure 2 représente les distributions de l'IMC pour les hommes et pour les femmes, dans l'échantillon qui sera utilisé pour les estimations. Il apparaît clairement que ces dernières ont un IMC médian plus faible, mais une plus grande variance.<sup>6</sup>

### ***La nomenclature des aliments***

Les achats alimentaires de chaque ménage actif ont été répartis en 23 catégories (*cf.* Tableau 1). Une politique de taxation ciblée dans un domaine aussi sensible que l'alimentation devrait s'attacher le soutien de l'opinion publique en s'appuyant à la fois sur les représentations collectives des consommateurs et sur les catégories utilisées par les acteurs de la santé publique. Par conséquent,

---

<sup>5</sup> Par ailleurs, les observations dans le percentile le plus élevé et le moins élevé de la distribution de l'IMC ont été éliminées.

<sup>6</sup> De Saint Pol (2006) trouve des résultats similaires sur les données de l'enquête Santé 2002-2003 de l'INSEE.



notre classification tient compte, autant que possible, du point de vue probable de ces deux types d'agents sur ce que peut être un aliment bon ou moins bon pour la santé.<sup>7</sup> C'est ainsi que nous avons distingué au sein des viandes les charcuteries et les produits en panure, plus denses en calories, des autres viandes vendues brutes. Dans la même optique, les produits lactés pour le dessert ont été exclus de la catégorie yaourt et fromage blanc, dans la mesure où leur usage alimentaire est différent (même s'ils sont vendus dans les mêmes rayons). Chaque catégorie agrège entre 1 et 66 produits alimentaires. Nous avons tenu compte des allégations nutritionnelles dans la définition des produits, afin qu'à ce niveau d'agrégation une certaine homogénéité en densité calorique soit garantie. Par exemple, le lait demi écrémé est distingué du lait écrémé, de même que le fromage de Brie mi-gras contenant entre 30 et 59% de matière grasse (MG) du fromage de Brie gras contenant plus de 60% de MG. Par ailleurs, nous avons transformé les litres d'alcool en grammes d'alcool pur. Il y a finalement 340 produits.

### ***La construction des prix***

Pour chaque catégorie de produits, nous connaissons la quantité achetée annuellement par un ménage, et la dépense consentie pour cette quantité. Diviser la dépense par la quantité donne une valeur unitaire qui n'est pas un prix. En effet, la valeur unitaire augmente avec la qualité des biens achetés, et il est probable que les ménages les plus aisés, qui sont également les plus minces, achètent dans une catégorie donnée des produits de meilleure qualité hédonique et nutritionnelle. L'utilisation directe des valeurs unitaires pourrait biaiser notre estimation de la relation prix-IMC. Différentes méthodes ont été proposées dans la littérature empirique pour construire des prix à partir des valeurs unitaires en éliminant l'effet qualité.<sup>8</sup>

Suivant Deaton (1988), nous supposons que la loi du prix unique est respectée au niveau de clusters spatio-temporels bien localisés. Ici, nous avons défini des clusters  $c = \{g, t\}$ , en supposant que deux ménages appartiennent au même cluster s'ils sont observés la même année  $t$ , et habitent dans des départements voisins ou identiques et des zones résidentielles de tailles identiques ou proches (index géographique  $g$ ). Ainsi, un ménage habitant une zone comptant entre 2000 et 4999 habitants est dans le même cluster qu'un ménage du département voisin habitant une zone rurale ou une zone comptant entre 5000 à 9999 habitants. Ceci définit près de 3500 clusters. L'analyse empirique suppose que les prix varient entre clusters à cause de variations dans la structure de distribution alimentaire (densité de l'offre et enseignes différent).

D'après le théorème d'agrégation de Hicks, agréger des produits en une catégorie et définir un prix agrégé pour cette dernière n'est possible que si la structure relative des prix de toutes les variétés de produits dans la catégorie est invariante. Si l'on suppose d'une part que l'agrégation est possible pour

---

<sup>7</sup> Nous nous sommes en particulier appuyé sur les positions prises par l'UFC - Que Choisir ?, et sur les conseils du Pr. Basdevant (Chef du service Nutrition de l'Hôtel-Dieu). Ce dernier nous a par exemple incité à reclasser les céréales de petit-déjeuner dans la catégorie snacks sucrés et gras.

<sup>8</sup> Il ne s'agit pas ici d'instrumenter les valeurs unitaires, puisque nous ne nous intéressons qu'à l'effet des prix, et pas celui des valeurs unitaires qui conjugueraient effet prix et effet qualité.

la nomenclature adoptée, et d'autre part que la loi du prix unique est valable au niveau de chaque cluster, alors la valeur unitaire de tout produit  $l$  dans la catégorie  $k$  achetée par le ménage  $h$  habitant le cluster  $c$ ,  $v_{h,c,l,k}$ , peut se décomposer comme suit (cf. Deaton, 1988, eq. (4)):

$$v_{h,c,l,k} = P_{k,c} v_{h,c,l,k}^0 \quad (4)$$

où  $v_{h,c,l,k}^0$  est un indice de qualité pour les variétés du produit  $l$  choisies par le ménage  $h$  habitant le cluster  $c$ . L'objectif est de construire, sous des hypothèses raisonnables, une mesure de  $P_{k,c}$ , qui est le prix agrégé des produits de la catégorie  $k$  dans le cluster  $c$ .

Dans un grand nombre d'articles empiriques, ce prix est identifié par la médiane ou la moyenne (éventuellement pondérées par la structure des achats des ménages) des valeurs unitaires dans chaque cluster (cf., *inter alia*, Lecocq et Robin, 2005, Chouinard, 2005, Asfaw, 2006, Bertail et Caillavet, 2008). Dans ce cas, pour que les différences de prix entre clusters ne résultent que de variations de l'offre alimentaire, il faut nécessairement qu'il n'y ait pas de variations systématiques de choix de qualité entre clusters. De manière plus formelle, si l'on considère la moyenne des valeurs unitaires (opérateur  $E\{.\}$ ) dans le cluster  $c$ , puisque  $E\{v_{h,c,l,k} | h \in c\} = P_{k,c} E\{v_{h,c,l,k}^0 | h \in c\}$ , alors la qualité moyenne  $E\{v_{h,c,l,k}^0 | h \in c\}$  devrait être la même dans chaque cluster. Or, il est probable que des différences de revenu ou de niveau d'éducation entre clusters (par exemple), induisent des différences de qualité moyenne.

Pour régler ce problème, Cox et Wohlgemant (1986) proposent de régresser les valeurs unitaires des ménages sur un ensemble de variables sociodémographiques, supposées capturer les effets qualité, et des effets fixes clusters. Pour un ménage donné dans un cluster donné, le prix est construit en additionnant l'effet fixe du cluster et, éventuellement, le résidu si aucune inobservable n'affecte simultanément le choix de qualité et la variable à expliquer (pour nous, l'IMC). Notre procédure de construction du prix s'inspire de cette seconde approche, très largement utilisée en économie de la consommation.

Tout d'abord, pour chaque ménage, on calcule l'indice de Paasche  $P_{h,c,k}$  suivant :

$$P_{h,c,k} = \frac{\sum_{l \in L_k} q_{h,l} v_{h,c,l,k}}{\sum_{l \in L_k} q_{h,l} v_{l,k}^r} \quad (5)$$

où  $L_k$  est l'ensemble indexant les produits  $l$  dans la catégorie  $k$ ,  $q_{h,l}$  la quantité de produit  $l$  achetée par le ménage à la valeur unitaire  $v_{h,c,l,k}$  et  $v_{l,k}^r$  un prix de référence. Ce dernier est calculé comme la moyenne des valeurs unitaires sur Paris et la petite couronne en 2004. L'indice  $P_{h,c,k}$  mesure le coût relatif des achats dans la catégorie  $k$ , par rapport au prix que le ménage paierait à Paris en 2004 pour la qualité choisie en moyenne par les parisiens. En utilisant (4) on obtient alors :

$$P_{h,c,k} = \left( \frac{P_{k,c}}{P_{k,0}} \right) \left( \frac{\sum_{l \in L_k} q_{h,l} v_{h,c,l,k}^0}{\sum_{l \in L_k} q_{h,l} E\{v_{h',c,l,k}^0 | h' \in r\}} \right) = \left( \frac{P_{k,c}}{P_{k,0}} \right) \lambda_{h,c,k} \quad (6)$$

L'indice  $P_{h,c,k}$  est donc le produit d'un indice de prix relatif et d'un indice de qualité relative  $\lambda_{h,c,k}$ , qui serait égal à 1 si les produits  $l$  étaient parfaitement homogènes en qualité. Comme seul le premier indice nous intéresse, nous procédons à un traitement de l'effet qualité en prenant le logarithme de cette expression et, suivant Cox et Wohlgemant (1986), en supposant que la qualité  $\lambda_{h,c,k}$  est fonction de variables sociodémographiques observables  $Z_{h,c}$  et de facteurs inobservables capturés par un résidu  $\varepsilon_{h,c,k}$  :

$$\ln(P_{h,c,k}) = \ln\left(\frac{P_{k,c}}{P_{k,r}}\right) + \theta_k Z_{h,c} + \varepsilon_{h,c,k} \quad (7)$$

Ceci suggère d'estimer l'équation suivante :

$$\ln(P_{h,c,k}) = \sum_c I_{k,c} + Z_{h,c} \theta_k + \varepsilon_{h,c,k} \quad (8)$$

où  $I_{k,c}$  est un effet fixe cluster qui mesure, à une constante additive non identifiable près, le logarithme du prix de la catégorie de produit  $k$  dans le cluster  $c$ ,  $\ln(P_{k,c})$ .<sup>9</sup> L'estimation se fait en deux temps. Premièrement, l'équation (9) est transformée par l'application d'un opérateur within-cluster, ce qui élimine l'effet-fixe cluster. Les coefficients des variables observables peuvent alors être estimés. Deuxièmement, l'effet fixe cluster est identifié par  $E\{\ln(P_{h,k,c,t}) - \hat{\theta}_k Z_{h,c} | h \in c\}$ , en supposant que la moyenne des effets qualité inobservables  $\varepsilon_{h,c,k}$  est nulle dans chaque cluster : il n'existe pas de variation systématique de caractéristiques inobservables entre clusters.

Les variables utilisées pour contrôler l'effet qualité sont : le revenu réel par unité de consommation, le niveau d'éducation, la CSP et l'âge de l'acheteur principal, le nombre d'enfants, le nombre d'adultes, le statut d'activité de la ménagère, l'autoproduction de fruits et légumes et la région (ZEAT) d'habitation. Deux variables capturent les variations de qualité liées à la densité de l'offre alimentaire : la possession d'une automobile d'une part, et la surface (en m<sup>2</sup>) des magasins de grande distribution situés à moins de 20km du lieu de résidence.<sup>10</sup> Trois variables indiquent si le ménage possède un micro-onde, et un congélateur de petite ou de grande capacité (plus de 150 litres), puisque la présence de ces équipements peut influencer le recours aux plats surgelés que notre nomenclature ne distingue

<sup>9</sup> Par ailleurs, toutes les valeurs unitaires sont initialement déflatées de l'indice des prix spécifique au décile de niveau de vie INSEE du ménage (Réf : base 1 en 2005 pour les ménages du décile supérieur). Les calculs de utilité utilisent les poids d'échantillonnage fournis par TNS World Panel afin de garantir au mieux la représentativité de l'indice calculé.

<sup>10</sup> En effet, le recours aux commerces de proximité, qui proposent souvent des produits plus chers car de meilleure qualité, est probablement inversement corrélé à l'offre de grandes surfaces alimentaires. La distinction entre surfaces alimentaires hard-discounts et standards s'est révélée en revanche peu pertinente. Nous remercions un des rapporteurs d'avoir souligné l'impact de la proximité de l'offre sur la qualité.

pas spécifiquement.<sup>11</sup> De l'estimation de l'équation (9) pour les 23 catégories de produit, il ressort que les variables les plus corrélées aux valeurs unitaires sont le revenu (avec des élasticités comprises entre 0.065 pour les fruits frais et 0.21 pour les poissons non transformés), l'âge de l'acheteur, son niveau d'éducation et/ou sa CSP, la densité de l'offre alimentaire et les équipements possédés. Des effets régions sont également observés. Finalement, les effets qualité sont importants, et les prix corrigés moyens diffèrent fortement des valeurs unitaires moyennes.

## Spécification empirique

Les fluctuations *transitoires* dans les apports et dépenses énergétiques sont régulées par des mécanismes de contrôle hormonaux qui tendent à maintenir le poids autour de l'équilibre décrit par l'équation (3) (Cabanac, 2001). En revanche, un déséquilibre persistant entre apports et dépenses crée une dynamique assez complexe, dans laquelle le poids à un instant  $t$  dépend du poids à l'instant  $t-1$  (*cf.* Kozusko, 2001). Nous supposons ici que les individus de l'échantillon sont à un état d'équilibre stationnaire. En effet, pour 86,5% d'entre eux, l'IMC déclaré l'année  $t$  est le même que l'année  $t-1$ . Ceci est cohérent avec les observations déjà anciennes des physiologistes sur la faible variance temporelle du poids corporel des individus adultes dans des environnements alimentaires stables (Keese et Hirvonen, 1997). De plus, il est possible de montrer par des simulations qu'un *choc permanent mais de faible ampleur* sur les apports énergétiques est absorbé pour l'essentiel en quelques mois, c'est-à-dire que l'individu atteint assez rapidement un nouveau point d'équilibre (à un ou deux kilos près, soit l'ordre des erreurs de mesure sur le poids).<sup>12</sup> La période d'observation étant l'année, on peut négliger ces mouvements. Enfin, nous introduisons des variables de contrôle pour les grossesses récentes qui peuvent générer des variations de poids plus importantes. La partie droite de la Figure 1 compare la distribution de l'IMC des individus dont le poids est stable sur deux années, et celle des individus dont le poids change. Il apparaît clairement que ces derniers ont un IMC un peu plus élevée. Par conséquent, la sélection de l'échantillon introduit probablement un léger biais.

Sous l'hypothèse de stationnarité, nous utilisons l'équation du poids d'équilibre (3) pour en dériver une spécification empirique acceptable. Pour ceci, nous supposons que les apports caloriques  $K$  peuvent être écrits comme une fonction linéaire des prix et des revenus (en logarithme). En divisant les

---

<sup>11</sup> En toute rigueur, il faudrait également introduire la quantité consommée en variables de contrôle, car le niveau de qualité  $\lambda_{h,c,k}$  en dépend structurellement, *cf.* Crawford *et al.* (2003). Ces derniers proposent une approche structurelle, dans laquelle l'effet de la quantité sur la valeur unitaire est estimé par une méthode de variables instrumentales, la quantité étant endogène. Nous avons tenté de suivre ces auteurs mais, malheureusement, l'instrument qu'ils proposent (voir leur section 3.1.) s'est révélé peu informatif ce qui biaise les estimations (*cf.* la littérature sur les instruments faibles). Cependant, *in fine* les quantités dépendent du revenu et des prix de marché, et les variations de valeurs unitaires générées par ces derniers sont approximativement contrôlées par la variable décrivant la densité de l'offre alimentaire.

<sup>12</sup> Simulations disponibles sur demande. Ainsi, pour un employé de bureau sans activités physique (même domestique), une hausse des apports de 30kCal/j (supérieure à la tendance moyenne des 40 dernières années) se traduit par une prise de poids de 1,8 kgs en moyenne, dont la moitié prise en 11 mois. La prise de poids est de 1,25 kgs pour un manoeuvre, dont la moitié prise en 7 mois.

deux membres de l'équation (3) par la taille (en mètres) au carré, puis en ajoutant des variables de contrôle, la relation prix-IMC est spécifiée de la manière suivante pour un individu  $i$  dans le cluster  $c$  :

$$IMC_{i,c} = a_0 + \sum_k a_k \frac{I_{k,c}}{H_{i,c}^2} + a_R \frac{\ln(R_{i,c})}{H_{i,c}^2} + X_{i,c} \lambda + v_{i,c} \quad (9)$$

où  $R_{i,c}$ ,  $H_{i,c}$  et  $X_{i,c}$  sont respectivement le revenu réel par unité de consommation du ménage, la taille (en mètres) et des variables de contrôle sociodémographiques propre à l'individu. La variable  $I_{k,c}$  a été construite dans la section précédente : c'est à une constante additive près le logarithme du prix.  $v_{i,c,t}$  est un terme d'erreur.<sup>13</sup> En comparant cette spécification à l'équation (3), on note que le niveau d'activité physique,  $E$ , non observé dans les données, a été « absorbé » par les coefficients  $a$ . Cette variable inobservable rend la relation prix-IMC hétérogène. Par conséquent, l'identification de l'effet moyen des prix sur l'IMC requiert une hypothèse supplémentaire d'indépendance entre l'activité physique et les variables explicatives. Ce point, ignoré par les études empiriques existantes, est exploré plus en détails après la présentation des résultats.

Idéalement, nous souhaiterions expliquer l'IMC mesuré en fin d'année  $t$  par les prix moyens sur la période  $t$ . Cependant, nous ne connaissons pas le moment de l'année auquel l'IMC est mesuré. La variable dépendante sera donc l'IMC de l'individu relevé lors de l'année  $t+1$ .

Les variables de contrôle retenues sont l'âge, l'éducation (qui contrôle partiellement pour l'hétérogénéité du savoir nutritionnel), le statut marital, la présence d'un enfant de moins de un an (qui indique une grossesse récente pour les femmes), l'autoproduction de fruits et/ou de légumes, la responsabilité dans l'approvisionnement du ménage. Quelques statistiques descriptives sont présentées dans le Tableau 2. Par ailleurs, nous contrôlons pour l'année, la taille de la zone résidentielle et la région (ZEAT INSEE) d'habitation. Puisque l'identification se fonde essentiellement sur les variations spatio-temporelles de prix, l'introduction de ces trois dernières variables garantit que les effets prix estimés ne reflèteront pas simplement des différences spatiales d'IMC produites par des spécificités régionales de goût.

---

<sup>13</sup> L'indice  $c$  sur les variables individuelles rappelle que celles-ci peuvent varier dans le temps. Par ailleurs, Etilé (2008) propose un modèle structurel duquel il dérive une équation empirique identique. Il modélise les choix intertemporels d'un consommateur devant maximiser une fonction d'utilité qui a pour arguments les consommations alimentaires et le poids corporel, sous une contrainte de budget, et une contrainte de formation du poids corporelle. Cette dernière est spécifiée selon les standards de la littérature scientifique en physiologie (cf. équations (1) et (2)). Lorsque les préférences sont quadratiques, le programme du consommateur peut être résolu de manière explicite. On obtient alors une équation dynamique linéaire liant le poids à  $t+\tau$ , au poids à  $t$ , aux prix et au revenu. L'équation (9) est obtenue en supposant que l'individu est à l'équilibre stationnaire du programme.

L'équation (9) est estimée par régressions quantiles, pour les hommes et les femmes séparément, à la médiane et aux déciles supérieurs à celle-ci.<sup>14</sup> Dans nos données, le seuil de surpoids (IMC=25) se situe généralement autour de la médiane pour les hommes, et du 6<sup>ème</sup> décile pour les femmes. Le seuil d'obésité se situe un peu en dessous du 9<sup>ème</sup> décile pour les hommes et pour les femmes. Le recours aux régressions quantiles est d'autant plus intéressant qu'une fiscalité nutritionnelle viserait en premier lieu les individus en surpoids ou obèses. La distribution de l'IMC n'étant pas gaussienne, une simple analyse des effets des prix sur la moyenne conditionnelle ne peut servir à évaluer l'intérêt de politiques de prix si les effets prix dépendent de la position de l'individu dans la distribution conditionnelle de l'IMC. Par ailleurs, les régressions quantiles sont moins sensibles aux valeurs atypiques de la variable dépendante que les estimations par moindres carrés ordinaires. A des fins de comparaison, ces dernières sont cependant reportées.

Toutes les estimations prennent en compte la représentativité relative des individus, en associant à chacun d'eux le poids d'échantillonnage de son ménage fourni par TNS World Panel. Un individu pouvant être représenté par plusieurs observations, les écart-types doivent être corrigés des effets de cluster. Ceci est réalisé par une méthode bootstrap utilisant 1500 réplifications. Lors de chaque réplification, on tire avec remise non pas des observations, mais des individus.

## Résultats et discussion

### *Cadre d'interprétation général*

Comme nous l'avons signalé en introduction, l'effet du prix d'un aliment sur l'IMC est difficile à interpréter dès lors que l'on ne peut identifier la relation structurelle prix/quantité/apports caloriques/IMC. Dans un cadre statique, l'élasticité prix de l'IMC s'explique par les parts relatives de chaque catégorie de produits dans les apports énergétiques totaux et par la structure des élasticités prix marshalliennes de la consommation. Pour le montrer, il suffit de différencier l'équation (3) par rapport au prix de la catégorie de produit  $k$  (l'utilisation du poids ou de l'IMC n'a aucune importance, étant donné que la taille est une constante exogène). Notons tout d'abord que les apports énergétiques  $K$  sont liés aux consommations  $c_k$  ( $k=1, \dots, 23$ ) des catégories de produits par la relation suivante :

$$K = \sum_k d_k c_k \quad (10)$$

où  $d_k$  est la densité énergétique (en calories par kg) moyenne pour la catégorie  $i$ . Par conséquent, la relation (3) peut se réécrire :

---

<sup>14</sup> L'effet des prix est susceptible de différer fortement entre hommes et les femmes. En effet, certaines consommations dépendent fortement du sexe (fruits, légumes, alcool). C'est également le cas du métabolisme de base, donc des paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  dans l'équation (3). D'autres facteurs ont un impact différencié selon le sexe, comme les normes sociales (Etilé, 2007).

$$W = \frac{1}{\beta E} \sum_k d_k c_k - \frac{\alpha}{\beta} \quad (11)$$

En supposant que la dépense énergétique est indépendante des prix de l'alimentation, on obtient à partir de (12) la relation suivante :

$$\varepsilon_{W, p_i} = \frac{K}{W\beta E} \sum_k \left( \frac{d_k c_k}{K} \right) \varepsilon_{c_k, p_i} \quad (12)$$

où  $\varepsilon_{X,Y}$  est l'élasticité de la variable X à la variable Y,  $(K/W\beta E) = \varepsilon_{W,K}$  est positif, et  $s_k = (d_k c_k / K)$  représente la part des apports énergétiques apportés par la consommation de la catégorie  $k$ . Le signe de l'élasticité du poids (ou de l'IMC) au prix de  $k$  dépend donc des élasticités marshalliennes directes et croisées des consommations à ce même prix, et des parts relatives de chaque catégorie dans les apports énergétiques totaux.

On peut alors tenter d'interpréter certains des résultats obtenus à la lumière de cette égalité, et des connaissances disponibles par ailleurs sur la contribution moyenne des différents groupes d'aliments aux apports énergétiques de la population et sur les élasticité prix de la consommation. Le travail d'Allais *et al.* (2008) fournit ici une aide précieuse à l'interprétation. Ces auteurs estiment un système de demande couvrant l'ensemble des catégories d'aliment sur une pseudo cohorte de ménages construite à partir du panel TNS. Ils nous ont communiqué leurs estimations des élasticité prix directes et croisées de la consommation, et de la structure des apports énergétiques. Leurs résultats nous ont permis de prédire le signe de la somme dans l'expression (12).<sup>15</sup> Nous utilisons toutefois ces prédictions avec prudence, car elles concernent les achats moyens observés au niveau de cohortes de ménages, et non les consommations d'individus à des quantiles précis de la distribution de l'IMC. De plus, leur nomenclature alimentaire diffère en partie de la notre.

### ***Présentation et discussion des résultats***

Les résultats sont reportés dans les Tableaux 3 et 4 en annexe, pour les femmes et les hommes respectivement.<sup>16</sup> Pour chaque catégorie alimentaire, et chaque moment conditionnel (moyenne, et déciles à partir de la médiane), nous reportons une *élasticité calculée pour l'agent représentatif médian*. Dans chaque tableau, la première colonne présente les résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO). Les résultats des estimations quantiles pour les déciles à partir de

<sup>15</sup> Leurs cohortes sont définies sur la base de la région de résidence, l'âge du chef de ménage, et la position socio-économique. Travailler sur des consommations moyennes au niveau des cohortes leur permet de remédier aux problèmes d'incomplétude des données d'achat au niveau de chaque ménage soulignés en introduction.

<sup>16</sup> Hormis les élasticité revenu, les résultats relatifs aux variables de contrôle ne sont pas présentés pour des raisons de place, et sont disponibles sur demande auprès des auteurs. On trouve en particulier des effets de revenu et d'éducation négatifs et croissants le long de la distribution de l'IMC, et des effets d'âge concaves, croissants pour les jeunes, décroissants pour les seniors. Le fait de s'occuper des approvisionnements du ménage a un effet protecteur pour les hommes mais est un facteur de risque pour les femmes. A l'inverse, l'autoproduction de fruits et légumes est associé à un IMC plus élevé pour les hommes et moins élevé pour les femmes. Le célibat a, en général, un effet négatif.

la médiane sont reportés dans les colonnes 2 à 6. Au préalable, on notera que les élasticités estimées sont du même ordre de grandeur (comprises entre 0 et 0,5 en valeur absolue) que celles trouvées dans des études utilisant des données et des techniques d'identification similaires (*cf.*, en particulier, Asfaw, 2006 ; Auld et Powell, 2008).

### *Boissons*

Pour les hommes comme pour les femmes, les élasticités au prix de l'eau sont positives (comprises entre 0,06 et 0,15), alors que les élasticités au prix des autres boissons non alcoolisées sont négatives (comprises entre -0,05 et -0,16). Elles sont généralement significatives pour les hommes, mais non pour les femmes. La consommation de sodas et de jus de fruits (en particulier ceux enrichis en sucres) est considérée par les nutritionnistes comme un facteur expliquant l'épidémie d'obésité. Nos résultats montrent qu'une augmentation de leur prix aurait un effet préventif certain, puisqu'elle affecterait significativement les hommes proches du surpoids (autour de la médiane). L'effet curatif sur les individus proches du seuil d'obésité (autour du neuvième décile) serait plus incertain. Ce résultat est en accord avec les estimations d'élasticités prix et d'apports énergétiques d'Allais *et al.* (2008), qui trouvent en particulier une forte élasticité prix directe de la consommation de boissons non alcoolisées autres que l'eau, et un impact négatif du prix de ces dernières sur la consommation d'alcool. L'élasticité positive trouvée pour les eaux s'interprète simplement au regard de l'équation (12) : d'une part, l'eau a une densité énergétique nulle ; d'autre part, une hausse du prix de l'eau est associée à une forte hausse de la consommation de produits denses en énergie comme les féculents (hors patates) et les produits laitiers (Allais *et al.*). Enfin, l'élasticité au prix des alcools est plutôt positive, mais non significative.

### *Fruits, légumes et céréales*

Les élasticités aux prix des fruits et légumes et céréales sont généralement positives, ce qui suggère qu'une subvention les ciblant serait une bonne mesure de lutte contre le surpoids et l'obésité. Cependant, les élasticités ne sont généralement pas significatives. La seule exception concerne les fruits au naturel, avec un effet significativement positif pour les femmes autour de la médiane et du sixième décile (élasticité proche de 0,15). On retrouve une élasticité positive et significative (au seuil de 10%) pour cette catégorie de produits, autour du 8<sup>ème</sup> décile, pour les hommes comme pour les femmes. On note également pour les hommes une élasticité positive au prix des fruits transformés (+0,16) autour du neuvième décile. Ces résultats, conformes au « sens commun », sont plutôt en contradiction avec les résultats d'Allais *et al.*, qui prédisent en particulier l'existence d'effets prix négatifs pour les fruits. Une subvention incluant les légumes transformés pourrait avoir des effets pervers sur les individus (hommes ou femmes) se situant au-delà du 7<sup>ème</sup> décile de la distribution de l'IMC, puisque l'élasticité devient alors négative (c'est également le cas des fruits transformés pour les femmes). Aucun effet significatif n'est obtenu pour les céréales, bien que l'élasticité soit généralement



négative, et particulièrement élevée autour du 7<sup>ème</sup> décile. Elles deviennent positives au-delà du 8<sup>ème</sup> décile.<sup>17</sup> Ces changements de signe montrent l'intérêt des régressions quantiles par rapport aux MCO.

### *Protéines animales*

Les élasticités aux prix des protéines animales ne sont pas significatives avec, toutefois, une seule exception : l'élasticité au prix des viandes et poissons panés est négative pour les hommes autour de la médiane (-0,07) et au neuvième décile (-0,12).<sup>20</sup> On note également, pour les femmes, une élasticité positive au prix de la charcuterie (et nulle pour les hommes), significative au seuil de 10% dans la régression MCO (0,13). A la lumière du travail d'Allais *et al.* (2008), ce dernier résultat s'expliquerait par de fortes substitutions vers les produits laitiers et les féculents.

### *Produits laitiers*

Parmi les produits laitiers, les résultats les plus spectaculaires sont obtenus pour les fromages, avec une élasticité prix négative et élevée quelque soit le décile, pour les hommes comme pour les femmes, mais significative uniquement pour ces dernières (et voisine de -0,5). On observe également des élasticités négatives et fortes au prix du lait (proche de -0,2), mais pour les hommes uniquement. Enfin, les élasticités au prix des yaourts et fromage blanc sont positives et non significatives. Globalement, une hausse du prix des produits laitiers devrait avoir un effet négatif sur l'IMC, quelque soit le moment de la distribution auquel on se place.<sup>18</sup> Suivant Allais *et al.* (2008), l'élasticité de la consommation de féculents au prix des produits laitiers est négative, tout comme l'élasticité prix directe de la consommation, qui est de surcroît très élevée pour les fromages (proche de -1). Puisque les produits laitiers et les féculents représentent près de 35% des « calories achetées » par les ménages, une hausse du prix des premiers est susceptible d'avoir un effet important sur les apports caloriques des individus. Cependant, elle pourrait également nuire aux apports en calcium dans certaines catégories à risques (enfants, femmes âgées).

### *Graisses animales et végétales, sucres et sucreries*

Concernant les corps gras, une élasticité négative au prix des huiles est observée pour les femmes, significative dans les régressions MCO uniquement. Les régressions quantiles fournissent également des élasticités négative, mais non significatives, pour les hommes comme pour les femmes. Les élasticités au prix des graisses animales sont positives pour les hommes, négatives pour les femmes, et non significatives. Globalement, le prix des corps gras a plutôt un effet négatif sur la distribution de l'IMC. Suivant les résultats d'Allais *et al.*, ceci s'expliquerait par une élasticité prix directe élevée de la consommation, un effet négatif sur la consommation de viandes grasses, et un effet positif sur la consommation de poisson.

---

<sup>17</sup> Des différences de nomenclatures nous empêchent d'utiliser ici les résultats d'Allais *et al.* (2008).

<sup>18</sup> Ceci est confirmé par des estimations basées sur une nomenclature agrégeant l'ensemble des produits laitiers et disponibles auprès des auteurs sur demande.

Enfin, les élasticités au prix des sucres et sucreries sont positives autour de la médiane (et significative pour les femmes : +0,22) et jusqu'au 7<sup>ème</sup> décile, et deviennent négatives autour du neuvième décile pour les hommes comme pour les femmes. Il n'est donc pas étonnant que l'élasticité estimée par les MCO soit quasi-nulle, en accord avec les prédictions issues du travail d'Allais *et al.*. Ceci suggère qu'une taxation des sucres et sucreries pourrait diminuer la prévalence de l'obésité, mais augmenter l'IMC des individus en léger surpoids, pour un impact au final incertain sur les coûts de santé.

### *Desserts, snacks et plats préparés*

Suivant Cutler *et al.* (2003), le développement de la consommation hors-repas (snacking) pourrait en partie expliquer le développement de l'obésité, car il serait associé à une augmentation des apports caloriques journaliers totaux. Concernant la hausse du recours aux plats préparés, Blaylock *et al.* (1999) rappellent qu'il est plus difficile pour les consommateurs d'évaluer la qualité nutritionnelle de ces derniers, et que leur composition est objectivement moins bien équilibrée que celle des plats cuisinés à domicile. Ces observations fondées sur des données américaines suggèrent donc qu'une taxation des snacks et des plats préparés pourrait aider à lutter contre l'obésité. A cet égard, nos résultats sont ambigus. L'élasticité au prix des pâtisseries et desserts est négative, mais significative uniquement pour les femmes (-0,25 autour du 6<sup>ème</sup> décile et -0,32 autour du neuvième décile). L'élasticité au prix des snacks (produits de grignotages) gras et sucrés est non significative, mais positive et élevée pour les hommes autour du 9<sup>ème</sup> décile (+0.27) et pour les femmes à partir du 6<sup>ème</sup> décile (autour de +0.20). Le prix des snacks gras et salés a peu d'effet sur l'IMC des femmes, et un effet significativement positif sur l'IMC des hommes autour du 6<sup>ème</sup> décile (+0.15), qui devient négatif (mais non significatif) autour du 9<sup>ème</sup> décile.<sup>19</sup> Enfin, l'élasticité au prix des plats préparés est significativement négative, pour les hommes comme pour les femmes, mais entre la médiane et le 7<sup>ème</sup> décile uniquement. Si des différences de nomenclature avec Allais *et al.* ne nous permettent pas de commenter les résultats obtenus pour les pâtisseries, les desserts et les snacks, l'élasticité négative obtenue pour les plats préparés pourrait s'expliquer par des effets de substitution vers les fruits et légumes frais et le poisson, et de diminution de la consommation de viandes et d'alcool. Par ailleurs, l'élasticité prix directe de la consommation de plats préparés est très élevée (proche de -1,5).

### ***Implications***

Puisque les élasticités associées à chaque catégorie sont faibles, une fiscalité nutritionnelle devrait nécessairement être assise sur une base incluant plusieurs catégories. Le cumul des effets prix pourrait alors produire des effets significatifs. Pour illustrer ce point, le Tableau 5 calcule l'effet d'une

---

<sup>19</sup> Les résultats obtenus pour les snacks contredisent la littérature économique citée ci-dessus. Cependant, les études en nutrition sur la relation entre rythmes alimentaires et poids corporel menées en France montrent que, pour les personnes non obèses, les apports caloriques totaux lors des journées avec grignotage sont identiques à ceux observés lors de journées sans grignotage. De plus, les produits de grignotages consommés par ces individus auraient généralement de bonnes propriétés nutritionnelles. En revanche, chez les obèses, le grignotage est associé à une hausse des apports caloriques totaux, avec un recours à des produits moins sains (Bellisle, 2004).

variation de 10% des prix de certaines catégories d'aliments sur le poids d'individus types, une femme d'un mètre soixante-dix et un homme d'un mètre quatre-vingt au seuil du surpoids ou au seuil d'obésité (IMC respectivement égal à 25 et 30). Pour les femmes au seuil du surpoids, nous nous sommes basés sur les élasticités estimées au 6<sup>ème</sup> décile, et à la médiane pour les hommes au seuil du surpoids. Pour les individus au seuil de l'obésité, nous utilisons les élasticités estimées au 9<sup>ème</sup> décile. Ces calculs ne donnent qu'une idée approximative des effets potentiels d'une politique de prix, dans la mesure où les élasticités estimées aux quantiles conditionnels ne correspondent pas exactement aux élasticités des quantiles inconditionnels, et les parts énergétiques relatives seraient également affectées par des chocs de prix (*cf.* formule (13)). On se référera à Etilé (2008) pour la mise en œuvre d'une technique de simulation rigoureuse, s'inspirant de Machado et Mata (2005), qui donne des résultats du même ordre de grandeur. En accord avec le débat en cours sur les cibles potentielles d'une fiscalité nutritionnelle, nous nous intéressons à l'effet d'une hausse de prix de 10% des boissons non alcoolisées, des pâtisseries et desserts, des snacks et des plats préparés, associée à une baisse de 10% du prix des fruits et légumes au naturel.<sup>20</sup>

Pour notre femme type, ces variations conduiraient à une perte de poids de 3,5 kgs si elle est au seuil du surpoids, et 2,7 kgs si elle est au seuil de l'obésité. Au seuil du surpoids (respectivement : de l'obésité), 43% de l'effet est dû à l'élasticité prix des desserts, snacks et plats préparés (resp. 30%), et 40% à la baisse du prix des fruits et légumes au naturel (resp. 26%). L'effet de la hausse des prix des boissons sucrées contribuerait à 16% de l'effet total au seuil de surpoids, et 44% au seuil de l'obésité.

Pour notre homme type, la perte de poids serait d'environ 2,5 kgs qu'il soit au seuil de surpoids ou de l'obésité. La hausse du prix des boissons sucrées contribuerait de manière importante à cet effet (pour 50% environ), la baisse du prix des fruits et légumes ayant également un impact important. L'effet d'une hausse du prix des desserts, snacks et plats préparés ne se ferait sentir que sur les hommes obèses.

En se basant sur ces élasticités, et sur les prévalences du surpoids et de l'obésité observées dans nos données, une telle politique de prix aurait pour effet de ramener la proportion d'individus obèses de 10,96% à 8,58% dans l'échantillon utilisé pour l'estimation. Le surcoût médical annuel généré par un individu obèse est compris entre 166 Euros et 344 Euros 2004 (Detournay *et al.*, 2000). En extrapolant

---

<sup>20</sup> Les boissons sucrées sont une cible récurrente des propositions de taxe nutritionnelle, et sont déjà l'objet de taxes spécifiques dans certains Etats des Etats-Unis (Jacobson et Brownell, 2000). Les produits de grignotages, les viennoiseries et les plats préparés ont été cités comme cible potentiel dans un rapport récent de l'IGAS et de l'IGF (*cf.* « Obésité : la taxe nutritionnelle fait son retour », Le Figaro, 5 août 2008 et « La taxe nutritionnelle ressuscite », Le Figaro, 8 août 2008) et par l'UFC Que Choisir (*cf.* sa proposition du 18/09/2007 d'instaurer une « TVA sociétale alimentaire », en ligne sur [www.quechoisir.org](http://www.quechoisir.org)). Comme le suggère un rapport de l'IGAS et l'IGF d'août 2008, la hausse de 10% envisagée pourrait être obtenue par une augmentation de la TVA, qui est de 5,5% sur la plupart des produits appartenant aux catégories ciblées. Une baisse du prix des fruits et légumes serait plus difficile à obtenir : la TVA est déjà de 5,5% et ne peut être aisément diminuée sans l'accord des autorités européennes.

nos résultats à l'ensemble de la population adulte française (48,5 millions en 2004), la diminution des dépenses médicales annuelles serait comprise entre 192 millions à 397 millions d'euros 2004.<sup>21</sup>

### ***Limites***

Si nos estimations et l'illustration présentée ci-dessus semblent à première vue plaider en faveur d'une politique de taxation nutritionnelle, plusieurs limites de notre travail doivent être impérativement soulignées.

Premièrement, étant donnée les écart-types obtenus sur les élasticités, l'intervalle de confiance à 95% sur ces calculs est assez large, et il est possible qu'*in fine* la politique de prix considérée n'ait aucun impact en termes de réduction du coût médical.

Deuxièmement, nous avons mentionné lors de la présentation de la spécification empirique que le niveau d'activité physique (le facteur *E* dans l'équation (3)) est une variable omise, qui induit de l'hétérogénéité de pente dans la relation prix-IMC. L'identification d'élasticités prix n'est possible que si la dépense énergétique est indépendante des variables explicatives. Or, on peut se demander par exemple s'il n'y a pas une relation entre position sociale et dépense énergétique.<sup>22</sup> Les quelques études existantes montrent que le gradient social de la dépense énergétique est relativement plat, au moins pour les hommes, lorsque l'on considère à la fois la dépense au travail et la dépense hors travail. La première est plus élevée dans les classes populaires, qui occupent généralement des métiers manuels. La seconde est plus élevée dans les classes élevées qui pratiquent plus d'activités sportives. Pour les femmes, en revanche, la dépense au travail varie moins selon le niveau social. Par ailleurs, les chômeurs n'ont pas nécessairement une activité physique faible, car on observe qu'ils marchent plus et utilisent plus les transports en commun. Enfin, lorsqu'on mesure la position sociale par le revenu, le gradient social est relativement plat (Dowler, 2001; IARC, 2002; Gidlow et al., 2006). Au final, l'hypothèse d'identification posée (implicite dans toutes les études existantes) n'est pas nécessairement irréaliste, mais est difficilement testable en l'absence de données *ad hoc*.

Troisièmement, la construction de prix exogènes repose sur l'hypothèse que la distribution des facteurs inobservables ne varie pas systématiquement d'un cluster à un autre. Or, on sait par exemple que certaines zones d'habitation concentrent des populations ayant des origines ethniques

---

<sup>21</sup> Bien entendu, cette évaluation a une limite importante, en plus de celles discutées plus haut : les surcoûts médicaux sont une fonction continue et croissante de l'IMC. Ils ne sont donc pas nuls pour les individus dont l'IMC est compris entre 25 et 30, et bien supérieurs pour les personnes en état d'obésité sévère. L'estimation de la diminution du coût médical du surpoids et de l'obésité nécessite donc une estimation plus précise de la relation coûts-IMC.

<sup>22</sup> Les prix de l'alimentation sont en première approximation peu susceptibles d'être fortement corrélés à la dépense physique dans les loisirs. L'enquête Conditions de Vie des Ménages 2001 de l'INSEE montre que 69,1% de la population ne pratique pas de sport de manière hebdomadaire. 5,8% des individus déclarent faire du sport pour maigrir. La première raison mentionnée pour ne pas avoir d'activité sportive est le goût (36,9% des non pratiquants), suivi du manque de temps (31,9%), de l'état de santé (21,7%) et « d'autres raisons » (9,4%). L'argent ne semble donc pas être un frein à la pratique sportive. Cependant, les interventions sur les prix alimentaires pourraient affecter la consommation de sport dans une approche plus générale incluant une contrainte d'allocation du temps. Ainsi, augmenter le prix des plats préparés augmente l'utilité marginale de cuisiner, activité qui laisse moins de temps pour les loisirs.

particulières, qui peuvent affecter la distribution de l'IMC *via* l'expression des gènes, les traditions culinaires ou, au contraire, des phénomènes d'acculturation alimentaire. L'omission de variables telles que l'ethnicité pourrait donc rendre les prix endogènes. Pour apprécier l'impact de cette hypothèse, nous avons tenté d'introduire un effet fixe dans l'équation de la moyenne conditionnelle, en nous appuyant sur une technique de moments généralisés proposée par Blundell et Bond (1998).<sup>23</sup> Les résultats sont présentés dans la dernière colonne des Tableaux 3 et 4, uniquement à titre indicatif car les divers tests de spécification tendent à rejeter l'instrumentation utilisée (faiblesse des instruments) et l'identification dans l'échantillon 2 repose en grande partie sur le petit nombre d'individus dont l'IMC change entre  $t-2$  et  $t$ , mais pas entre  $t-3$  et  $t-2$ , et  $t-1$  et  $t$ . La comparaison avec les résultats des MCO (première colonne) laisse apparaître des différences importantes. Il semble donc nécessaire de procéder à des investigations complémentaires.

Enfin, par manque d'information, nous ne contrôlons pas l'effet des prix de l'alimentation hors domicile. Puisque ceux-ci sont vraisemblablement corrélés positivement aux prix de l'alimentation à domicile, nos estimations surestiment l'effet de politiques qui ne changeraient que le prix de cette dernière. Ce travail devra donc être complété, lorsque des données seront disponibles, par une étude des substitutions entre alimentation à et hors domicile, et par une estimation de l'impact de cette dernière sur la distribution de l'IMC.

## Conclusion

Nos estimations montrent qu'une politique de prix pourrait avoir un effet sur la prévalence du surpoids et de l'obésité dans la population adulte française, si elle ciblait simultanément plusieurs catégories d'aliments. Pour autant, une grande incertitude scientifique subsiste, au-delà de la validité des hypothèses utilisées pour la construction des prix et l'identification de leurs effets, et des limites précisées précédemment. Les points suivants devraient en particulier être discutés : (1) quelle est la transmission des taxes au prix, sachant que les producteurs et les distributeurs pourraient réagir aux politiques fiscales en adaptant leur offre (plus de produits premier prix, modification des processus de production dans le sens d'une dégradation de la qualité nutritionnelle des produits) ; (2) quelles seraient les réactions des consommateurs, en termes de substitutions entre variétés de produits et de développement des achats hard-discount ou premiers prix? Un article récent de Chouinard *et al.* (2007) montre sur données américaines que, si l'on modélise très finement les substitutions dans une approche par système de demande, une taxe sur le % de MG dans les produits laitiers aurait des effets négligeables sur la quantité de lipide ingérée en provenance de ces produits. En revanche, la perte de

---

<sup>23</sup> Cette technique, dite système-GMM, s'appuie sur deux conditions d'identification : l'orthogonalité des résidus de l'équation en niveau à la différence première des variables à instrumenter (ici les prix), et l'orthogonalité de la différence première des résidus au niveau des variables à instrumenter. L'usage de la première condition permet de pallier au manque de variabilité de la variable dépendante. Elle exige en revanche une bonne variabilité temporelle des prix, ce qui n'est pas le cas dans nos données.

bien-être mesurée par calcul de variation équivalente serait relativement importante, et la politique fiscale simulée serait fortement régressive. Nos résultats et ces quelques questions suggèrent qu'en l'état actuel du savoir, des mesures de taxation nutritionnelle ne peuvent se justifier par la certitude d'améliorer l'état de santé de la population, mais uniquement par des objectifs d'internalisation des coûts médicaux de la consommation alimentaire.

## Bibliographie

AFSSA (2001), *Apports nutritionnels conseillés pour la population française*, Paris : Editions Tec&Doc.

Asfaw A. (2006), "Do Government Food Price Policies Affect the Prevalence of Obesity? Empirical Evidence from Egypt", *World Development*, 35, 687-701.

Allais O., Bertail P. et Nichèle V. (2008), "The effects of a "Fat Tax" on the nutrient intake of French Households", *Aliss Working Paper n°2008-03*, disponible sur [http://www.paris.inra.fr/aliss/publications\\_working\\_papers/working\\_papers/aliss\\_working\\_papers](http://www.paris.inra.fr/aliss/publications_working_papers/working_papers/aliss_working_papers)

Auld C. et Powell L. (2008), "Economics of food energy density and adolescent body weight", *Economica*, à paraître.

Bellisle F. (2004), "Impact of the daily meal pattern on energy balance", *Scandinavian Journal of Nutrition*, 48, 114-118.

Bertail P. et Caillavet F. (2008), "Fruit and Vegetable Consumption Patterns: A Segmentation Approach", *American Journal of Agricultural Economics*, 90, 827-842.

Blaylock J., Smallwood D., Kassel K., Variyam J. et Aldrich L. (1999) "Economics, Food Choices, and Nutrition", *Food Policy*, 24, 269-286

Bleich S., Cutler D., Murray C. et Adams A. (2007), "Why is the developed world obese?", *NBER Working Paper* n°12954.

Blundell R. et Bond S. (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

Buchinsky M. (1998), "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guidelines for Empirical Research", *The Journal of Human Resources*, 33, 88-126.

Cabanac M. (2001), "Regulation and the ponderostat", *International Journal of Obesity*, 25, Suppl 5, S5-S12.

Camerer C., Issacharoff S., Loewenstein G., O'Donoghue T. et Rabin M. (2003), "Regulation for Conservatives: Behavioral Economics and the Case for 'Asymmetric Paternalism'", *University of Pennsylvania Law Review*, 151, 1211-1254.

Cawley J. (2004), "The Impact of Obesity on Wages", *The Journal of Human Resources*, 39, 451-474.

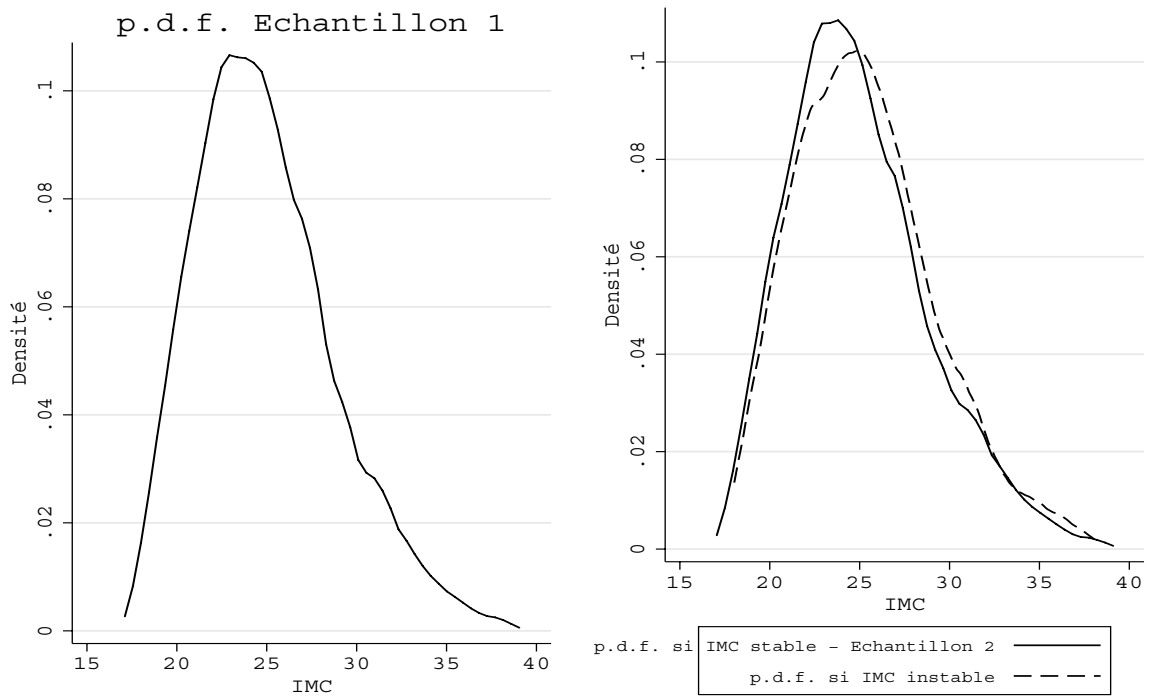
Cawley J. et Liu F. (2007), "Maternal Employment and Childhood Obesity: A Search for Mechanisms in Time Use Data », *NBER Working Paper* n°13600.

- Chouinard H.H., Davis D.E., LaFrance J.T. et Perloff J.M. (2007), "Fat Taxes: Big Money for Small Change," *Forum for Health Economics & Policy*: Vol. 10: Iss. 2, Article 2. <http://www.bepress.com/fhep/10/2/2>
- Chou, S-Y., Grossman, M. and Saffer, H. (2004), "An economic analysis of adult obesity: results from the Behavioral Risk Factor Surveillance System", *Journal of Health Economics*, 23, 565-587.
- Combris P., Etilé F. et Soler L-G. (2006), "Alimentation et Santé: changer les comportements de consommation ou mieux réguler l'offre alimentaire", in *Désirs et peurs alimentaires au XXIème siècle* (Proust I. ed.), Paris: Dalloz, 203-261.
- Cox T. et Wohlgenant M. (1986), "Price and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 908-919.
- Cutler D., Glaeser E. et Shapiro J.M. (2003), "Why have Americans become more obese?", *Journal of Economic Perspectives*, 17, Summer 2003, 93-118.
- Crawford I., Laisney F. et Preston I. (2003), "Estimation of Theoretically Consistent Household Demand Systems Using Unit Value Data", *Journal of Econometrics*, 114, 221-241.
- Darmon, N., Ferguson, E.L. and Briend, A. (2002), "A Cost Constraint Alone Has Adverse Effects on Food Selection and Nutrient Density: An Analysis of Human Diet by Linear Programming", *Journal of Nutrition*, 132, 3764-3771.
- Deaton A. (1988), "Quality, Quantity and Spatial Variation of Price", *American Economic Review*, 78, 418-430.
- De Saint Pol, T. (2006), « Corps et appartenance sociale : la corpulence en Europe », *Données Sociales*, Paris : INSEE.
- Detournay B., Fagnani F., Phillippo M., Pribil C., Charles M.A., Sermand C., Basdevant A. et Eschwege E. (2000), "Obesity morbidity and health care costs in France : an analysis of the 1991-1992 Medical Care Household Survey", *International Journal of Obesity*, 24, 151-155.
- Dowler E. (2001), "Inequalities in diet and physical activity", *Public Health Nutrition*, 4 (2B), 701-709.
- Etilé F. (2007), "Social norms, ideal body weight and food attitudes", *Health Economics*, 16, 945-966.
- Gidlow C., Johnston L.H., Crone D., Ellis N. et James D. (2006), "A systematic review of the relationship between socio-economic position and physical activity", *Health Education Journal*, 65, 338-367.
- Harris J.E. (1980), "Taxing Tar and Nicotine", *American Economic Review*, 70 (3), 300-311.
- IARC (2002), *IARC Handbook of Cancer Prevention, Vol. 6 Weight control and physical activity*, Lyon: IARC Press.
- Jacobson MF. et Brownell K. (2000), "Small Taxes on Soft Drinks and Snack Foods to Promote Health", *American Journal of Public Health*, 90, 854-857.
- Kan K. and Tsai W-D (2004), "Obesity and Risk Knowledge in Taiwan: A Quantile Regression Analysis", *Journal of Health Economics*, 23, 907-934.

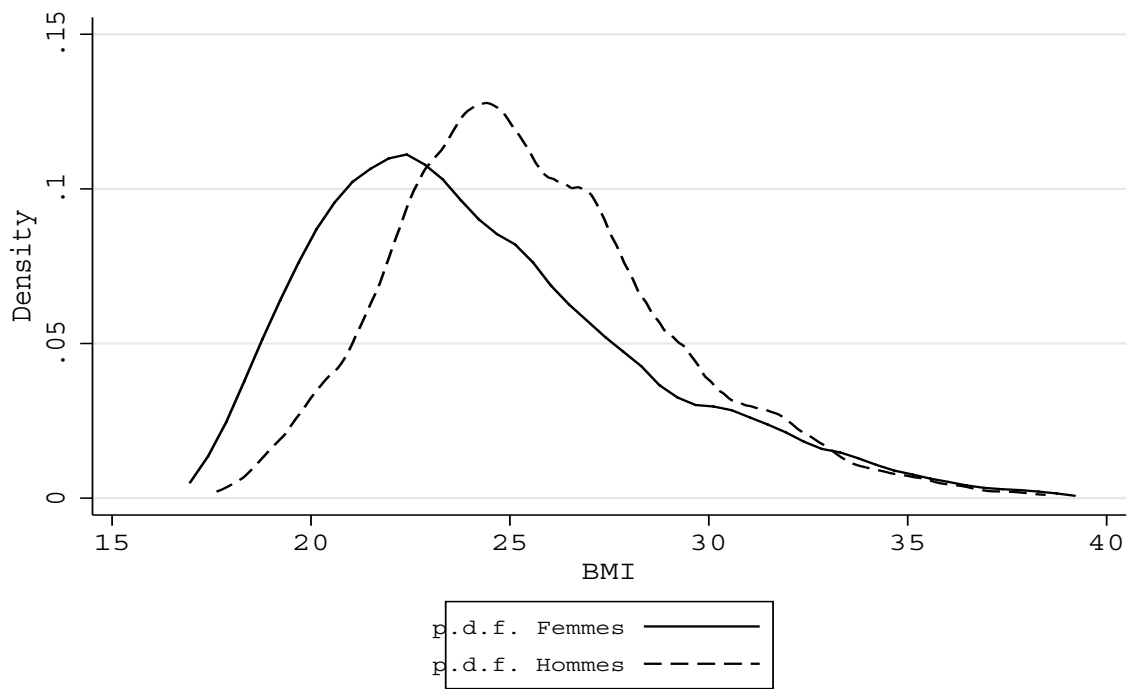
- Keesey R.E. et Hirvonen M.D. (1997), "Body Weight Set-Points: Determination and Adjustment", *The Journal of Nutrition*, 127, 1875S-1883S
- Kozusko F.P. (2001), "Body Weight Setpoint, Metabolic Adaption and Human Starvation", *Bulletin of Mathematical Biology*, 63, 393-404.
- Lakdawalla D. et Philipson T.(2002) "The Growth of Obesity and Technological Change: A Theoretical and Empirical Examination", *NBER Working Papers*, n° 8946.
- Lakdawalla D. et Philipson T. (2006), "Labour Supply and Weight", *Journal of Human Resources*, 42, 85-116.
- Lecocq S. et Robin J.-M. (2006), "Estimating Demand Response with Panel Data", *Empirical Economics*, 31, 1043-1060.
- Leicester A. et Windmeijer F (2004), "The 'fat tax': economic incentives to reduce obesity", *Institute for Fiscal Studies Briefing Note 49*.
- Mata J. et Machado J.A.F. (2005), "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics*, 20, 445-465.
- Powell L. M., Auld M.C., Chaloupka F., O'Malley P. et Johnston L. (2007), "Access to fast food and food prices: Relationship with fruit and vegetable consumption and overweight status among adolescents", *Advances in Health Economics and Health Services Research*, 17, 23-48.
- Schmidhuber J. (2004), "The Growing Global Obesity Problem: Some Policy Options to Address It", *Electronic Journal of Agricultural and Development Economics*, 1, 272-290.
- Schofield W.N., Schofield C. et James W.P.T. (1985), "Predicting basal metabolic rate, new standards and review of previous work", *Human Nutrition: Clinical Nutrition*, 39C, 5-41.
- Strnad J. (2005), "Conceptualizing the "Fat Tax": The Role of Food Taxes in Developed Economies", *Southern California Law Review*, 78, 1221.
- Sturm R. et Datar A. (2005), "Body Mass Index in Elementary School Children, Metropolitan Area Food Prices and Food Outlet Density", *Public Health*, 119, 1059-1068.
- Warde A., Cheng S-L., Olsen W. et Southerton, D. (2007), "Changes in the practice of eating: a comparative analysis of time-use", *Acta Sociologica*, 50, 363-385.



*Figure 1. Distributions de l'IMC par échantillon.*



*Figure 2. Distributions de l'IMC par sexe – Echantillon 2*



*Tableau 1. Classification des produits*

<b>Catégories de produits</b>	<b>Exemples et remarques</b>
Eau	Eau en bouteille
Alcool	Alcools distingués selon le taux d'alcool.
Boissons non alcoolisées	Sodas et jus de fruits distingués selon la teneur en sucre. Eaux aromatisées incluses
Fruits au naturel	
Fruits transformés avec additifs	Exemples: fruits en conserve avec du sirop, compotes. Les produits allégés en sucre sont distingués des autres.
Légumes au naturel	
Légumes transformés avec additifs	Exemples: soupes en boîte avec du sel.
Céréale	Pain, pâtes, féculents etc..
Viandes au naturel et oeufs	
Produits de la mer au naturel	
Produits de la mer transformés	Exemples: sardine à l'huile, haddock mariné etc.
Charcuterie	Inclut également les produits haut-de-gamme type foie gras.
Poissons et viandes panés	
Yaourts et fromages blancs	Distinction selon la teneur en matière grasse.
Fromages	
Laits	
Graisses animales et margarine	Beurre, crème fraîche, crèmes liquides, margarine etc.
Huiles	Tous types d'huiles
Sucre et sucreries	Sucre de table, sucre pâtissier, miel, confiture, confiseries etc.
Pâtisseries et desserts	Exemples: desserts lactés, croissants, gâteaux etc.
Produits de grignotages gras et sucrés	Inclut les céréales du petit déjeuner, la plupart des produits chocolatés, les glaces etc.
Produits de grignotages gras et salés	Produits apéritifs, chips, olives, etc.
Plats préparés	Inclut les sandwichs ainsi que les recettes à base de légumes ou de céréales (ratatouille, spaghettis bolognaises etc.)

*Tableau 2. Quelques statistiques descriptives*

<b>Variable</b>	<b>Définition</b>	<b>Echantillon 1 N=21407</b>	<b>Echantillon 2 N=12608</b>
IMC	Indice de masse corporelle à l'année $t$ : poids en kgs/taille en mètres au carré	24,91 (3,86)	24,92 (3,86)
AGE	Age à l'année $t-1$	50,40 (15,73)	51,65 (15,67)
REVEQREEL	Revenu mensuel par unité de consommation (échelle d'équivalence d'Oxford) en Euros constant 2005	1137,1 (613,3)	1142,2 (617,1)
APPRO	Responsable principal des achats pour le foyer à $t-1$	30,6%	30,5%
BEBEFEM	A un bébé de moins de un an à $t-1$ et est une femme	1,3%	1,2%
BEBEHOM	A un bébé de moins de un an à $t-1$ et est un homme	1,4%	1,3%
CELIB	Célibataire sans enfants à $t-1$	17,9%	18,0%
MARIE	Marié ou en couple à $t-1$	66,6%	65,9%
AUTRESMEN	Autres structures familiales à $t-1$	15,6%	16,1%
NBPERS	Nombre de personnes du ménage à $t-1$	2,63 (1,27)	2,61 (1,27)
FRUITSLEG	Auto-production de fruits ou de légumes à $t-1$	19,0%	18,8%
HOMME	Homme	47,1%	47,2%
NOQUAL	Pas de qualifications à $t-1$	15,5%	16,2%
CEP	Fin d'école primaire (CEP) à $t-1$	6,8%	6,8%
BEPC-CAP	A son BEPC, un Cap ou un BEP à $t-1$	30,5%	30,7%
Bac	A un bac technique ou général à $t-1$	19,0%	18,7%
Bac+2	A un diplôme niveau bac+2 à $t-1$	10,6%	10,4%
Bac+345	A un diplôme niveau supérieur à Bac+2 à $t-1$	17,6%	17,2%

Note : toutes les régressions incluent également des indicatrices de contrôle pour l'année, la région et le type d'unité urbaine d'habitation.

Tableau 3. Résultats – Elasticités prix - Femmes – Echantillon 2 – N=6633

Estimation	MCO	Quantile					Système GMM (effet fixes)
	Moyenne	Médiane	60 <sup>ème</sup>	70 <sup>ème</sup>	80 <sup>ème</sup>	90 <sup>ème</sup>	Moyenne
<i>Log du prix de....</i>							
Eau	0,065* (0,038)	0,075 (0,052)	0,075 (0,053)	0,093 (0,060)	0,152*** (0,059)	0,099 (0,065)	0,112*** (0,043)
Alcool	0,058 (0,047)	0,058 (0,060)	0,058 (0,063)	0,069 (0,074)	0,040 (0,079)	0,036 (0,081)	-0,019 (0,027)
Boissons non alcoolisées	-0,055 (0,068)	-0,055 (0,088)	-0,080 (0,097)	-0,023 (0,113)	-0,104 (0,123)	-0,137 (0,133)	-0,121* (0,069)
Fruits au naturel	0,134* (0,060)	0,155** (0,077)	0,184** (0,081)	0,140 (0,097)	0,209* (0,110)	0,091 (0,113)	0,016 (0,049)
Fruits transformés avec additifs	0,018 (0,053)	0,098 (0,067)	0,081 (0,070)	0,016 (0,087)	-0,050 (0,089)	-0,006 (0,108)	-0,071** (0,033)
Légumes au naturel	-0,025 (0,080)	-0,050 (0,107)	0,013 (0,117)	0,100 (0,132)	-0,030 (0,130)	-0,010 (0,152)	0,103 (0,074)
Légumes transformés avec additifs	-0,002 (0,060)	0,045 (0,071)	0,027 (0,080)	-0,041 (0,097)	-0,079 (0,106)	-0,001 (0,123)	-0,013 (0,050)
Céréales	0,045 (0,073)	-0,009 (0,097)	-0,061 (0,096)	-0,084 (0,107)	-0,020 (0,124)	0,065 (0,131)	-0,018 (0,063)
Viandes au naturel et oeufs	-0,006 (0,088)	-0,016 (0,108)	0,013 (0,128)	0,023 (0,135)	0,109 (0,145)	0,082 (0,172)	0,057 (0,067)
Produits de la mer au naturel	-0,007 (0,035)	-0,027 (0,044)	-0,021 (0,047)	-0,024 (0,058)	-0,016 (0,061)	0,055 (0,065)	-0,024 (0,027)
Produits de la mer transformés	-0,019 (0,050)	-0,031 (0,067)	-0,033 (0,071)	-0,065 (0,080)	-0,098 (0,087)	-0,087 (0,096)	-0,044 (0,033)
Charcuterie	0,135* (0,079)	0,098 (0,099)	0,110 (0,109)	0,102 (0,121)	0,172 (0,137)	0,185 (0,147)	-0,006 (0,051)
Poissons et viandes panés	0,005 (0,032)	0,030 (0,045)	0,007 (0,045)	0,016 (0,051)	0,027 (0,048)	-0,021 (0,053)	-0,038 (0,029)
Yaourts et fromages blancs	0,134 (0,112)	0,050 (0,151)	0,089 (0,163)	0,139 (0,177)	0,298 (0,189)	0,190 (0,193)	0,138** (0,062)
Fromages	-0,386** (0,193)	-0,585** (0,251)	-0,784*** (0,270)	-0,464 (0,321)	-0,591* (0,356)	-0,455 (0,330)	0,076 (0,130)

Laits	-0,020 (0,100)	-0,049 (0,132)	0,032 (0,136)	0,043 (0,157)	-0,001 (0,165)	0,013 (0,179)	0,026 (0,086)
Graisses animales et margarine	-0,021 (0,055)	-0,009 (0,073)	-0,031 (0,076)	-0,120 (0,085)	-0,062 (0,092)	-0,040 (0,104)	-0,078 (0,054)
Huiles	-0,304** (0,154)	-0,206 (0,203)	-0,338 (0,221)	-0,287 (0,255)	-0,226 (0,266)	-0,258 (0,276)	-0,105 (0,129)
Sucre et sucreries	0,046 (0,093)	0,220* (0,123)	0,204 (0,133)	0,101 (0,149)	0,107 (0,148)	-0,213 (0,171)	-0,119* (0,070)
Pâtisseries et desserts	-0,182** (0,078)	-0,220** (0,103)	-0,251** (0,105)	-0,128 (0,132)	-0,223* (0,135)	-0,317** (0,142)	-0,034 (0,053)
Produits de grignotages (snacks) gras et sucrés	0,136 (0,100)	0,119 (0,126)	0,178 (0,125)	0,226 (0,146)	0,122 (0,166)	0,201 (0,205)	0,062 (0,057)
Produits de grignotages (snacks) gras et salés	-0,042 (0,088)	-0,034 (0,115)	0,023 (0,113)	-0,074 (0,132)	0,002 (0,135)	0,054 (0,154)	-0,007 (0,038)
Plats préparés	-0,058 (0,068)	-0,114 (0,093)	-0,162* (0,092)	-0,160* (0,094)	-0,089 (0,117)	-0,031 (0,139)	0,006 (0,062)
Revenu	-0,030*** (0,009)	-0,018 (0,011)	-0,013 (0,013)	-0,031** (0,015)	-0,040*** (0,015)	-0,055*** (0,016)	-0,026*** (0,008)
Autres variables de contrôles	AGE, AGE <sup>2</sup> , log(REVEQREEL), BEBEFEM, CELIB, AUTRESMEN, niveaux d'éducation, NBPERS, NBPERS <sup>2</sup> , FRUITSLEG, APPRO ZEAT d'habitation (8 ZEATs), taille de l'unité de résidence (9 tailles), année (3 indicatrices).						

*Note* : écart-types entre parenthèses. \* = significatif au seuil de 10%, \*\* = significatif au seuil de 5%, \*\*\* = significatif au seuil de 1%.

Tableau 4. Résultats – Elasticités prix - Hommes – Echantillon 2 – N=5975

Estimation	MCO	Quantile					GMM avec effet fixe
Moment conditionnel	Moyenne	Médiane	60 <sup>ème</sup>	70 <sup>ème</sup>	80 <sup>ème</sup>	90 <sup>ème</sup>	Moyenne
<i>Log du prix de....</i>							
Eau	0,092*** (0,031)	0,095*** (0,037)	0,094** (0,037)	0,112*** (0,042)	0,118** (0,055)	0,125** (0,062)	0,047 (0,034)
Alcool	-0,013 (0,044)	-0,027 (0,047)	-0,034 (0,051)	0,021 (0,067)	0,071 (0,083)	0,115 (0,084)	-0,001 (0,026)
Boissons non alcoolisées	-0,113* (0,059)	-0,162** (0,077)	-0,161** (0,076)	-0,100 (0,086)	-0,093 (0,109)	-0,115 (0,123)	-0,017 (0,059)
Fruits au naturel	0,045 (0,050)	0,055 (0,064)	0,042 (0,066)	0,099 (0,078)	0,138* (0,083)	0,121 (0,096)	0,005 (0,044)
Fruits transformés avec additifs	0,022 (0,047)	0,000 (0,056)	0,034 (0,059)	0,044 (0,070)	0,094 (0,078)	0,164* (0,093)	-0,019 (0,031)
Légumes au naturel	0,027 (0,073)	0,102 (0,085)	0,000 (0,085)	0,086 (0,107)	0,043 (0,135)	-0,038 (0,150)	0,055 (0,064)
Légumes transformés avec additifs	0,016 (0,054)	0,041 (0,064)	0,059 (0,065)	0,029 (0,080)	-0,065 (0,095)	-0,125 (0,096)	-0,053 (0,043)
Céréales	0,009 (0,059)	-0,042 (0,076)	-0,064 (0,074)	-0,141 (0,094)	-0,031 (0,116)	0,151 (0,114)	0,093* (0,052)
Viandes au naturel et oeufs	0,078 (0,079)	0,035 (0,092)	0,000 (0,097)	0,018 (0,122)	0,066 (0,151)	0,033 (0,155)	-0,060 (0,051)
Produits de la mer au naturel	-0,022 (0,030)	-0,053 (0,040)	-0,032 (0,040)	-0,062 (0,047)	-0,039 (0,055)	0,013 (0,057)	0,002 (0,024)
Produits de la mer transformés	0,068 (0,044)	0,059 (0,052)	0,074 (0,055)	0,031 (0,066)	0,053 (0,077)	0,045 (0,078)	0,016 (0,028)
Charcuterie	-0,042 (0,067)	0,013 (0,083)	-0,010 (0,090)	0,011 (0,102)	0,021 (0,114)	-0,039 (0,122)	0,048 (0,046)
Poissons et viandes panés	-0,047 (0,029)	-0,073** (0,033)	-0,041 (0,034)	-0,055 (0,044)	-0,090 (0,057)	-0,120* (0,062)	-0,041 (0,025)
Yaourts et fromages blancs	0,057 (0,094)	0,033 (0,115)	0,068 (0,117)	0,086 (0,139)	0,263 (0,170)	0,177 (0,167)	0,035 (0,048)
Fromages	-0,135 (0,166)	-0,268 (0,206)	-0,130 (0,187)	-0,234 (0,226)	-0,303 (0,301)	-0,135 (0,321)	0,029 (0,122)

Laits	-0,185** (0,085)	-0,229** (0,102)	-0,252** (0,107)	-0,185 (0,133)	-0,333** (0,161)	-0,185 (0,160)	0,077 (0,076)
Graisses animales et margarine	0,032 (0,047)	0,057 (0,061)	0,060 (0,059)	0,025 (0,068)	0,034 (0,081)	-0,051 (0,086)	0,001 (0,043)
Huiles	-0,060 (0,127)	0,008 (0,152)	-0,018 (0,171)	-0,085 (0,206)	-0,133 (0,221)	-0,183 (0,225)	-0,194* (0,104)
Sucre et sucreries	0,018 (0,078)	0,044 (0,096)	0,035 (0,101)	-0,034 (0,121)	-0,001 (0,136)	-0,068 (0,140)	-0,086 (0,062)
Pâtisseries et desserts	-0,041 (0,071)	-0,030 (0,084)	-0,049 (0,086)	0,045 (0,102)	-0,064 (0,124)	-0,155 (0,133)	-0,003 (0,044)
Produits de grignotages (snacks) gras et sucrés	-0,018 (0,083)	0,036 (0,094)	-0,031 (0,103)	-0,025 (0,122)	-0,025 (0,165)	0,273 (0,182)	0,020 (0,051)
Produits de grignotages (snacks) gras et salés	0,033 (0,074)	0,116 (0,086)	0,158* (0,090)	0,122 (0,104)	0,073 (0,135)	-0,210 (0,142)	-0,038 (0,037)
Plats préparés	-0,033 (0,063)	-0,121* (0,072)	-0,130* (0,077)	-0,075 (0,097)	-0,091 (0,117)	0,037 (0,126)	-0,037 (0,057)
Revenu	-0,008 (0,008)	-0,009 (0,010)	-0,014 (0,010)	-0,013 (0,012)	-0,007 (0,014)	-0,013 (0,014)	-0,008 (0,007)
Autres variables de contrôles	AGE, AGE <sup>2</sup> , log(REVEQREEL), BEBEHOM, CELIB, AUTRESMEN, niveaux d'éducation, NBPERS, NBPERS <sup>2</sup> , FRUITSLEG, APPRO ZEAT d'habitation (8 ZEATs), taille de l'unité de résidence (9 tailles), année (3 indicatrices).						

*Note* : écart-types entre parenthèses. \* = significatif au seuil de 10%, \*\* = significatif au seuil de 5%, \*\*\* = significatif au seuil de 1%.

*Tableau 5. Illustrations*

	<b>Femmes</b>		<b>Hommes</b>	
IMC	25	30	25	30
Taille	1,70	1,70	1,80	1,80
Poids	72.25	86.70	81.00	97.20
<b>Effet sur le poids (en kgs) d'une baisse de 10% du prix de...</b>				
Fruits et légumes au naturel	-1.42	-0.70	-1.27	-0.81
<b>Effet sur le poids (en kgs) d'une hausse de 10% du prix de...</b>				
Boissons sauf eau et alcools	-0.58	-1.19	-1.31	-1.12
Pâtisseries, desserts, snacks et plats préparés	-1.53	-0.81	0.01	-0.53
<b>Prévalence dans l'échantillon</b>	<b>Surpoids</b>	<b>Obésité</b>	<b>Surpoids</b>	<b>Obésité</b>
Prévalence initiale	37.3%	10.6%	53.2%	11.4%
Après variations de prix	27.4%	8.1%	43.9%	9.1%
Coût médical potentiellement évité (approximation)				