



Économie rurale

Agricultures, alimentations, territoires

341 | mai-juin 2014

341

Allégations nutritionnelles, consommation alimentaire et politiques de santé publique

Nutritional claims, consumer food and public health

Abdelwaheb Chaieb, France Caillavet, Véronique Nichèle et Louis-Georges Soler



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/4323>

DOI : 10.4000/economierurale.4323

ISSN : 2105-2581

Éditeur

Société Française d'Économie Rurale (SFER)

Édition imprimée

Date de publication : 15 mai 2014

Pagination : 41-62

ISSN : 0013-0559

Référence électronique

Abdelwaheb Chaieb, France Caillavet, Véronique Nichèle et Louis-Georges Soler, « Allégations nutritionnelles, consommation alimentaire et politiques de santé publique », *Économie rurale* [En ligne], 341 | mai-juin 2014, mis en ligne le 15 mai 2016, consulté le 20 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/4323> ; DOI : 10.4000/economierurale.4323

Allégations nutritionnelles, consommation alimentaire et politiques de santé publique

Abdelwaheb CHAIEB • Université de Cergy-Pontoise, THEMA, UMR 8184, CNRS, Cergy
abdelwaheb-chaieb@hotmail.fr

France CAILLAVET • **Véronique NICHÈLE** • **Louis-Georges SOLER** • INRA, UR1303, ALISS, Ivry-sur-Seine

Dans cet article, nous modélisons la demande alimentaire en présence d'allégations nutritionnelles associées aux produits. L'objectif est de répondre aux interrogations quant à l'efficacité d'utilisation de ces instruments et à l'égalité d'accès aux populations. Nous considérons le marché de petit-déjeuner en utilisant les données TNS-Worldpanel de 2004. Les résultats montrent que les produits avec allégations nutritionnelles semblent atteindre les ménages présentant un risque de santé. Mais les relations de substitution avec le reste de l'alimentation suggèrent quelques limites quant à l'efficacité de ces instruments. Une micro-simulation sur une éventuelle adaptation de la réglementation des allégations nutritionnelles montre que la taxation des produits avec des caractéristiques nutritionnelles faibles présente des effets ambigus sur la consommation globale de nutriments.

MOTS-CLÉS : *allégations nutritionnelles, microéconomie du consommateur, politiques alimentaires*

Nutritional claims, consumer food and public health

In this article we model the food demand with nutritional claims. Our goal is to answer questions about the effectiveness of using these instruments and equal access to populations. We consider the market for breakfast using the TNS Worldpanel-2004 data. The results show that products with nutritional claims seem to reach households at risk of health. But the substitution relationship with other foods suggest some limits on the effectiveness of these devices. A micro-simulation nutrition policies shows that a tax on products with low nutritional characteristics has ambiguous effects on the overall consumption of nutrients.

(JEL: D12, Q11, I18)

KEYWORDS: *nutritional claims, food policy, consumer behavior*

Les pathologies croissantes liées à l'alimentation, par exemple l'obésité, soulignent le besoin d'une politique publique d'alimentation. Jusqu'ici, les recherches sur les politiques alimentaires se sont intéressées à des politiques de prix, en particulier à la question de taxer les produits gras et sucrés. Néanmoins, les politiques d'information peuvent être un outil efficace. Les allégations nutritionnelles sont devenues un instrument important pour fournir aux consommateurs l'information au moment de l'achat, leur permettant de faire des choix nutritionnels appropriés. Une étude constate que les consommateurs trouvent les étiquettes nutritionnelles plus crédibles que la publicité (Mazis

et Raymond, 1997). Plus récemment, la Commission européenne a harmonisé les dispositions établies par la loi dans les États membres liée aux allégations nutritionnelles et de santé afin d'assurer le fonctionnement efficace du marché intérieur tout en fournissant un niveau élevé de protection des consommateurs (règlement EC 1924/2006). Dans cette optique, la nouvelle réglementation des allégations adoptée au niveau européen a pour objectif de protéger les consommateurs à travers différentes dispositions, qui visent à garantir que : une allégation sur un nutriment ne cache pas une dégradation du statut nutritionnel global du produit (introduction du système de profil nutritionnel) ; le produit

qui est revendiqué comme « allégé » ou « enrichi » se différencie de façon sensible de la forme standard (par exemple, par une réduction d'au moins 30 % pour un macronutriments).

Dans la littérature, très peu d'études ont pu estimer quantitativement la probabilité de choix des produits porteurs d'allégations, ou calculer des élasticités prix de la demande de ces produits. En France, les travaux ont porté sur des enquêtes qualitatives visant à comprendre les perceptions des consommateurs vis-à-vis des allégations (CLCV¹, 2004). En Europe, une revue de littérature sur les facteurs susceptibles d'être en lien avec les attentes des consommateurs vis-à-vis des allégations est donnée par Grunert et Wills (2007) et Grunert *et al.* (2010). Les facteurs individuels tels que l'âge, le sexe et les niveaux d'éducation y sont cités. Aux États-Unis, la littérature disponible porte plus particulièrement sur les déterminants de l'utilisation de l'étiquetage nutritionnel par les consommateurs et les impacts des divers types d'étiquetage sur les pratiques alimentaires. En matière de consommation de produits porteurs d'allégations, différents déterminants sont observés pour des produits alimentaires tels que le lait (Bonanno et Lopez, 2004 ; Brian, 1995 ; Kim et Douthitt, 2004 ; Robb *et al.*, 2006), les produits laitiers (Bogue et Ritson, 2006 ; Smed et Deigaard, 2002) et les céréales (Golub et Binkley, 2005). Parmi les déterminants des préférences pour les produits porteurs d'allégations nutritionnelles, on trouve l'âge (corrélé avec une plus grande probabilité de prendre en compte les informations sur la teneur en matière grasse et le contenu en cholestérol pour Coulson, 2000 ; Drichoutis *et al.*, 2006 ; Lin et Lee, 2004), le revenu et le niveau d'éducation

(Robb *et al.*, 2006 ; Golub et Binkley, 2005 ; Drichoutis *et al.*, 2006).

Cet article traite deux questions d'ordre public liées à l'implication des allégations nutritionnelles en matière d'efficacité d'utilisations et d'égalité d'accès aux populations. Pour la question d'efficacité : qui consomme les produits allégés et les allégations nutritionnelles atteignent-elles les personnes à risque de santé ? Les allégations nutritionnelles contribuent-elles à un meilleur régime alimentaire ? Quant à l'égalité d'accès à ces produits, nous remettons en cause l'impact des contraintes économiques sur l'utilisation des produits avec allégations nutritionnelles. Pour répondre à ces questions, nous devons mesurer les relations entre les produits avec et sans allégations nutritionnelles. Cela nécessite de modéliser la demande alimentaire et mettre au jour les réactions des consommateurs. L'évaluation des élasticités de demande peut être utile pour savoir l'impact de prix, et en particulier les prix relatifs sur le choix des produits plus ou moins favorable sur le plan nutritionnel.

Enfin, pour aller plus loin en termes de politiques de santé publique, nous réalisons des simulations sur la base des résultats obtenus et analysons l'effet d'une modification des prix (sous forme de la mise en place d'une TVA) *versus* caractéristiques des produits, induite par un changement de la réglementation des allégations sur les apports alimentaires et nutritionnels des ménages au sein de « l'espace petit-déjeuner ». Trois scénarios sont simulés : (1) une baisse de 5 points du prix des produits laitiers allégés ; (2) une augmentation de 5 points du prix des produits de biscuits et de viennoiseries ; (3) une baisse de 5 % de la teneur en lipides et glucides des produits de biscuits et de viennoiseries sans modification de leurs prix. Selon le scénario retenu, nous montrons que l'action par les prix a des effets ambigus sur les apports nutritionnels des ménages. La

1. Enquête consommation logement et cadre de vie (2004).

modification de la qualité des produits permet en revanche de cibler les nutriments dont on veut modifier la consommation comme les glucides ou les matières grasses par exemple.

Données et construction de l'espace petit-déjeuner

Nous utilisons les données des panels TNS Worldpanel 2004 (ex-SECODIP). La distinction entre les divers types de mentions est cependant difficile avec cette base de données dès lors que l'on cherche à disposer d'un nombre d'informations suffisant pour des traitements statistiques. Nous considérerons donc ces mentions globalement : un produit considéré comme « allégé » en sucre dans notre étude est un produit qui peut être « à teneur réduite en sucres », « sans sucre », « à faible teneur en sucres » ou « sans sucre ajouté ». Le panel TNS Worldpanel utilise un échantillon de ménages de consommateurs stratifié en deux strates : par région et par taille de commune. Il est complété par la méthode des quotas pour s'assurer d'une représentativité sociodémographique. Cette base de données contient de l'information sur les caractéristiques des ménages vivant en France (à l'exception de la Corse) et sur leur comportement d'achats de plusieurs biens de consommation. Les ménages enregistrent leurs achats alimentaires plusieurs fois par semaine tout au long de l'année. Ils indiquent la quantité et la dépense correspondante pour chaque article acheté. Les produits sont enregistrés à un niveau très fin.

Afin que l'effort demandé aux ménages demeure acceptable, les ménages sont répartis en deux sous-panels, également construits sur une base représentative. Chaque sous-panel enregistre les achats sur un ensemble restreint de produits frais (les fruits et les légumes frais dans l'un ; la viande, le poisson frais et le vin dans

l'autre). Dans cette étude, nous travaillons sur la base de données agrégées au niveau annuel. En 2004, les données ont été recueillies auprès de 4 651 ménages actifs. Les allégations commerciales, nutritionnelles et de santé, sont très diverses et font partie de la description du produit. Elles portent principalement sur les teneurs en sucre, en graisse, ou en sel. Par exemple : « sans sucre », « allégé en sucre », « allégé en matière grasse », « écrémé ». En 2004, date de nos données, les allégations présentes sur le marché concernent des produits *allégés* et non pas enrichis.

En France, comme dans d'autres pays développés, les consommateurs s'intéressent principalement à deux types d'allégations à savoir : graisses et sucre (Nielsen, 2005). Nous avons donc choisi de nous intéresser à une occasion de consommation, telle que le petit-déjeuner ou le goûter, qui permet d'analyser de manière cohérente un sous-ensemble de l'alimentation que nous avons dénommé « espace-petit-déjeuner ».

Hebel (2007) montre qu'à chaque type de repas sont associés des aliments particuliers. Ainsi, le petit-déjeuner et le goûter sont composés de boissons, produits laitiers, produits à base de céréales, produits sucrés, fruits frais, matières grasses. Le petit-déjeuner paraît donc particulièrement homogène. Selon cette étude, les aliments les plus consommés au petit-déjeuner par les adultes et les enfants recouvrent, hormis les boissons (chaudes, sans alcool et eaux), les produits laitiers suivants : lait nature et ultra frais laitier, et les produits céréaliers suivants : céréales du petit-déjeuner, pain-biscottes, viennoiseries, pâtisserie, biscuits sucrés. En outre, céréales du petit-déjeuner et viennoiseries sont fortement associées à cette occasion de consommation.

Pour mettre en perspective les produits avec allégations, nous avons choisi les deux groupes de produits les plus consommés au petit-déjeuner, produits laitiers et produits céréaliers, et introduisons en

outre quelques éléments de caractérisation nutritionnelle. Nous avons ainsi retenu un « espace petit-déjeuner » constitué des produits suivants : dans la catégorie des produits laitiers : lait, ultra frais laitier nature, ultra frais laitier aromatisé standard, dessert frais standard, formes allégées des desserts frais + ultra frais aromatisé ; dans la catégorie des produits céréaliers : pain, céréales petit-déjeuner, biscuits sucrés, viennoiserie.

Les produits de concurrence peuvent être différenciés sur des bases nutritionnelles. Pour capturer cette différenciation nutritionnelle, nous présentons deux variantes pour quelques produits : produits avec et sans allégations de santé (allégé et standard respectivement). En 2004, les allégations de santé présentes sur les produits petit-déjeuner concernent les teneurs en graisse (yaourts, fromage frais, desserts lactés). La version allégée représente entre 5,1 % (des desserts lactés) à 35,3 % (des yaourts) des quantités annuelles achetées d'un produit. Notez que la stratégie des firmes en termes de prix peut différer : le prix de la version allégée peut être inférieur à celle du produit standard. Mais dans la plupart des cas, les versions avec allégation de santé ont un prix plus élevé. Cette position est aussi bien influencée par le type de marque (distributeur ou producteur).

Modèle de demande alimentaire

Dans cet article, nous utilisons le modèle AIDS (*Almost Ideal Demand System*) développé par Deaton et Muellbauer (1980)². Les fonctions de demande AIDS exprimées en parts budgétaires sont données par :

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

2. Voir le modèle détaillé en annexe.

La part budgétaire observée d'un bien i (aussi appelé coefficient budgétaire) est donnée par :

$$w_i = \frac{p_i q_i}{x}$$

Avec p le prix unitaire du bien i , q la quantité achetée et x la dépense totale en produits de petit-déjeuner. $\ln a(p)$ un indice de prix et le paramètre μ mesurent l'effet de la dépense totale sur la part budgétaire. Par ailleurs, en introduisant le terme $\ln\left(\frac{x}{a(p)}\right)$ au lieu de $\ln x - \ln a(p)$ on fait dépendre les parts budgétaires de la dépense totale réelle. L'élasticité-dépense pour le bien i e_i mesure l'impact d'une variation de 1 % des dépenses en biens sur la consommation d'un bien :

$$e_i = \frac{\partial \log g_i(x, p)}{\partial \log x}$$

L'élasticité prix non compensée ou marshallienne mesure l'effet substitution et revenu du bien i par rapport au prix du bien j :

$$e_{ij} = \frac{\partial \log g_i(x, p)}{\partial \log p_j}$$

L'élasticité prix compensée ou hick-sienne permet de mesurer l'effet de substitution pur sur la demande de bien. Ainsi, la diminution du pouvoir d'achat entouré par l'augmentation des prix est compensée par un supplément de dépense :

$$e_{ij}^* = \frac{\partial \log h_i(u, p)}{\partial \log p_j}$$

Dans « l'espace petit-déjeuner » décrit plus haut, un ménage ne consomme pas tous les produits, mais seulement un sous-ensemble. Sa dépense, ou sa part budgétaire, est donc strictement positive pour les biens appartenant à ce sous-ensemble et nulle pour tous les autres. On observe ici deux comportements différents, d'une part la décision de consommer ou non, et d'autre part le choix de la quantité consommée pour les biens qui le sont. Or les modèles de demande ne permettent pas

en l'état d'identifier séparément ces deux comportements³.

Shonkwiler et Yen (1999) ont proposé une procédure en deux étapes qui consiste à estimer les équations du système de demande sur l'ensemble de l'échantillon (de ce fait les ménages participants ou non). Dans un premier temps, le ménage décide de faire partie ou non des consommateurs de petit-déjeuner :

$$d_{ih}^* = Z'_h \alpha_i + v_{ih}$$

$$d_{ih} = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{ih}^* > 0 \\ 0 & \text{si } d_{ih}^* \leq 0 \end{cases}$$

Pour $i=1, \dots, n$ et $h=1, \dots, H$. La variable observée est d_{ih} , elle décrit la décision de consommation des produits de petit-déjeuner (elle vaut 1 si le ménage consomme l'une des catégories de produits, 0 sinon) : la variable latente correspondante est d_{ih}^* . Z' est un vecteur de variables exogènes traduisant les caractéristiques sociodémographiques du ménage.

La deuxième étape consiste à modéliser la quantité consommée en s'appuyant sur le modèle Almost Ideal Demand System :

$$w_{ih}^* = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jh} + \mu_i \log \left(\frac{x_h}{p_h} \right) + \varepsilon_{ih}$$

Où w_{ih}^* est la part budgétaire allouée au produit i par le ménage h , p_{jh} est le prix du groupe d'aliment j pour le ménage h , x_h est la dépense globale du ménage h , p_h est l'indice de prix et α_i , γ_{ij} et μ_i sont des paramètres à estimer. Pour simplifier, on note X' le vecteur des variables exogènes donné ainsi :

$$X'_h = (1, (\log p_{jh})_{1 \leq j \leq n}, \log \left(\frac{x_h}{p_h} \right)) \text{ et}$$

$$\beta_i = (\alpha_i, (\gamma_{ij})_{1 \leq j \leq n}, \mu_i).$$

3. Différents modèles ont été développés pour permettre le traitement des données censurées. Pour plus de détail, voir Tobin (1958) et Heckman (1979).

La part de dépense observée w_{ih} est liée donc à la variable latente w_{ih}^* par l'équation

$$w_{ih}^* = X'_h \beta_i + \varepsilon_{ih} \text{ et } w_{ih} = d_{ih} w_{ih}^*$$

on suppose que ε_{ih} et v_{ih} sont des bruits blancs tels que $(\varepsilon_{ih}, v_{ih})$ suit une loi normale bivariée avec $Var(\varepsilon_{ih}) = \sigma_i$, $Var(v_{ih}) = 1$ et $Cov(\varepsilon_{ih}, v_{ih}) = \delta_i$. Le système d'équations AIDS est réécrit par Shonkwiler et Yen (1999) et donné par :

$$w_{ih} = \Phi(Z'_h \alpha_i, X'_h \beta_i + \delta_i \varphi(Z'_h \alpha_i) + \xi_{ih})$$

$$\text{où } \xi_{ih}^i = w_{ih} - E(w_{ih} | X_h, Z_h)$$

tel que $E(\xi_{ih}^i | X_h, Z_h) = 0$, où Φ et φ sont respectivement la fonction de répartition et de densité de loi gaussienne.

1. Variables à expliquer

Pour les neuf groupes d'aliments cités en haut, on estime la probabilité de participer au marché de chaque produit dans la 1^{re} étape. Les variables retenues sont des variables dichotomiques. En 2^e étape, les variables à estimer sont les neuf parts budgétaires des groupes de produits de l'espace petit-déjeuner.

2. Variables indépendantes

Les prix ne sont pas relevés dans l'enquête. Nous les estimons en divisant la dépense totale d'un bien pour un ménage donné par la quantité totale achetée pour ce même bien⁴.

Nous avons retenu les caractéristiques (âge, sexe, éducation) de la personne qui s'occupe des courses dans le ménage. TNS

4. Nous tenons compte de l'effet qualité dans le choix des produits et régressons l'écart entre la valeur unitaire et la moyenne de cette valeur par région/trimestre sur un ensemble de caractéristiques sociodémographiques : $X_i - \bar{X}_n = \sum_j b_{ij} D_{ij} + e_i$. Le prix estimé par ménage est calculé à partir du prix moyen par région/trimestre augmenté du résidu de la régression qui est supposé capturer la différence de prix due à d'autres facteurs que la qualité (voir Cox et Wohlgénant, 1986 ; Deaton, 1988 ; Lazaridis, 2003).

distingue le (ou la) panéliste qui s'occupe des achats du chef de famille. Il convient de préciser que 93 % des personnes en charge des achats alimentaires dans notre échantillon sont des femmes. Certaines variables peuvent capturer l'impact de la composition du ménage telle que la proportion des membres de la famille par classe d'âge (proportion 0-13, 14-24, 25-39, 40-65, > = 65 ans). Les effets régionaux sont captés par huit variables binaires, et une variable décrivant la taille de la commune de résidence du ménage. Le revenu est calculé par unité de consommation. Afin de distinguer les catégories de ménages à faible niveau de revenu, nous avons découpé cette variable en trois classes (seuil de pauvreté <774 euros en 2004, revenu médian <1 149,5 euros, revenu élevé > 1 149,5 euros).

Pour évaluer l'état de corpulence d'un individu, l'Indice de masse corporelle (IMC) est une mesure fiable. L'Organisation mondiale de santé (OMS) le définit comme le standard pour évaluer les risques liés au surpoids chez l'adulte. Il est calculé par le rapport entre le poids de l'individu (en kilo) et sa taille au carré (en mètre). À partir de seuils, la valeur de l'IMC permet de définir quatre grandes catégories de corpulence chez l'adulte. On parle d'un état de maigreur si cet indice est inférieur à 18.5. La corpulence de l'individu est normale si l'IMC est compris entre 18.5 et 24.9. En revanche, on parle d'un état de surpoids à partir d'un seuil de 25. Mais si l'IMC dépasse le seuil de 29.9, il s'agit là d'une accumulation excessive de masse corporelle ou obésité. Bien que l'IMC soit une méthode fiable pour une population adulte de 20 à 65 ans, il ne peut pas être utilisé néanmoins pour les femmes enceintes ou encore les athlètes. Nous nous intéressons dans le cadre de ce travail à l'IMC des membres du ménage pour identifier la population à risque de

santé. TNS enregistre le poids et la taille de chaque membre de la famille. Pour cela, nous prenons deux variables d'IMC. La première est celle de la personne responsable des achats au sein du ménage (normal, surpoids, obèse). La deuxième correspond à l'IMC le plus élevé parmi les autres membres de la famille qui peut influencer le choix du ménage (voir en annexe les statistiques par catégorie d'IMC, *tableaux 6 et 7*).

Résultats

1. La probabilité d'achat des produits de petit-déjeuner

Les facteurs socioéconomiques et démographiques sont déterminants sur la décision d'achat, et en particulier l'effet de la composition familiale et l'IMC. On relève en premier lieu l'association toujours négative d'un acheteur masculin avec la probabilité d'acheter tous les produits, y compris en version allégée. La présence de membres jeunes (jusqu'à 14 ans) est liée positivement à toutes ces consommations sauf dans le cas du lait, pain et biscuiterie, et cet effet se trouve relayé par l'association négative de membres adultes et/ou celle d'un âge croissant du responsable des achats. L'IMC du responsable d'achat dans le ménage (surpoids ou obésité) est lié positivement à la fois aux consommations d'ultras frais laitiers non allégés et aux versions allégées et négativement aux biscuits sucrés. Un environnement urbain est associé positivement à la consommation des produits les plus soutenus par le marketing alimentaire : desserts non nature, les versions allégées, les céréales de petit-déjeuner. On notera qu'à la différence des autres produits, la catégorie des allégés réagit à l'ensemble des variables sociodémographiques (voir en annexe, *tableau 8*).

2. Part budgétaire des produits petit-déjeuner

Élasticité dépenses

Globalement, les élasticité-dépenses obtenues sont statistiquement significatives et acceptables. Toutes les élasticité-dépenses sont significativement différentes de zéro. Les valeurs et le signe, positif, des élasticité sont conformes à la littérature. Nos élasticité vont de 0,60 pour les biscuits sucrés à 1,41 pour le lait et les céréales petit-déjeuner. Un certain nombre de produits sont plus sensibles à une variation du budget avec des élasticité supérieures à l'unité. Figurent notamment les produits laitiers (nature, aromatisés, allégés) et les céréales. Comme le montre le *tableau 1*, cela signifie, par exemple, que si le budget total affecté à « l'espace petit-déjeuner » augmente de 1 %, la quantité de lait consommée augmente de 1,41 % et celle des formes allégées de 1,18 %. Les aliments dont les élasticité-dépenses sont inférieures à 1 regroupent les biscuits, pain et desserts non allégés.

Élasticité prix

À la lecture du *tableau 2*, nous pouvons remarquer que toutes nos élasticité prix-directes non compensées sont négatives et statistiquement significatives. Les produits les plus sensibles aux variations de prix sont les produits allégés, avec une

élasticité-prix propre de -1,69, suivi des ultras frais laitiers aromatisés et nature (-1,57 et -1,30 respectivement). Les élasticité-prix sont les plus basses pour les biscuits (-0,94), le pain (-0,89) et les desserts non allégés (-0,93). Dans les autres cases du tableau, les valeurs donnent les élasticité-prix croisées : par exemple quand le prix de l'ultra frais allégé augmente de 1 %, la consommation de ce produit diminue de 1,69 %, mais celle des ultras frais laitiers nature augmente de 0,08 %.

D'une manière générale, beaucoup d'élasticité prix-croisés sont significativement différentes de zéro, avec des valeurs absolues en moyenne supérieures à 0,1. Cela signifie que les variations de prix entraînent des effets appréciables de substitutions et de complémentarités. Lorsque les élasticité-prix croisées sont négatives, on dit que les produits sont complémentaires. Par exemple, une augmentation du prix de l'ultra frais nature de 1 % entraîne une baisse de sa consommation de -1,30 % (élasticité prix-directes) et celle des céréales de petit-déjeuner de 0,35 % (élasticité prix-croisés) (parce que la baisse de la consommation d'ultra frais nature ne suffit pas à compenser la hausse de leur prix, ce qui induit aussi une baisse de la consommation de céréales, et/ou que ces deux produits sont consommés ensemble). Lorsque

Tableau 1. Élasticité dépense et revenu au sein de l'espace petit-déjeuner

		Élasticité dépense	Élasticité revenu
1	Lait (kg)	1,41***	0,31**
2	Ultra frais laitier nature (kg)	1,11***	0,24***
3	Forme allégée : UFLA+dessert (kg)	1,18***	0,26**
4	UFLA non allégé (kg)	1,23***	0,27**
5	Dessert non allégé (kg)	0,40***	0,09***
6	Pain (kg)	0,83***	0,18**
7	Céréales petit-déjeuner (kg)	1,41***	0,31**
8	Viennoiseries et pâtisseries industrielles (kg)	1,07***	0,24***
9	Biscuits sucrés (kg)	0,60***	0,13***

Notes : *, **, *** : significatif au taux de 10, 5, 1%, N=4651 ménages.

Source : TNS-2004.

Tableau 2. Élasticité-prix non compensées (effet substitution et revenu) – directes et croisées calculées au point moyen

	Lait	Ultra frais laitier nature	Forme allégée : UFLA+dessert	UFLA non allégé	Dessert non allégé	Pain industriel et préemballé	Céréale petit-déjeuner	Viennoiserie et pâtisserie	Biscuit sucré
Lait (en kg)	-1,08***	-0,03	-0,02	0,03	0,06**	-0,02	-0,11***	0,00	-0,13***
Ultra frais laitier nature (en kg)	0,02	-1,30***	0,08**	0,15***	0,09***	-0,02	-0,16***	0,04	0,00
Forme allégée : UFLA+dessert (en kg)	-0,01	0,11*	-1,69***	-0,02	0,22***	0,09**	0,06	0,11*	-0,05
UFLA non allégé (en kg)	0,09	0,20***	-0,02	-1,57***	0,01	0,02	0,04	-0,07	0,07
Dessert non allégé (en kg)	0,08*	0,21***	0,22***	0,08**	-0,93***	-0,03	0,05*	-0,02	-0,06
Pain (en kg)	0,05	0,01	0,13***	0,07*	-0,09***	-0,89***	0,00	-0,12***	0,03
Céréale petit-déjeuner (en kg)	-0,27***	-0,35***	0,05	0,03	-0,02	-0,05	-1,11***	0,17***	0,13**
Viennoiserie et pâtisserie industrielle (en kg)	0,06*	0,04	0,08**	-0,03	-0,09***	-0,09***	0,12***	-1,20***	0,03
Biscuit sucré (en kg)	0,00	0,07***	0,02	0,10***	-0,07***	0,03*	0,11***	0,09***	-0,94***

Notes : *, **, *** : significatif au taux de 10, 5, 1 % respectivement, N=4651 ménages.

Source : TNS-2004.

les élasticité-prix croisées sont positives, on dit que les produits sont substituables. Par exemple, une augmentation du prix de l'ultra frais nature entraîne une baisse de la consommation de ce produit, mais aussi une hausse de la consommation de desserts frais non allégés.

Les relations mises en évidence par les substitutions et complémentarités conduisent à distinguer deux sous-ensembles d'aliments : un premier sous-ensemble est constitué par des associations de complémentarité entre produits laitiers et céréales. Quand le prix de ces produits laitiers augmente, leur consommation diminue ainsi que la consommation des produits céréaliers associés ; un second ensemble est centré sur le groupe biscuiterie-viennoiserie, auquel est associé, de façon complémentaire, le groupe des desserts non allégés. Quand le prix des desserts non allégés augmente, la consommation de biscuits et de viennoiserie diminue simultanément (*idem* si les prix des desserts frais non allégés diminuent).

Ces deux sous-ensembles de produits complémentaires s'opposent entre eux par des relations de substitution. Ainsi, la consommation des produits dessert non

allégés s'oppose aux produits laitiers : si le prix des produits laitiers diminue, la consommation du lait augmente, mais celle de desserts non allégés diminue. Lorsque l'on se focalise sur le statut des produits laitiers allégés dans cet ensemble, il faut noter que leur consommation fait l'objet d'un arbitrage avec des produits inclus dans ces deux sous-ensembles. Ils sont substituables avec les ultras frais laitiers nature d'un côté, et aux desserts non allégés et aux viennoiseries à l'autre extrême des recommandations nutritionnelles. Cela permet d'étayer l'hypothèse d'effet pervers de la consommation de produits allégés.

Effets des variables sociodémographiques

Après avoir identifié ces relations de substitution et de complémentarité entre produits (voir en annexe, tableau 9), il nous faut maintenant préciser comment les parts de dépense consacrées à chaque produit peuvent être associées aux caractéristiques des consommateurs. Le lait, céréales et biscuits sont les consommations des ménages comportant des jeunes membres, tandis que les adultes sont associés à la consommation d'ultra frais nature. Le fait d'habiter dans une commune urbaine

est lié négativement à la part budgétaire consacrée au lait. On relève une association significative avec le niveau de diplôme. Le coefficient budgétaire des ultras frais nature, des céréales augmente avec un diplôme élevé, mais diminue lorsqu'il s'agit de la biscuiterie et de la viennoiserie qui sont considérés comme des choix moins « sains » sur le plan nutritionnel. L'effet du statut pondéral est différent selon les groupes d'aliments. La présence de membres en surpoids est associée à une part budgétaire supérieure des desserts non allégés, mais à une part inférieure des ultras frais nature. Il est intéressant de noter que l'effet des variables sociodémographiques sur la consommation des formes allégées est entièrement capté au niveau de la décision d'achat dans la première étape d'estimation.

Simulation de politiques nutritionnelles

Les analyses présentées dans la première partie de ce travail permettent de mettre en évidence plusieurs éléments déterminant l'achat de produits avec allégations et leur place dans le schéma des substitutions/complémentarités au sein de « l'espace petit-déjeuner ». On veut ici tester l'effet d'une modification des prix ou des caractéristiques des produits induite par une modification de la réglementation des allégations, sur les apports alimentaires et nutritionnels des ménages au sein de cet espace de consommation.

Le premier scénario, à savoir l'action par les prix des produits porteurs d'allégations nutritionnelles, consiste à faire émerger des catégories d'aliments présentant de bonnes propriétés nutritionnelles, suffisamment différenciées des produits standard pour donner de réelles garanties aux consommateurs (et donner lieu à une information spécifique des consommateurs).

La question ici est celle du bon positionnement de ce segment du point de vue collectif : très fortement différencié du produit standard, il peut revendiquer une forte qualité nutritionnelle, mais il risque de toucher peu de consommateurs ; faiblement différencié du produit standard, il peut toucher un grand nombre de consommateurs (ce sont des produits à fortes élasticités prix), mais sa qualité nutritionnelle est moindre.

Le deuxième scénario d'action par les prix des produits contributeurs à la consommation de nutriment jugés négativement sur le plan nutritionnel est clairement l'objet de la taxe nutritionnelle, qui vise par une augmentation des prix de certaines catégories d'aliments à déplacer les achats des consommateurs vers des produits présentant des caractéristiques jugées plus favorables du point de vue de la santé publique.

Enfin, l'action par les caractéristiques nutritionnelles de l'offre alimentaire consiste à faire évoluer la qualité nutritionnelle de l'offre alimentaire de l'ensemble d'une catégorie d'aliments (et non pas celle de segments particuliers comme les produits bénéficiant d'allégations). C'est le sens dans lequel s'inscrivent les actions portées par les pouvoirs publics et les entreprises dans le cadre des chartes d'engagement volontaire. La cible d'amélioration peut être plus ou moins ambitieuse, mais il est clair qu'une forte modification des caractéristiques peut induire des coûts supplémentaires (liés aux procédés de fabrication, ou à d'éventuelles pertes de marché du fait d'un détournement des consommateurs). On peut cependant supposer que, dès lors que cette amélioration s'inscrit dans le cadre d'engagements volontaires, les impacts sur les coûts doivent être modérés et ne pas affecter trop fortement les prix.

Encadré 1. Méthodologie de la micro-simulation

Le changement des taux de TVA selon les différents taux entraîne des variations des prix auxquels sont confrontés les consommateurs. La méthode consiste à évaluer ces variations de prix et leur influence sur la dépense des ménages. Nous utilisons les résultats du modèle économétrique estimé dans la première partie pour calculer les effets des variations de prix sur les parts budgétaires des ménages. Le calcul des coefficients budgétaires après réforme permet de remonter aux dépenses pour examiner l'impact des changements de taxes sur la dépense totale des ménages.

Comme les taux de taxation n'entrent pas explicitement dans le modèle, mais seulement à travers leurs effets sur les prix, les réformes sont traduites par les variations de prix qu'elles impliquent. On suppose donc que les prix de détail reflètent totalement les changements de taxation ou encore que les réformes de la fiscalité indirecte sont entièrement supportées par les consommateurs. Nous avons supposé que les prix HT restaient inchangés après une modification des taxes. Il se peut que le producteur absorbe une partie de la hausse du prix TTC résultant d'une hausse du taux de taxation. Tout dépend du rapport des élasticités prix d'offre et de demande. On peut définir pour les 9 groupes de biens un taux de répercussion de la variation de taxe en variation de prix. Lorsque ce taux vaut 1, toute la variation est reportée sur le consommateur et lorsqu'il vaut 0, le producteur la supporte intégralement. Dans notre application, nous avons retenu un taux de répercussion égal à 1. (Pour plus de détails, voir les travaux de Besley et Rosen [1999] pour les États-Unis et de Carbonnier [2007] pour la France.)

Deux formes principales de taxes indirectes existent en France. La TVA s'applique sur la plupart des produits et peut être définie comme un ajout proportionnel au prix hors taxes ou prix à la production. Des changements des taux de TVA impliquent donc directement des changements dans les indices de prix. Par ailleurs, certains produits, comme les boissons alcoolisées, le tabac et les produits pétroliers sont soumis à un impôt particulier appelé droit d'accise. Le droit d'accise est spécifique à chaque produit et se mesure comme un montant forfaitaire par unité de quantité. Dans notre exemple, les 9 groupes

de produits ne sont pas soumis à cet impôt.

Pour faciliter la définition de la réforme et de façon à ajuster les indices de prix durant la simulation, soit un bien quelconque soumis à un taux de TVA t , le prix p à la période 1 est donné par :

$$p_i^1 = p_i^0 (1 + t_i^1) \quad i = 1, \dots, 9$$

Avant de procéder à la micro-simulation, nous passons par une étape préliminaire consistant à calculer l'erreur de prédiction du coefficient budgétaire dans la situation initiale. En effet, dans cette situation, on peut utiliser les parts de dépenses qui ressortent de l'enquête ou les parts prédites par le modèle estimé. La comparaison de ces coefficients révélant certaines différences, on a opté pour l'utilisation des parts observées auxquelles on a apporté une légère modification. L'erreur de prédiction est décomposée en deux éléments. Le premier élément est la part du coefficient budgétaire expliquée dans le modèle par les caractéristiques individuelles et tous les facteurs autres que les prix et la dépense réelle. Le deuxième élément est la part du coefficient budgétaire qui n'est pas expliquée par le modèle et qui est plus couramment décrite par le résidu. On peut l'écrire comme suit :

$$\hat{\varepsilon}_i = w_i^0 - \hat{w}_i(p^0, x^0)$$

où $\hat{\varepsilon}_i$ est l'erreur de prédiction, w_i^0 est la part de dépense du groupe i issue de l'enquête TNS et \hat{w}_i est la part de dépense expliquée par les prix p^0 et la dépense réelle x^0 . Après le calcul de l'erreur de prédiction pour chaque ménage et pour chaque équation, nous simulons les dépenses avant et après réforme. L'exposant m indiquant la situation étudiée ($m = 0$ dans la situation initiale, $m = 1$ dans la situation finale), le programme déduit de la dépense totale y^m , la dépense réelle x^m . Cette dernière associée au vecteur des prix, aux paramètres estimés et à l'erreur de prédiction de la situation initiale permet la prédiction des parts de dépenses w_i^m selon l'expression suivante :

$$w_i^m = \hat{w}_i(p^m, x^m) + \hat{\varepsilon}_i$$

En utilisant la dépense totale, les coefficients budgétaires prédits sont transformés en dépenses E_i^m , pour chacun des neuf groupes de biens.

1. Impacts du seuil des allégations

Comme nous l'avons vu plus haut, les produits avec allégations sont très sensibles aux variations de prix. On peut s'interroger sur l'effet d'une baisse de leurs prix sur les apports nutritionnels des ménages. Le *tableau 3* présente les résultats du premier scénario qui repose sur une baisse de prix de 5 % des produits laitiers allégés.

Globalement, l'effet d'une baisse du prix des produits allégés sur la consommation des nutriments est faible. Par exemple, la consommation des acides gras saturés dans l'espace « petit-déjeuner » diminue de 0,21 %. On peut constater que cette légère diminution est due à la baisse des quantités consommées des produits laitiers et de la biscuiterie. Par ailleurs, on remarque une légère augmentation de la prise globale en sucres de l'ordre de 0,15 % qui est due à la hausse de la consommation des desserts frais de 1,02 %. Ainsi, la baisse du prix des produits allégés a des effets ambigus quant aux bénéfices de la prise globale de nutriments.

L'effet positif, au moins sur la consommation des lipides, d'une baisse de prix

des produits allégés conduit à s'interroger sur le niveau de la contrainte à imposer pour pouvoir revendiquer l'usage d'une allégation nutritionnelle. Ce niveau n'est pas sans conséquence du point de vue industriel. Ainsi, en imposant un écart important, on crédibilise l'allégation pour le consommateur et on lui garantit un produit clairement différencié du produit standard. En même temps, si l'on admet que le coût de fabrication est d'autant plus élevé que la contrainte est exigeante, on risque d'induire un écart de prix élevé entre la forme allégée (ou enrichie) et la forme standard, ce qui peut limiter la cible des consommateurs atteints. Faut-il alors privilégier un produit « allégé » très différencié de la forme standard, mais beaucoup plus cher et donc touchant moins de consommateurs, ou un produit dont l'allégation repose sur une contrainte moins exigeante, mais avec un prix plus faible et pour une cible de consommateurs plus large ?

Une option pourrait être de créer, en complément des allégations actuelles, un niveau d'allégations « intermédiaires »

Tableau 3. Effet d'une modification des prix sur les quantités consommées et la prise globale de nutriments

Variation des quantités consommées (en %)	Baisse de 5 % du prix allégé
Lait (kg)	-0,05
Laitier nature (kg)	-0,47
Forme allégée (kg)	9,00
Aromatisé (kg)	0,03
Dessert frais (kg)	1,02
Pain (kg)	0,66
Céréales (kg)w	-0,36
Viennoiserie (kg)	-0,37
Biscuit (kg)	-0,05
Variation de la prise globale de nutriments (en %)	
Protides (g)	0,16
Glucides (g)	-0,04
Sucres (g)	0,15
Fibres (g)	-0,33
Lipides (g)	-0,17
Acides gras saturés (g)	-0,21

Note : N=4651 ménages.

Source : les auteurs.

Tableau 4. Effets de la baisse du prix des produits allégés sous diverses hypothèses de variation de leurs caractéristiques

Baisse de prix (euro/kg)	-5 %					-10 %					-15 %					
	0%	+5%	+10%	+15%	0%	+5%	+10%	+15%	0%	+5%	+10%	+15%	0%	+5%	+10%	+15%
Taux de variation des caractéristiques																
Variation consommation des lipides (g)	-0,17 %	-0,12 %	-0,07%	-0,03%	-0,34%	-0,29%	-0,24%	-0,19%	-0,51%	-0,46%	-0,4%	-0,34%				
Variation consommation des acides gras saturés (g)	-0,21 %	-0,19 %	-0,18%	-0,17%	-0,42%	-0,41%	-0,39%	-0,38%	-0,65%	-0,63%	-0,62%	-0,6%				
Variation consommation des glucides (g)	-0,04 %	0,12 %	0,28%	0,45%	-0,06%	0,12%	0,3%	0,47%	-0,05%	0,14%	0,34%	0,53%				

Notes : N=4651 ménages ; augmentation de 5 à 15 % des teneurs en nutriments considérés.

Source : les auteurs.

permettant de revendiquer une moindre diminution (ou addition) d'un nutriment (et donc de relever la qualité nutritionnelle d'une partie des produits standards à un moindre niveau que celui imposé par le régime actuel des allégations). Pour estimer les impacts de cette démarche, il faudrait formuler des hypothèses quant à la fraction des catégories « biscuits », « desserts frais » ou « produits laitiers aromatisés » qui pourrait revendiquer ce niveau d'allégation intermédiaire. Nous n'avons pas assez d'éléments d'information pour le faire ici. En outre, il faudrait disposer des fonctions de production permettant de connaître la relation entre caractéristiques nutritionnelles et coût de production (et prix si l'on suppose que la transmission se fait parfaitement).

Ne disposant pas de ces éléments dans le cadre de ce travail, nous nous sommes limités à évaluer les impacts d'une modification des caractéristiques des produits allégés tels qu'ils sont identifiés sur les données disponibles. Là encore, nous faisons une hypothèse réductrice : nous supposons que les élasticités-prix restent identiques, quand bien même les exigences pour revendiquer une allégation sont modifiées. Dans ce cadre, nous avons examiné les effets induits sur les apports nutritionnels de divers scénarios combinant des baisses de prix, plus ou moins importantes, des produits allégés, avec des augmentations, plus ou moins fortes, des teneurs en lipides ou glucides de ces produits (ce que l'on peut assimiler à un relâchement de la « contrainte » réglementaire mise sur le différentiel entre le produit standard et le produit bénéficiant de l'allégation).

Les résultats des simulations sont donnés dans le *tableau 4*. À la lecture de ce tableau, on remarque que globalement la consommation de caractéristiques (lipides, acides gras saturés et glucides) est croissante avec le prix. Par exemple, la consommation de lipides diminue de - 0,17 % et de - 0,51 %

quand le prix baisse de - 5 % et - 15 % respectivement, et cela sans modification de leurs caractéristiques. Par ailleurs, quelle que soit la baisse de prix, la baisse de la consommation de caractéristiques est plus importante quand la contrainte est moins relâchée. Surtout, il ressort que pour atteindre une réduction de consommation de lipides d'environ 0,5 % sur « l'espace petit-déjeuner », il faut, pour un relâchement de la contrainte sur les allégations de 5 %, que celle-ci se traduise par une baisse du prix des allégés de 15 %. Si la baisse de prix est plus faible, la diminution de la qualité nutritionnelle du produit n'est pas compensée par la croissance de sa consommation (liée à la baisse de prix). À l'inverse, si la baisse de prix est à ce niveau, mais que la teneur en lipides ou en glucides augmente de plus de 5 %, l'effet positif de la baisse de prix est absorbé par la trop forte diminution de la qualité nutritionnelle du produit.

Compte tenu des limites signalées plus haut, les valeurs données ici doivent être considérées avec précaution. Elles montrent clairement, néanmoins, que la fixation de la contrainte en matière d'allégation doit prendre en compte plusieurs effets : si la contrainte diminue (ce qui veut dire un différentiel qualitatif moins fort par rapport à la forme standard), la part de lipides associés à la consommation de produits allégés a tendance à augmenter. En même temps, les coûts de fabrication pouvant être plus faibles, une baisse de prix est possible, ce qui favorise la consommation de ces produits allégés. Enfin, la baisse du prix peut réduire le chiffre d'affaires du secteur si les variations positives en volumes ne suffisent pas à compenser la baisse du prix. L'éventuelle adaptation de la réglementation devrait pouvoir tenir compte de ces divers effets dont le bilan établi ici semble indiquer que des marges de manœuvre existent pour utiliser le levier d'action des allégations à des fins d'amélioration des consommations sur le plan nutritionnel.

Tableau 5. Impact des différents scénarios de politiques nutritionnelles sur la consommation annuelle de produits et de nutriments

Variation des quantités consommées (en %)	Baisse de 5 % du prix des produits allégés	Hausse de 5 % du prix des produits de viennoiseries	Hausse de 5 % du prix des biscuits	Baisse de 5 % des teneurs en lipides ou en glucides de la viennoiserie	Baisse de 5 % des teneurs en lipides ou en glucides des biscuits
Lait (kg)	-0,05	0,23	-0,32	-	-
Laitier nature (kg)	-0,47	0,3	0,06	-	-
Forme allégée (kg)	9	0,62	-0,08	-	-
Aromatisé (kg)	0,03	-0,21	0,36	-	-
Dessert frais (kg)	1,02	-0,6	-0,9	-	-
Pain (kg)	0,66	-0,76	-0,01	-	-
Céréales (kg)	-0,36	1,03	0,86	-	-
Viennoiseries (kg)	-0,37	-5,65	0,29	-	-
Biscuits (kg)	-0,05	0,29	-4,8	-	-
Variation de la prise globale de nutriments (en %)					
Protides (g)	0,16	-0,35	-0,42	-	-
Glucides (g)	-0,04	-0,99	-0,87	-0,91	-0,97
Sucres (g)	0,15	-0,8	-0,87	-	-
Fibres (g)	-0,33	-1,04	-0,54	-	-
Lipides(g)	-0,17	-1,18	-1,06	-1,12	-1,10
Acides gras saturés (g)	-0,21	-0,81	-1,1	-0,81	-1,12

Note : N=4651 ménage

Source : les auteurs.

2. Les effets d'une taxation des produits de biscuits et de viennoiseries

Dans le *tableau 5* sont donnés les résultats de simulation des différents scénarios. À première vue, les trois types d'actions vont globalement dans le bon sens du point de vue des impacts de santé publique. Les résultats sont cependant ambigus quand l'action porte sur les prix, puisque la modification du prix d'une catégorie d'aliments peut avoir, d'un point de vue nutritionnel, des effets positifs sur certains nutriments et négatifs sur d'autres. Par exemple, l'augmentation de 5 % du prix de la viennoiserie ou des biscuits entraîne une baisse

de la prise globale en lipides, mais aussi une baisse de la consommation de fibres. Cela s'explique par le fait que la baisse des quantités consommées de viennoiseries et de biscuits est plus importante que le report sur les céréales. Cependant, on peut remarquer que la diminution de 5 % des teneurs en lipides de la viennoiserie entraîne une baisse de la prise globale des lipides dans « l'espace petit-déjeuner » de l'ordre de 1,12 %. La tendance reste vraie pour les glucides et les acides gras saturés. Cette action sur les caractéristiques a donc, toutes choses étant égales par ailleurs, les mêmes effets positifs qu'une hausse des

prix de la viennoiserie ou des biscuits, mais elle n'a pas les mêmes effets négatifs comme la diminution de la consommation de fibres par exemple.

*

**

Cet article s'est proposé de faire le point, dans le cas français, sur l'usage des produits avec allégations et ses possibles conséquences nutritionnelles à travers l'étude de quelques cas de produits types alléguant une réduction de sucres ou de matière grasse. D'une manière générale, les allégations semblent assez bien remplir leur rôle d'information et atteindre les cibles de ménages à risques appréhendés ici par leur statut pondéral : ainsi, les ménages avec des membres obèses ou en surpoids ont de plus grandes probabilités d'achat des formes allégées. Au sein de « l'espace petit-déjeuner », les achats de produits laitiers allégés sont très sensibles aux variations de prix et assez sensibles aux variations de budget. Pour autant, leur impact sur le plan nutritionnel, qui dépend de la relation de substitution/complémentarité avec le reste de l'alimentation, paraît moins garanti. L'hypothèse d'une compensation qui signifie qu'une consommation accrue des produits « allégés » peut induire une consommation accrue des produits jugés moins favorables sur le plan nutritionnel (par un effet d'alibi) n'était pas exclue dans le cas des personnes à statut pondéral élevé. De tels phénomènes de compensation pouvaient donc amoindrir les éventuels effets « bénéfiques » de la consommation de ces produits sur cette catégorie de population.

Les résultats de notre exercice de micro-simulation sur les effets de divers scénarios de modification de prix *versus* caractéristiques des produits montrent que la taxation des prix a des effets ambigus sur les apports nutritionnels des ménages. La modification du prix d'une catégorie d'aliments peut avoir, d'un point de vue nutritionnel, des impacts positifs sur certains nutriments et négatifs sur d'autres. La modification de la qualité des produits permet en revanche de cibler les nutriments dont on veut modifier la consommation comme les glucides ou les matières grasses par exemple. Ces résultats confirment l'impact des produits porteurs d'allégations nutritionnelles et conduisent à considérer comme prioritaires les stratégies d'intervention visant la mobilisation de secteurs industriels dans le cadre d'engagements volontaires. Ces chartes d'engagement visent une amélioration de la qualité nutritionnelle de l'ensemble des produits du secteur (pour autant, bien sûr, que l'objectif d'amélioration ne soit pas trop faible). Le développement des produits avec allégations, et leur bon positionnement qualité/prix, constitue une voie d'action complémentaire, mais dont l'impact attendu sur les consommations totales devrait être plus faible. ■

Les auteurs remercient François Gardes (Université de Paris I), Jean-François Huneau (AgroParisTech) pour leurs commentaires, et Christine Boizot (INRA-ALISS) pour son aide dans la collecte des données. Ce travail a bénéficié d'un financement DGAL (Direction générale de l'alimentation, ministère de l'Agriculture, France).

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Besley T. J., Rosen H. S. (1999). Sales taxes and prices: an empirical analysis. *National Tax Journal*, vol. 52, n°2, p. 157-178.
- Bogue J., Ritson C. (2006). Integrating consumer information with the new product development process: the development of lighter dairy product. *International Journal of Consumer Studies*, n°30, p. 44-54.
- Bonanno A., Lopez A. (2004). Private labels, Retail Configuration, and Fluid Milk Prisses. *Food Marketing policy Center, Research Report*, n°82.
- Brian W. Gould (1995). Factors Affecting U.S. Demand for Reduced-Fat Milk. *Agricultural Economics, Staff paper series*, n°386.
- Caillavet F. (2005). Poverty and fat consumption: education poor or income poor? *Food Economics*, vol. 2, n°3-4, p. 191-204.
- Carbonnier C. (2007). L'impact de la fiscalité sur la participation des conjoints au marché du travail. Paris, *DGTPE, Working Paper*, n°2007/05.
- Coulson N. S. (2000). An application of the stages of change model to consumer use of food labels. *British Food Journal*, vol. 102, p. 661-668.
- Cox T. L., Wohlgenant M. K. (1986). Price and quality effects in cross-sectional demand analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, n°68, p. 908-919.
- Darmon N., Ferguson E., Briand A. (2003). Do economic constraint encourage the selection of energy dense diets. *Appetite*, vol. 41, p. 315-322.
- Deaton A., Muellbauer J. (1980). An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, vol. 70, p. 312-326.
- Deaton A. S. (1988). Quality, quantity and spatial variation of price. *American Economic Review*, n°78, p. 418-430.
- Drichoutis A. C., Lazaridis P., Nayga J. (2006). Consumers use of nutritional labels: a review of research studies and issues. *Academic Marketing Science Review*.
- Golub A., Binkley J. (2005). *Consumer Choice of Breakfast Cereals*. JEL: consumer demand, healthy food, Breakfast Cereals, Departement of Agricultural Economics, Purdue University.
- Grunert K. G., Wills J. M. (2007). A review of European research on consumer response to nutrition information on food labels. *Journal of Public Health*, vol. 15, p. 385-399.
- Grunert K. G., Josephine M. Wills, Fernandez-Celemin L. (2010). Nutrition knowledge, and use and understanding of nutrition information on food labels among consumers in the UK. *Appetite*, vol. 55, p. 177-189.
- Hebel P. (dir.) (2007). *Comportements et consommations alimentaires en France*. Paris, Lavoisier.
- Heckman J. (1979). Sample Selection bias as a specification error. *Econometrica*, n°47, p. 153-163.
- Kim S., Douthitt A. (2004). The role of dietary information in women's whole milk and low-fat milk intakes. *International Journal of Consumer Studies*, vol. 28, p. 245-254.
- Lazaridis P. (2003). Household meat demand in Greece: A demand systems approach using microdata. *Agribusiness*, vol. 19, p. 43-59.
- Lin C. T., Lee J. Y., Yen S. (2004). Do dietary intakes affect search for nutrient information on food labels? *Social Sciences and Medicine*, vol. 59, p. 1955-1967.
- Mazis B., Raymond M., (1997). Consumer Perceptions of Health Claims in Advertisements and on Food Labels. *Journal of Consumer Affairs*, vol. 31, n°1, p. 10-26.
- Nielsen A. C. (2005). *Fat content of most concern to US consumers when shopping for food, according to AC Nielsen*. <http://us.nielsen.com/news/20050727.shtml>
- Robb A., Reynolds M., Abdel-Ghany M. (2006). Consumer preference among fluid milks: low-fat vs. high-fat milk consumption in the United States. *International Journal of Consumer Studies*, vol. 31, Issue 1, p. 90-94.
- Shonkwiler J. S., Yen S. (1999). Two-Step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, n°81, p. 972-982.

Smed S., Dejgaard J. (2002). Demand for low-fat dairy products – demand for healthiness or taste ? *Report, Danish Research Institute of Food Economics*.

Tauchmann H. (2005). Efficiency of two-step estimators for censored systems of

equations: Shonkwiler and Yen reconsidered. *Applied Economics*, n°37, p. 367-374.

Tobin J. (1958). Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Econometrica*, vol. 26, p. 24-36.

ANNEXES

Encadré 2. Détail du modèle de demande

Les équations du système de demande AIDS sont issues d'une spécification de la fonction de coût. Cette fonction que retiennent Deaton et Muellbauer (1980) est la fonction PIGLOG (Price-Indépendant Generalized Logarithmic) suivante :

$$\log c(u, p) = (1 - u) \log [a(p)] + u \log [b(p)]$$

où u est un niveau d'utilité spécifique, et $a(p)$ et $b(p)$ sont des fonctions linéaires des prix p . Pour des raisons de flexibilité et pour que les fonctions de demande aient les bonnes propriétés, les formes fonctionnelles choisies pour les agrégats de prix sont les suivantes :

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

$$\log b(p) = \log a(p) + \mu_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\mu_i}$$

où p_i est le prix du bien i , et les α_i , β_i et γ_{ij} sont les paramètres qui assurent la flexibilité de la fonction de coût qui s'écrit donc :

$$\log c(u, p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_i \log p_j + u \mu_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\mu_i}$$

Pour que cette fonction soit homogène de degré 1 en p , il convient d'imposer les restrictions suivantes :

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \text{ et } \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \mu_i = 0$$

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

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \mu_i u \mu_0 \prod_{j=1}^n p_j^{\mu_j}$$

$$\text{Avec } \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij} + \gamma_{ji})$$

À l'optimum, la dépense totale x est 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 :

$$u = \psi(x, p) = \frac{\ln x - \ln a(p)}{\mu_0 \prod_{j=1}^n p_j^{\mu_j}}$$

On obtient ainsi la formule finale des fonctions de demande AIDS exprimées en parts budgétaires. 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, les demandes hicksiennes et marshalliennes doivent être égales à la dépense totale :

$$x = \sum_{i=1}^n p_i q_i \Leftrightarrow x = \sum_{i=1}^n p_i h_i(u, p) = \sum_{i=1}^n p_i g_i(x, p)$$

La contrainte d'additivité implique également que la somme des propensions marginales à consommer 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 en p et x . La multiplication du prix et de dépense totale par un même scalaire λ n'affecte pas le programme de maximisation de l'utilité sous contrainte budgétaire :

$$\forall \lambda > 0, g_k(\lambda x, \lambda p) = g_k(x, p)$$

- *Symétrie*

La contrainte de symétrie impose que les dérivées croisées des fonctions de demande hicksienne soient symétriques par rapport aux prix.

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

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

- *Négativité*

La contrainte de négativité implique que, compte tenu de la concavité de la fonction de coût, les termes sur la diagonale de la matrice de substitution (appelée également matrice de Slutsky), ou les élasticités prix-directes, sont négatifs. La matrice de Slutsky doit donc être semi-définie négative.

$$\frac{\partial h_i}{\partial p_j} \leq 0$$

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 de ce bien.

Dans notre travail, la méthode Shonkwiler & Yen soulève des difficultés économétriques et sa mise en œuvre se révèle délicate au niveau de la prise en compte des contraintes spécifiques aux modèles de demande. Dans le modèle AIDS, la contrainte d'additivité n'est pas intégrée dans la méthode Shonkwiler & Yen. Cette restriction est traduite par :

$$\forall h \sum_{i=1}^n w_{ih} = 1.$$

Pour estimer le modèle en prenant en compte cette contrainte, nous avons suivi Tauchmann (2005) et Caillavet (2005) pour estimer le système de demande en trois étapes :

- 1^{re} étape : nous estimons le modèle sur les données censurées équations par équations :

$$w_{ih} = X'_h \beta_i + \lambda_i \frac{\varphi(Z'_h \hat{\alpha}_i)}{\Phi(Z'_h \hat{\alpha}_i)} + \eta_{ih}, h=1, \dots, H,$$

pour obtenir l'estimateur du moindré carré $\tilde{\beta}_i$ de β_i .

- 2^e étape : en introduisant les parts budgétaires on obtient :

$$1 - \sum_{i=1}^n \Phi(Z'_h \hat{\alpha}_i) X'_h \beta_i = \sum_{i=1}^n \delta_i \varphi(Z'_h \alpha_i) + \sum_{i=1}^n \xi_{ih}, h=1, \dots, H.$$

Après l'estimation de α_i et β_i , on peut estimer δ_i par la régression suivante sur toute la fonction $\varphi(Z'_h \hat{\alpha}_i)$.

$$1 - \sum_{i=1}^n \Phi(Z'_h \hat{\alpha}_i) X'_h \tilde{\beta}_i, \text{ pour } h=1, \dots, H$$

$\hat{\delta}_i$ est convergent et respecte ainsi la contrainte d'additivité.

- 3^e étape : on ré-estime le paramètre β_i dans le système de demande en considérant la régression :

$$\frac{w_{ih} - \hat{\delta}_i \varphi(Z'_h \hat{\alpha}_i)}{\Phi(Z'_h \hat{\alpha}_i)} = X'_h \beta_i + v_{ih} \text{ et imposer les contraintes de symétrie et d'homogénéité dans}$$

l'AIDS standard.

On utilise un processus d'itération de la 2^e et 3^e étape jusqu'à convergence des paramètres estimés. Au final, on obtient des estimateurs convergents en respectant toutes les contraintes (additivité, symétrie et homogénéité).

Tableau 6. Prix moyen d'achat (euro/kg) des ménages par catégorie d'IMC le plus élevé au sein du ménage

Produits	Normal	Surpoids	Obésité
Lait	0,73	0,72**	0,71***
Ultra frais laitier nature	2,11	2,08***	2,06**
Forme allégée : UFLA+dessert	2,92	2,89*	2,85***
UFLA non allégé	2,67	2,64	2,59***
Dessert non allégé	3,3	3,24	3,17**
Pain	3,39	3,35	3,28**
Céréale petit-déjeuner	6,26	6,22	6,18***
Viennoiserie et pâtisserie industrielle	5,13	5,08	5**
Biscuit sucré	6,04	5,96***	5,88***

Notes : * , ** , *** test de différence de moyenne par rapport à IMC normal, au taux significatif de 10, 5 et 1 % ; N=4651 ménages.

Source : TNS-2004.

Tableau 7. Consommation moyenne annuelle (en kg) par personne et par catégorie d'IMC le plus élevé au sein du ménage

Produits	Normal	Surpoids	Obésité
Lait	45,84	45,56	48,69***
Ultra frais laitier nature	12,17	11,96**	11,56**
Forme allégée : UFLA+dessert	4,29	5,14**	5,57**
UFLA non allégé	6,62	6,55	6,08
Dessert non allégé	6,71	7,08	6,88
Pain	4,56	4,27	4,14**
Céréale petit-déjeuner	2,51	2,03**	1,85***
Viennoiserie et pâtisserie industrielle	5,56	5,48	5,46
Biscuit sucré	5,59	5,36	6,38**

Notes : *, **, *** test de différence de moyenne par rapport à IMC normal, au taux significatif de 10, 5 et 1 % ; N=4651 ménages.

L'IMC a un impact significatif sur la consommation moyenne par tête des produits de petit-déjeuner. Plusieurs catégories de produits de l'espace petit-déjeuner sont consommées en quantités moyennes supérieures par les individus en surpoids ou obèses : il s'agit en particulier des produits laitiers y compris les variétés allégées, et de la biscuiterie. Il convient de noter que les quantités consommées concernent des produits agrégés en groupes d'aliments

et non des produits unitaires. Par ailleurs, on constate que les individus obèses ou en surpoids sont aussi ceux qui achètent des produits au moindre coût : le prix d'achat moyen (valeur unitaire) est significativement le plus faible pour tous les produits. Les contraintes budgétaires semblent orienter les choix alimentaires des plus défavorisés vers une alimentation de forte densité énergétique et de faible qualité nutritionnelle (voir Darmon *et al.*, 2003).

Tableau 8. Résultats de la 1^{re} étape d'estimation, modèle Probit relatif à la décision d'achat des produits

	Lait (kg)	Ultra frais laitier nature (kg)	Forme allégée : UFLA+dessert (kg)	UFLA non allégé (kg)	Dessert non allégé (kg)	Pain (kg)	Céréale petit-déjeuner (kg)	Viennoiserie et pâtisserie (kg)	Biscuit sucré (kg)
Âge (ans)	0,021	0,051**	0,027*	0,026	0,026	0,002	0,064***	0,005	0,006
Âge ²	-0,0002	-0,0004*	-0,0004**	-0,0003**	-0,0004**	-0,0001	-0,0007***	-0,0002	-0,0001
Homme	-0,701***	-0,803***	-0,591***	-0,529***	-0,476***	-0,829***	-0,619***	-0,473***	-0,949***
0_13 ans (en %)	0,199	0,761**	0,553***	1,773***	1,293***	0,349	1,579***	1,973***	0,793
14_24 ans (en %)	-0,445	0,292	0,247	0,674***	0,487**	0,598***	1,446***	0,845**	0,662
25_39 ans (en %)	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
40_65 ans (en %)	-0,540*	-0,391**	-0,082	-0,334**	-0,492**	-0,359	0,599***	-0,138	-0,288
65 ans (en %)	-0,525	-0,289	-0,173	-0,538**	-0,458**	-0,230	-0,538***	-0,183	-0,271
< à bac	0,056	-0,147	0,039	0,041	0,210**	0,166	-0,163**	0,097	-0,067
Niveau bac	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
> à bac	0,166	0,076	-0,117*	-0,142*	0,044	0,179	-0,056	-0,120	-0,142
Paneliste IMC normal	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Paneliste IMC surpoids	0,157	0,031	0,019	0,148*	0,149	0,202	0,041	0,152	-0,553**
Paneliste IMC obésité	0,180	0,026	0,241***	-0,049	0,094	0,131	-0,030	0,012	0,008
Paneliste IMC non déclaré	0,139	-0,096	0,061	0,048	0,120	0,169	0,062	0,371***	-0,031
Ménage IMC normal	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Ménage IMC surpoids	-0,168	-0,136	0,047	-0,040	-0,027	-0,092	-0,072	0,075	0,259
Ménage IMC obésité	0,010	0,188	0,110	0,030	0,040	-0,085	-0,087	-0,049	-0,416
Ménage IMC non déclaré	-0,482***	-0,298**	-0,076	-0,078	-0,137	-0,171	-0,126*	-0,327***	-0,639***
Rurale	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Urbaine	0,075	0,053	0,148***	0,101*	0,134***	-0,071	0,119**	-0,018	-0,109
Région parisienne	-0,170	-0,228	0,079	-0,002	0,012	0,125	-0,144*	0,126	-0,057
Est	0,100	-0,215	0,219	0,145	-0,047	0,026	0,022	0,089	0,323
Nord	0,229	-0,311**	0,346***	0,188*	0,225*	0,024	-0,206**	0,324**	0,198
Ouest	-0,004	-0,291**	0,134**	0,043	0,150	-0,328**	-0,093	0,193	0,294
Centre-Ouest	0,101	0,265	0,127	-0,100	0,061	-0,235	-0,064	0,096	0,300
Center-Est	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Sud-Est	-0,099	-0,117	0,188**	0,033	0,063	0,712***	0,081	0,230*	0,066
Sud-Ouest	-0,151	-0,354**	0,104	-0,032	0,134	-0,215	-0,130	0,174	0,087

Notes : *, **, *** significatif au taux de 10, 5 et 1 % respectivement ; N=4651 ménages.

Source : TNS, 2004.

Tableau 9. Effet des variables sociodémographiques sur la part de dépense des ménages

	Lait (kg)	Ultra frais laitier nature (kg)	Forme allégée : UFLA+dessert (kg)	UFLA non allégé (kg)	Dessert non allégé (kg)	Pain (kg)	Céréale petit-déjeuner (kg)	Viennoiserie et pâtisserie (kg)	Biscuit sucré (kg)
Âge	-0,005***	0,002	-0,0001	-0,002	-0,0001	-0,003***	-0,004***	-0,002	0,002*
Âge ²	0,0001***	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000***	0,0000***	0,0000	-0,0000*
Homme	0,095***	0,0000	-0,003	0,032***	0,018*	0,035***	0,027***	0,050***	0,022**
0_13	-0,011	-0,072***	-0,111***	-0,002	0,055***	-0,031**	-0,008	0,011	0,136***
14_24	-0,022	-0,085***	-0,076***	-0,042***	0,031**	-0,011	0,048***	0,013	0,108***
25_39	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
40_65	0,030**	0,028**	0,021*	0,008	0,011	0,002	0,016*	-0,014	0,003
65	0,018	0,056***	0,015	-0,011	-0,010	-0,003	0,011	-0,019	0,023*
< à bac	0,013**	-0,017***	0,003	0,005	-0,003	-0,004	-0,003	0,004	-0,005
Niveau bac	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
> à bac	0,002	0,012**	0,006	0,004	-0,008	0,004	0,012***	-0,017***	-0,011**
Panéliste IMC normal	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Panéliste IMC surpoids	-0,008	-0,005	0,005	0,005	-0,003	-0,005*	-0,007*	-0,002	0,007
Panéliste IMC obésité	0,010	-0,022***	0,009	-0,008	-0,001	-0,005	-0,005	-0,003	-0,0008
Panéliste IMC non déclaré	-0,014	-0,020**	-0,013*	0,003	0,014*	-0,008*	-0,018***	0,0004	0,011
Ménage IMC normal	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Ménage IMC surpoids	-0,0001	-0,011**	0,002	-0,0001	0,014***	0,005	-0,007*	0,002	0,0005
Ménage IMC obésité	-0,007	-0,006	0,008	-0,0004	0,007	0,006	-0,007	-0,0004	0,006
Ménage IMC non déclaré	0,037***	0,010	0,021**	0,006	-0,021**	0,009*	0,021***	-0,011*	-0,013*
Rurale	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Urbaine	-0,021***	0,005	0,006	0,013**	0,003	0,005**	-0,003	0,020***	-0,006
Région parisienne	-0,009	-0,014*	0,006	0,014**	0,002	0,010**	0,0003	0,002	-0,004
Est	0,007	-0,037***	0,010	0,014**	0,006	-0,007	-0,004	-0,0004	0,002
Nord	0,004	-0,037***	0,008	0,012*	0,014	-0,011**	-0,002	-0,011*	0,007
Ouest	0,0009	-0,030***	0,010	0,006	0,015**	0,002	-0,005	0,020***	-0,020***
Centre-Ouest	0,0005	-0,015*	-0,002	-0,003	0,013*	0,009	-0,005	0,009	-0,014**
Center-Est	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf	Réf
Sud-Est	-0,005	-0,022***	0,005	-0,005	0,006	0,012**	-0,0005	0,010	-0,015**
Sud-Ouest	0,0006	-0,013	0,006	0,010	0,007	0,010**	-0,002	-0,004	-0,008

Notes : *, **, *** : significatif au taux de 10, 5, 1 % ; N=4651 ménages.

Sources : TNS-2004.