

Taxes sur les Vices : Impact de la Taxe Soda en France*

Fabrice Etilé^{a,b,†}, Sébastien Lecocq^b et Christine Boizot-Szantai^b

^aParis School of Economics, F-75014 Paris, France, et INRA

^bALISS UR1303, INRA, Université Paris-Saclay, F-94200 Ivry-sur-Seine, France

Septembre 2019

Résumé

Les autorités en charge de la santé publique ont proposé de taxer les sodas (Sugar-Sweetened Beverages, SSB) afin de freiner la progression de l'obésité et des diabètes. L'efficacité de ce type de politiques dépend (i) de l'incidence de la taxe sur les prix à la consommation, et (ii) de la réponse des consommateurs à la hausse des prix. Nous utilisons ici les données de scanner Kantar WorldPanel 2008-2013 pour évaluer l'impact de la taxe soda mise en place en France en Janvier 2012, qui est une taxe d'accise de 0.0716 Euro/Litre sur les SSB et leurs versions allégées (Non-Calorically Sweetened Beverages, NCSB). Nous considérons quatre groupes de boissons non-alcoolisées, dont les SSB et NCSB. Pour chaque groupe, nous construisons des indices de prix exacts, mesurant le bien-être du consommateur à partir du prix, de la disponibilité et de la consommation des variétés de boissons qui le constituent. Nous montrons que le taux de répercussion de la taxe sur les prix agrégés des SSB et NCSB a été de 40%. Ces indices de prix sont ensuite utilisés pour estimer un système de demande agrégé pour les quatre groupes. Les élasticités que nous obtenons nous permettent alors de simuler l'impact de la taxe sur les quantités moyennes consommées. Nous trouvons que la taxe a réduit la consommation des SSB et NCSB de 4.4% et 4.8%, respectivement.

Mots-clés : Soda ; Taxe ; Incidence ; Consommation ; Régressivité.

Classification JEL : D12, E31, H22, I18.

* Nous remercions...

† Auteur correspondant. Paris School of Economics, 48, Boulevard Jourdan, 75014 Paris. fabrice.etile@psemail.eu.

1 Introduction

La progression mondiale de l'obésité et du diabète incite les autorités de santé publique à accorder une attention particulière à la consommation de sucre provenant des boissons sucrées (Sugar-Sweetened Beverages, SSB). Les analyses épidémiologiques montrent clairement qu'une forte consommation de SSB est associée à des risques plus élevés d'obésité et de diabète, en particulier chez les enfants (Malik et al. (2013)). En augmentant leurs prix, la taxation de ces boissons est donc considérée comme un moyen permettant de réduire leur consommation, ce qui devrait se traduire par des effets bénéfiques pour la population en termes de santé à un coût nul pour les finances publiques (Le Bodo et al. (2017)). L'effet d'une taxe sur la consommation de SSB dépend essentiellement de deux facteurs : (i) l'impact de la taxe sur les prix à la consommation,¹ et (ii) l'élasticité de la demande aux prix.

L'objet de cet article est d'évaluer l'impact de la taxe soda mise en place en France en 2012 sur la consommation agrégée de soda. Cette taxe soda a été votée en Novembre 2011 et mise en oeuvre le 1er Janvier 2012. Jusqu'en 2014, elle consistait en une taxe d'accise unitaire de 0.0716 euro/litre sur le prix producteur. Elle est prélevée auprès des producteurs ou importateurs de sodas et nectars (SSB) et de sodas allégés en sucres (Non-Calorically Sweetened Beverages, NCSB).

Nous utilisons six années de données représentatives de la population française collectées par Kantar Worldpanel (KWP) (2008-2013). Ces données couvrent 75% des achats de sodas en France et contiennent des informations sur les achats des ménages au niveau des produits. Pour évaluer l'impact de la taxe sur les quantités achetées, nous estimons un système de demande, et les élasticités correspondantes, pour quatre groupes de produits : SSB, NCSB, USB (Un-Sweetened Beverages, i.e. boissons naturellement sucrées, sans sucre ajouté) et Eau. Travailler sur des agrégats de produits plutôt que sur les produits directement est d'autant plus important que l'on sait que les principaux gains en termes de santé s'obtiennent par des substitutions des SSB vers les autres groupes, et non des variétés de SSB entre elles (Bonnet & Réquillart (2013b)).

Pour chaque groupe, nous construisons des indices de prix CES-emboîtés, qui mesurent exactement les variations de l'utilité retirée de la consommation d'une unité de produit entre marchés locaux. Ces indices de prix exacts (Exact Price Index, EPI) sont construits à partir des prix de transaction locaux et des quantités achetées, en suivant les avancées méthodologiques récentes en économie spatiale (voir, e.g., Handbury & Weinstein (2014) ; Redding & Weinstein (2016)). Les prix de transaction sont ajustés pour l'hétérogénéité des consommateurs et des distributeurs, de sorte que les variations de l'EPI ne reflètent pas les différences de préférences des ménages pour les produits ou les magasins. En revanche, l'EPI tient compte des substitutions opérées par les consommateurs entre produits et des variations de leur prix et de leur disponibilité dans le temps et dans l'espace, ce qui est important dans les économies modernes.

¹Il est peu probable qu'une taxe soit répercutée intégralement sur les prix en raison de changements dans les comportements des consommateurs du côté de la demande, et des décisions relatives au mix-marketing des producteurs et distributeurs du côté de l'offre.

Nous estimons l'incidence de la taxe sur les EPI des SSB et des NCSB en suivant une approche "avant-après", et une approche "différence en différence" dans laquelle l'EPI du groupe Eau est utilisé comme contrefactuel. Nos deux stratégies donnent les mêmes résultats. La taxe a augmenté les prix d'environ 4.2% en moyenne, ce qui correspond à un taux de répercussion d'environ 40%. En combinant cette incidence aux élasticités dérivées du système de demande, nous montrons que la taxe à en moyenne réduit la consommation de SSB et NCSB de 4.4% et 4.8%, respectivement.

L'article est organisé ainsi. La Section 2 décrit les données. La Section 3 présente la méthode utilisée pour évaluer l'impact de la taxe, et la Section 4 les résultats. La Section 5 conclut.

2 Données

Nous exploitons les données de scanner collectées par Kantar WorldPanel (KWP) sur la période 2008-2013. KWP suit un échantillon, représentatif de la population française, de plus de 21 000 ménages, qui à l'aide d'un lecteur optique manuel enregistrent la quantité, la dépense, et le Code Universel Produit (CUP) de tous leurs achats, y compris les achats en ligne. Chaque observation représente l'achat d'une variété unique de produit dans un magasin donné par un ménage donné un jour donné. Pour chaque variété de boissons non-alcoolisées, KWP fournit des informations sur un grand nombre d'attributs, incluant la marque, l'arôme, le type d'emballage, la famille de boissons, et le type d'édulcorant. Nous utilisons ces attributs pour définir 526 produits distincts, appartenant à 14 familles : colas, boissons aux fruits gazeuses, boissons aux fruits non-gazeuses, nectars, limonades, thés glacés, tonics, boissons énergisantes, eaux aromatisées, eaux naturelles, jus de fruits sans sucre ajouté, sirops, pulpes, et jus de fruits à base de lait.

Le choix des attributs dans la définition des variétés de produits repose sur la nomenclature utilisée par le Syndicat National des Boissons Rafraichissantes. Le Tableau 1 présente la distribution, dans nos données, des attributs dans chaque groupe de boissons suivant : SSB, NCSB, USB et Eau. Il montre que le marché des SSB n'est pas dominé par les boissons gazeuses, alors que c'est le cas pour les NCSB, ce qui reflète la ligne innovatrice suivie par les leaders du marché (Coca et Pepsi). On peut aussi le voir dans la part élevée que représentent les grandes marques nationales dans les NCSB (68%, contre 34% pour les SSB). On peut noter que les SSB et NCSB ont des valeurs unitaires inférieures à celles des USB et supérieures à celles des Eaux. Enfin, la teneur en glucides dans les SSB est, comme attendu, beaucoup plus élevée que dans les NCSB et égale à celle observée dans les USB. Nous définissons également 10 catégories homogènes de distributeurs selon le nom et le format du magasin (hard discount, supermarché, hypermarché), ces deux critères étant des déterminants importants du mix-marketing prix-qualité des distributeurs (Bonnet & Réquillart (2013b)).²

²Les catégories sont : Auchan (Atac, Maximarché) ; Carrefour (Stock, Shopi, Proxi) ; Intermarché ; Leclerc ; un regroupement de Casino (Monoprix, EcoService, PetitCasino, Spar, and Maxicoop), Cora, U et autres (fromageries, épiceries) ; hard discount affilié (Ed-Dia, Franprix, Leader Price) ; et hard discount indépendant (Lidl, Aldi).

*** Tableau 1 ***

Nous appliquons une nomenclature à trois niveaux pour classer les achats des ménages. Au niveau supérieur, tous les achats sont ventilés dans l'un des quatre groupes SSB, NCSB, USB et Eau. Le niveau intermédiaire est constitué 81 brand-modules définis par l'interaction des quatre groupes, des 14 familles de boissons et des noms de marques, e.g., Coca-Cola Classique (groupe = SSB, famille = Colas, marque = Coca-Cola). Le niveau inférieur est constitué de 2 270 CUP "artificiels", définis par l'interaction des produits avec les catégories de distributeurs (e.g., Coca-Cola Classique en bouteille plastique de 1 litre vendu dans un hypermarché Carrefour). Redéfinir les CUP comme des paires produits-distributeurs permet de tenir compte du fait que (i) l'utilité obtenue de l'achat d'un produit peut varier d'un magasin à l'autre, puisque les magasins offrent différents niveaux d'aménités ; et (ii) les politiques de prix et de promotions des boissons sont propres aux distributeurs, puisqu'elles sont un moyen d'attirer des clients (Handbury & Weinstein (2014)).

Nous définissons un marché local comme un "bassin de vie" pour un mois donné. L'INSEE délimite un bassin de vie comme le plus petit ensemble de codes communes où les habitants ont accès aux équipements et aux services du quotidien, y compris les magasins.³ Du point de vue d'un distributeur, ces bassins de vie représentent des zones où les consommateurs sont captifs. Les données d'achats sont alors appariées par bassins de vie aux données de recensement de l'INSEE et aux données du panel TradeDimensions de Nielsen, ce qui permet d'avoir des informations exhaustives sur la taille de chaque marché et les magasins qui y sont présents.

Afin de s'assurer de la représentativité statistique des prix, nous retenons les bassins de vie dans lesquels au moins 10 ménages sont observés chaque année sur toute la période. Cela nous laisse avec 263 bassins de vie, sur un total de 1 633. Bien que nous perdions les zones rurales, cette sélection ne modifie pas la distribution des autres caractéristiques des ménages. Le Tableau 2 fournit quelques statistiques descriptives pour les ménages de l'échantillon initial et de l'échantillon final. Celles-ci sont très similaires, excepté pour le type de zones de résidence. Les bassins de vie avec moins de 10 ménages laissés de côté, la campagne et les petites villes sont sous-représentées, et les villes plus grandes sur-représentées. Nous observons 43 379 ménages sur toute la période, chaque ménage restant dans l'échantillon pendant trois ans en moyenne.

*** Tableau 2 ***

Nous sélectionnons également les 995 CUP qui sont achetés au moins 100 fois sur 2008-2013, et au moins une fois chaque mois. Notre échantillon final est par conséquent composé de 30 254 ménages distincts (environ 15 000 ménages sont observés chaque année) et plus de quatre millions d'achats. Nous observons au moins 35 ménages dans 90% des bassins de vie sur la période, et le nombre de ménages médian par marché local (bassin de vie \times mois) est de 100. Pour chaque CUP,

³Voir <https://www.insee.fr/en/metadonnees/definition/c2060>.

ménage, mois, distributeur, nous calculons la dépense moyenne et la quantité moyenne. En divisant les dépenses moyennes par les quantités moyennes, nous obtenons les prix unitaires moyens, que nous déflavons par l'indice général des prix à la consommation.

Le Tableau 3 propose des statistiques relatives aux marchés sélectionnés pour chacun des quatre groupes. Il y a 400 CUP dans le groupe SSB, 127 dans le groupe NCSB, 338 dans le groupe USB, et 130 dans le groupe Eau. Les SSB représentent 25.9% du volume total des boissons non-alcoolisées achetées pour la consommation à domicile en France. C'est beaucoup plus que les NCSB (seulement 8.3%) mais moins que les USB et les Eaux (34.7% et 31.0%, respectivement). Les colas sont en position dominante dans les groupes SSB et NCSB mais font face à de nombreux concurrents dans la catégorie SSB. Le Tableau 3 fournit aussi le prix unitaire moyen pour chaque segment. Étonnamment, il n'y a pas de gros supplément de prix pour les NCSB comparé aux SSB à l'intérieur d'une même famille de produits.

*** Tableau 3 ***

3 Méthode d'évaluation

Dans cette section, nous montrons que la consommation agrégée de soda est le niveau d'analyse pertinent et décrivons la stratégie adoptée en conséquence pour simuler l'impact de la taxe sur les quantités consommées.

3.1 Système de demande

Un point important à prendre en compte dans le choix de la méthode d'évaluation est celui de savoir si le groupe SSB est hétérogène en termes de teneur en sucre. Si tel est le cas, alors une taxe soda peut induire un grand nombre de substitutions de produits chers (grandes marques nationales) vers des produits moins chers, mais peut-être plus sucrés (marques de distributeurs).

La partie gauche de la Figure 1 représente la distribution de la densité en sucre des SSB, à la fois pondérée (noir) et non-pondérée (gris) par les volumes de ventes. L'axe des abscisses est en g/100mL. La distribution grise montre que la plupart des produits ont une densité en sucre comprise entre 5 g/100mL et 11 g/100mL ; la distribution noire montre que les ménages achètent des produits qui sont très homogènes en termes de contenu en sucre, environ 80% des achats étant concentrés autour de 10-11 g/100mL. La partie droite de la Figure 1 représente la courbe de concentration des parts de marché des SSB en fonction de leur densité en sucre. Il y a une courbe pour l'année précédant la taxe (2011) et une pour l'année suivante (2012). Les deux coïncident, ce qui indique que la taxe n'a pas affecté la distribution de la densité en sucre des achats de SSB : les ménages ne se sont pas orientés vers des SSB plus ou moins sucrés.

*** Figure 1 ***

Ce constat est conforme aux résultats de l'évaluation ex-ante de Bonnet & Réquillart (2013b), qui utilisent un modèle logit multinomial mélangé tenant compte explicitement de toutes les substitutions entre toutes les variétés de SSB et de NCSB. Leurs simulations montrent que les politiques de taxation ont des effets substantiels, mais que ceux-ci s'expliquent uniquement par les substitutions des SSB vers les NCSB et USB (l'option extérieure dans leur modèle). Les substitutions entre SSB ne jouent aucun rôle. Plus précisément, leur modèle prédit qu'une hausse de la TVA de 5.5% à 19.6% entraîne une baisse moyenne de la consommation de sucre ajouté de 352 g/cap/an (-21%). Une taxe d'accise de 0.09 euro pour 100g de sucre entraîne une baisse moyenne de 629 g/cap/an (-38%). Toutefois, les moyennes ex-post des densités en sucre des SSB prédites pour ces deux politiques sont respectivement de 92.0 g/L et 92.6 g/L, contre 92.1 g/L avant les politiques (voir leur Annexe).

Une conséquence directe est que l'efficacité des taxes soda en France dépend des substitutions entre groupes, i.e. des SSB vers les NCSB et les USB. Ainsi, le taux de répercussion de la taxe sur les prix doit être mesuré au niveau du groupe, avec une mesure du prix qui reflète précisément l'impact de la taxe sur l'utilité que retirent les consommateurs de leurs achats. De même, l'impact de la taxe sur les quantités achetées peut être mesuré au niveau des groupes, par l'estimation d'un système de demande agrégé.

Nous spécifions donc un Almost Ideal Demand System (AIDS) pour les quatre groupes de boissons non-alcoolisées (Deaton & Muellbauer (1980)). Les variables dépendantes w_{gc} sont les parts budgétaires moyennes du groupe $g = \{\text{SSB}, \text{NCSB}, \text{USB}, \text{Eau}\}$, sur le marché c , et les principales variables explicatives sont les logarithmes des indices de prix agrégés correspondants, $\ln \mathbf{P}_c = (\ln \mathbb{P}_{SSB,c}, \dots, \ln \mathbb{P}_{Eau,c})'$, et le logarithme de la dépense totale en boissons non-alcoolisées, $\ln Y_c$, déflaté par l'indice de prix agrégé du modèle, $a(\ln \mathbf{P}_c, \boldsymbol{\theta})$. Formellement :

$$w_{gc} = \alpha_g + \boldsymbol{\gamma}'_g \ln \mathbf{P}_c + \beta_g (\ln Y_c - a(\ln \mathbf{P}_c, \boldsymbol{\theta})) + u_{gc}, \quad (1)$$

avec

$$a(\mathbf{P}_c, \boldsymbol{\theta}) = \alpha_0 + \boldsymbol{\alpha}' \ln \mathbf{P}_c + \frac{1}{2} \ln \mathbf{P}'_c \boldsymbol{\Gamma} \ln \mathbf{P}_c,$$

où $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_{SSB}, \dots, \alpha_{Eau})'$, $\boldsymbol{\beta} = (\beta_{SSB}, \dots, \beta_{Eau})'$, $\boldsymbol{\Gamma} = (\boldsymbol{\gamma}_{SSB}, \dots, \boldsymbol{\gamma}_{Eau})'$, $\boldsymbol{\theta}$ est l'ensemble des paramètres, et u_{gc} est un terme d'erreur. Des variables de contrôle, \mathbf{X}_c , pour les chocs macroéconomiques (dummies pour les années et les mois) et les différences dans la composition socio-démographique des marchés (sexe, nombre de personnes par ménage, âge, structure du ménage) sont ajoutés à la liste des variables explicatives, en remplaçant $\boldsymbol{\alpha}$ par $\boldsymbol{\alpha}_c = \boldsymbol{\Lambda} \mathbf{X}_c$, où $\boldsymbol{\Lambda} = (\boldsymbol{\alpha}'_g)$.

Une fois ce modèle estimé, nous calculons les élasticités budget et prix. En omettant l'indice c , les élasticités budget sont données par $e_{Yg} = \beta_g/w_g + 1$, les élasticités prix non-compensées par $e_{gg'}^u = \boldsymbol{\gamma}_{gg'} - \beta_g(\boldsymbol{\alpha}_{g'} + \boldsymbol{\gamma}_{g'} \ln \mathbf{P})/w_g - \delta_{gg'}$, où $\delta_{gg'}$ est le delta de Kronecker, et les élasticités prix compensées par $e_{gg'}^c = e_{gg'}^u + e_{Yg} w_{g'}$.

3.2 Un indice des prix exact pour la consommation agrégée

Les indices de prix que nous utilisons comme variables indépendantes dans le modèle de demande sont des indices de prix exacts dérivés de préférences CES emboîtées. Un indice de prix exact (EPI, pour Exact Price Index) mesure la variation de dépense nécessaire pour maintenir l'utilité constante lorsque les prix des produits varient. Il constitue donc un indice de bien-être du consommateur. Formellement, il se définit pour un ménage représentatif de la population \mathcal{P} , un groupe g et une offre disponible sur le marché c comme :

$$EPI_{gc}^{\mathcal{P}} = \frac{C(V, \mathbf{p}_{gc}; \mathcal{P})}{C(V, \mathbf{p}_{g\mathcal{R}}; \mathcal{P})}, \quad (2)$$

où $C(V, \mathbf{p}_{gc}; \mathcal{P})$ est le coût d'atteindre l'utilité V pour un ménage doté des préférences représentatives \mathcal{P} et faisant face aux prix \mathbf{p}_{gc} ; $\mathbf{p}_{g\mathcal{R}}$ sont les prix sur le marché de référence défini ici comme le "marché national" (i.e. l'union de tous les bassins de vie) en 2011, l'année précédant la taxe.

La construction de tout EPI repose sur des hypothèses structurelles concernant l'utilité du ménage afin de l'ajuster pour l'hétérogénéité des préférences dans la population, les substitutions entre produits, et les variations des prix et de la disponibilité des produits (Triplett (2001)). Nous supposons que les ménages ont des préférences CES emboîtées pour les brand-modules et les CUP, suivant en cela des travaux récents sur la construction d'indices de prix à partir de données de scanner (Handbury & Weinstein (2014) ; Redding & Weinstein (2016) ; Jaravel (2018)). Le principal avantage de l'EPI CES-emboîté sur les autres indices de prix réside dans sa capacité à prendre en compte les variations dans le temps et dans l'espace de la disponibilité des produits.

Les CUP n'étant pas tous disponibles sur chaque marché, l'EPI pour g est le produit d'un indice de prix exact CES-emboîté "conventionnel" (CEPI, pour Conventional EPI) et d'un coefficient d'ajustement pour la disponibilité des variétés (VA, pour Variety Availability) :

$$EPI_{gc}^{\mathcal{P}} = CEPI_{gc}^{\mathcal{P}} VA_{gc}^{\mathcal{P}}. \quad (3)$$

Le $CEPI_{gc}^{\mathcal{P}}$ est l'EPI obtenu sous l'hypothèse que l'ensemble de choix dans chaque marché est le même que dans le marché de référence \mathcal{R} choisi pour calculer les prix de référence. $VA_{gc}^{\mathcal{P}}$ est un ajustement pour les différences dans les ensembles de choix entre les marchés c et \mathcal{R} .

Décrivons cet EPI de manière intuitive (sa définition complète et tous les détails de sa construction sont fournis dans les annexes de Etilé et al. (2019)). L'indice de prix conventionnel $CEPI_{gc}^{\mathcal{P}}$ est une moyenne, pondérée par les ventes, des prix locaux des produits achetés par les ménages de la population \mathcal{P} vivant dans c . Toute hausse du prix d'un CUP augmente le CEPI. Toutefois, puisque les produits plus populaires ont des parts de marché plus importantes, ils ont aussi des poids plus élevés dans le CEPI et des impacts plus grands sur le bien-être des consommateurs. Le terme d'ajustement pour la variété $VA_{gc}^{\mathcal{P}}$ est déterminé par la disponibilité locale des produits et leurs parts

de marché nationales, i.e. leur popularité dans la population \mathcal{P} au niveau national. La disponibilité des produits varie d'un marché à l'autre en fonction de la localisation des distributeurs, et des entrées et sorties de produits. La perte de bien-être résultant de l'absence locale de certaines variétés se traduit par un indice de prix plus élevé. La perte de bien-être est peu importante pour les variétés qui représentent une très petite part du marché national, puisqu'elles ne sont pas très populaires parmi les consommateurs. La perte de bien-être due à un manque de variété diminue également avec une augmentation des élasticités de substitution entre brand-modules et entre produits. L'impact de la taxe sur le bien-être dépend de la disponibilité des produits, si les distributeurs s'ajustent à la taxe en modifiant leur gamme de SSB ou si la taxe affecte la popularité des produits.

Lors de la construction de l'indice des prix, nous prenons en compte l'impact que peut avoir l'hétérogénéité des préférences à l'intérieur de chaque marché sur les prix et les ventes qui y sont observés. Dans un marché c , les prix unitaires observés peuvent varier d'un ménage à l'autre parce qu'ils achètent des produits particuliers dans des magasins particuliers. Les distributeurs ajustent leurs prix en fonction des préférences des consommateurs pour les produits et pour les caractéristiques des magasins (e.g., aménités). Comme Handbury & Weinstein (2014), nous utilisons une longue liste de variables pour purger prix unitaires et parts de marché de l'hétérogénéité intra-marché des consommateurs et des distributeurs : revenu du ménage, âge et sexe de la principale personne en charge des courses, structure du ménage, éducation, type de zone de résidence, des effets fixes distributeurs, et des interactions entre revenu et caractéristiques des produits. L'EPI mesure alors les variations dans le temps et dans l'espace du bien-être de consommateurs représentatifs dotés de préférences identiques et faisant leurs courses dans des magasins homogènes. Ces variations sont essentiellement due aux chocs sur les coûts de production, de logistique et de distribution, et aux variations de la structure du marché.

La Figure 2 présente l'évolution de l'EPI moyen pour les quatre catégories de produits. On observe un déclin entre le milieu de 2009 et la fin 2011. L'EPI augmente ensuite fortement pour les trois premiers groupes (SSB, NCSB et USB) en 2012-2013, alors qu'il baisse pour Eau. L'absence de hausse de prix importante avant Janvier 2012 — le mois de mise en oeuvre de la taxe — montre que producteurs et distributeurs n'ont pas répercutés la taxe sur les consommateurs en avance, bien que le projet de taxe soda ait été annoncé fin Août.

*** Figure 2 ***

Nous construisons un EPI pour la population entière et des EPI spécifiques pour les ménages modestes et aisés (selon que leur revenu est soit inférieur ou égal, soit supérieur au revenu médian).⁴ Ces EPI nous permettent de mesurer l'importance de l'hétérogénéité des préférences liée au revenu dans l'impact de la taxe.

⁴Le revenu est ici le revenu réel du ménage par unité de consommation, i.e. ajusté pour l'inflation (indice des prix à la consommation) et les unités de consommation (échelle OCDE).

3.3 EPI contrefactuel et procédure de simulation

Nous identifions l'incidence de la taxe au niveau national en examinant les variations d'une année à l'autre (pour plus de détails, voir Etilé et al. (2019)). Nous avons deux stratégies empiriques. Etant donnée l'absence de réponse anticipée du côté de l'offre, nous procédons d'abord à une estimation "avant-après" qui compare le prix moyen de 2012 à celui de 2011. L'équation suivante est estimée sur nos échantillons d'EPI, où chaque observation est le prix du groupe g dans le marché c :

$$\ln(EPI_{gc}) = \delta Post_{t \geq 2012} + \delta_y + \delta_m + \gamma C_t + \delta_a + \epsilon_{gc}. \quad (4)$$

Dans cette équation, l'estimation avant-après de l'effet de la taxe est donnée par δ . L'équation compare l'EPI moyen de 2012 (après : $Post_{t \geq 2012}$) à celui de 2011 (avant), en ajustant pour les effets annuels (δ_y : 2008, 2009, 2010 et 2013), les effets mensuels (δ_m), des coûts de production (C_t) et des effets fixes bassins de vie (δ_a). Précisément, nous contrôlons pour le coût du sucre dans C_t , car l'indice des prix à la production du sucre a augmenté à la suite de la révision par l'UE, en Septembre 2011, de sa politique de quota sur le sucre, révision qui était indépendante de la taxe soda. La principale hypothèse d'identification est alors que la variation restante est entièrement attribuable à la taxe.

Les résultats des régressions avant-après peuvent être influencés par d'autres mouvements du côté de l'offre. Nous ne pouvons pas contrôler pour d'autres coûts de production ou de distribution, car cela génère de gros problèmes de multicolinéarité dans les régressions. Par conséquent, en guise de test de robustesse, nous adoptons une approche "différence en différence", avec le groupe Eau comme groupe de contrôle, en se limitant à la période 2010-2012 afin que tienne l'hypothèse de trend commun. Nous estimons le modèle suivant pour la comparaison entre SSB et Eau :

$$\ln(EPI_{gc}) = \delta_0 Post_{t \geq 2012} + \delta_{SSB} + \delta D_{SSB, t \geq 2012} + \delta_y + \delta_m + \delta_{SSB, m} + \gamma \delta_{SSB} \times C_t + \delta_a + \epsilon_{gc}, \quad (5)$$

où l'effet de la taxe est donné par le coefficient δ , $D_{SSB, t \geq 2012}$ est une variable dummy pour les prix des SSB observés après Décembre 2011, δ_{SSB} est un effet fixe SSB, $\delta_{SSB, m}$ sont des effets mensuels spécifiques au groupe permettant de contrôler pour des différences de saisonnalité de consommation entre SSB et Eau. Nous ne contrôlons pour le coût du sucre que pour les SSB, parce que le sucre n'est pas un input dans la production d'eau, et que nous voulons éviter des problèmes de multicolinéarité. Une équation identique est estimée pour la comparaison entre NCSB et Eau.

Nous choisissons le groupe Eau comme groupe de contrôle pour quatre raisons : (1) l'eau n'était pas ciblée par la taxe soda ; (2) mis à part le sucre, les inputs et la structure des coûts sont similaires pour l'eau et les sodas (verre et aluminium pour l'emballage, eau naturelle, coûts de marketing, logistique et distribution) ; (3) les entreprises propriétaires des sodas ont des parts de marché nulles ou très faibles pour l'eau, ce qui limite les réactions stratégiques conduisant à modifier le prix

de l'eau ; (4) l'estimation d'élasticités prix croisées montre que le marché de l'eau est largement déconnecté de celui des sodas. Pour vérifier que l'hypothèse de trend commun tient dans la période pré-taxe, la Figure 3 représente la moyenne annuelle de l'EPI des SSB et NCSB, comparée à celle du groupe Eau. Bien que les trends soient légèrement différents avant 2010, l'hypothèse de trend commun est vérifiée pour 2010-2011.

*** Figure 3 ***

Connaissant l'incidence de la taxe sur les EPI des SSB et des NCSB, il est possible de construire les EPI contrefactuels qui auraient été observé en 2012 dans le même bassin de vie et le même mois s'il ne s'était rien passé d'autre que la mise en place de la taxe. En notant δ_g l'incidence estimée de la taxe sur l'EPI du groupe g observé en 2011, \mathbb{P}_{gc}^{2011} , l'EPI contrefactuel correspondant est donné par : $\ln \mathbb{P}_{gc}^{2012,*} = \delta_g + \ln \mathbb{P}_{gc}^{2011}$. Ainsi, la variation relative de \mathbb{P}_{gc} induite par la taxe s'écrit : $\Delta \mathbb{P}_{gc} = (\mathbb{P}_{gc}^{2012,*} - \mathbb{P}_{gc}^{2011}) / \mathbb{P}_{gc}^{2011} = \exp(\delta_g) - 1$. L'impact de la taxe sur les quantités de g achetées dans le marché c s'obtient alors comme la somme des effets prix s'exerçant sur la demande, directement et indirectement via le budget :

$$\Delta \mathbb{Q}_{gc} = \mathbf{E}'_{Pg} \times \Delta \mathbf{P}_c + e_{Yg} \times (\mathbf{E}'_{PY} \times \Delta \mathbf{P}_c), \quad (6)$$

où $\Delta \mathbf{P}_c = (\Delta \mathbb{P}_{SSB,c}, \dots, \Delta \mathbb{P}_{Eau,c})'$, \mathbf{E}_{Pg} est le vecteur $[4 \times 1]$ des élasticités prix non-compensées pour le groupe g , reporté dans la colonne correspondante du Tableau 4 et dont l'élément g' est $e_{gg'}^u$, \mathbf{E}_{YP} est le vecteur des élasticités prix du budget, que l'on estime dans une première étape lors de l'instrumentation de la dépense totale, et e_{Yg} est l'élasticité budget du groupe.

4 Résultats

Dans le modèle AIDS, le logarithme de la dépense totale est instrumentée par le logarithme du revenu réel moyen du ménage, ce qui permet d'obtenir des effets revenus. Les contraintes d'homogénéité et de symétrie sont imposées. Le modèle est estimé seulement sur les années qui précèdent la taxe (2008-2011), en utilisant la commande Stata `aidsills` (Lecocq & Robin (2015)).

Nous pouvons supposer sans trop de risque que les prix sont exogènes ici puisque les indices de prix sont ajustés pour l'hétérogénéité des consommateurs, des distributeurs et des produits. En principe, nous pourrions tester cette hypothèse au moyen de variables instrumentales. Dans la littérature, on utilise les prix dans des zones adjacentes comme instruments (Hausman et al. (1994) ; Zhen et al. (2013)) ou les variations temporelles dans les coûts des inputs servant à la production (Bonnet & Réquillart (2013a)). Mais comme attendu, puisque nous avons quatre prix à instrumenter et que les corrélations entre ces instruments sont élevées, ces derniers ne passent pas les tests standards sur les instruments faibles.

Le Tableau 4 présente les élasticités prix de la dépense totale, \mathbf{E}_{PY} , et les élasticités budget et prix (non-compensées) de la demande de chaque groupe de boissons, e_{Yg} et \mathbf{E}_{Pg} , estimées sur tous les ménages. Les élasticités budget se répartissent autour de l'unité, au-dessus pour les sodas, en-dessous pour les autres groupes. Les élasticités prix directes sont élevées et significatives, en particulier pour les SSB et NCSB, -0.87 and -0.85 respectivement. De manière intéressante, les élasticités prix croisées entre SSB et NCSB sont négatives et peu significatives. Une augmentation du prix des SSB réduit la consommation de NCSB. Une variation des prix des sodas n'a aucun impact sur la consommation d'eau, de sorte que le marché pertinent pour les sodas inclut les USB mais pas les eaux. Sous réserve que la taxe soda ait eu un impact réel sur les prix, ces résultats indiquent qu'elle a pu avoir un effet négatif non-négligeable sur la consommation de sodas, et donc des conséquences positives sur la santé en termes de consommation de sucre.

*** Tableau 4 ***

Les mêmes élasticités, estimées séparément pour les ménages modestes et aisés, sont reportées dans le Tableau 5. Les valeurs obtenues pour les ménages modestes ne sont pas très éloignées de celles estimées pour l'ensemble de ménages. Les seules différences notables sont : une élasticité prix directe plus faible pour les NCSB et plus forte pour le groupe Eau ; des élasticités prix croisées plus élevées et significatives entre SSB et NCSB. En revanche, pour les ménages aisés, le budget consacré aux boissons non-alcoolisées est moins sensible aux variations de prix des sodas, et leur consommation de sodas l'est davantage, avec des élasticités prix directes de -0.92 et -0.97 pour les SSB et NCSB, respectivement.

*** Tableau 5 ***

Le Tableau 6 présente les résultats obtenus lors de l'estimation de l'incidence de la taxe au niveau national. Les variables dépendantes sont les logarithmes des EPI, et les estimations représentent les variations des EPI, en points de pourcentage, entre 2011 et 2012 (colonnes A-A), et les écarts de variations entre SSB/NCSB et Eau (colonnes DiD). Les observations étant pondérées par la part des ventes nationales réalisées dans le bassin de vie en 2011, ces estimations représentent aussi les variations du bien-être moyen d'un ménage représentatif des ménages français. Dans les deux premières colonnes, elles sont obtenues avec les EPI construits sur l'échantillon complet (tous les ménages). On peut y voir, dans le cas A-A, que la taxe a augmenté les prix des SSB et NCSB de 4.2% en moyenne, ce qui correspond à une taux de répercussion d'environ 40%. En DiD, on obtient un effet identique pour les SSB, et plus faible pour les NCSB (3.2%) mais l'écart n'est pas significatif. Les deux stratégies donnent donc des résultats très proches. Le Tableau 6 montre également les estimations A-A pour les groupes de boissons non-taxées, USB et Eau : le coefficient estimé est positif pour USB (2.0%) et négatif pour Eau (-1.4%). On aurait pu penser que des prix

plus élevés pour les USB s’expliqueraient par des substitutions des NCSB vers les USB, provoquant des ajustements stratégiques de prix du côté de l’offre. Mais l’élasticité prix croisée reportée dans le Tableau 4 est négative (-0.035), ce qui invalide cette explication.

*** Tableau 6 ***

L’incidence de la taxe pouvant varier entre groupes de revenu, du fait de préférences différentes, elle est également reportée séparément pour les ménages modestes et les ménages aisés. Elle est estimée de la même façon que pour l’ensemble des ménages, en utilisant les EPI spécifiques à chaque sous-population (voir Section 3.2), et représente les variations du bien-être moyen d’un ménage représentatif des ménages modestes ou aisés. Les valeurs obtenues en A-A montrent que l’effet moyen de la taxe est légèrement supérieur pour les ménages modestes (4.6% vs. 3.6% pour les ménages aisés). Les estimations DiD, en revanche, ne montrent que des écarts mineurs (4.5% pour les ménages aisés vs 4.3% pour les ménages modestes). L’hétérogénéité des préférences pour les produits et les magasins entre ménages modestes et ménages aisés ne conduit donc pas les premiers à être plus affectés par la taxe que les seconds.

Le Tableau 7 présente, pour les trois populations, l’impact moyen (en %) de la taxe sur les quantités achetées dans les quatre groupes, par ménage et par mois. Les valeurs sont obtenues avec l’incidence δ_g estimée en "avant-après". La taxe a réduit la consommation de sodas des ménages de plus de 4% par mois en moyenne. Cette baisse est plus prononcée pour les ménages modestes (presque 5%) que pour les ménages aisés (autour de 3%), ce qui rapporté à leur niveau de consommation d’avant 2012 se traduit par une baisse deux fois plus importante pour les premiers que pour les seconds. En ce qui concerne les boissons non-taxées, les quantités de boissons naturellement sucrées baissent également, mais dans une moindre mesure, alors les quantités d’eau restent stables.

*** Tableau 7 ***

5 Conclusion

Cette analyse de la taxe soda mise en place en France en Janvier 2012 montre qu’au niveau national, la taxe a réduit en moyenne la consommation des SSB et NCSB de 4.4% et 4.8%, respectivement, ce qui correspond à une baisse de la quantité moyenne consommée dans chaque groupe d’environ 400 mL par ménage et par mois. Cette baisse est deux fois plus importante chez les ménages modestes (-510 et -360 mL) que chez les ménages aisés (-240 et -190 mL). Si la charge de la taxe n’a pas été significativement plus élevée pour les ménages à faibles revenus, Etilé et al. (2019) montrent que l’incidence de la taxe a été de 12% supérieure à la moyenne dans les marchés à faibles revenus et de 35% supérieure dans les marchés à faibles revenus et faible concurrence. La répartition des ménages entre marchés de structures différentes est donc un déterminant important de l’efficacité et de l’équité des taxes sur les sodas.

References

- Bonnet, C. & Réquillart, V. (2013a). Impact of cost shocks on consumer prices in vertically-related markets: the case of the french soft drink market. *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5), 1088–1108.
- Bonnet, C. & Réquillart, V. (2013b). Tax incidence with strategic firms in the soft drink market. *Journal of Public Economics*, 106, 77–88.
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *American Economic Review*, 70(3), 312–326.
- Etilé, F., Lecocq, S., & Boizot-Szantai, C. (2019). Market heterogeneity and the distributional incidence of soft-drink taxes: Evidence from france.
- Handbury, J. & Weinstein, D. E. (2014). Goods prices and availability in cities. *Review of Economic Studies*, 82(1), 258–296.
- Hausman, J., Leonard, G., & Zona, J. D. (1994). Competitive analysis with differentiated products. *Annales d’Economie et de Statistique*, 34, 159–180.
- Jaravel, X. (2018). The unequal gains from product innovations: Evidence from the us retail sector. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(2), 715–783.
- Le Bodo, Y., Etilé, F., Gagnon, F., & de Wals, P. (2017). Conditions influencing the adoption of a soda tax: analysis of the french case. Conference presentation: The role of taxation and other economic incentives in promoting healthier lifestyles: a focus on tobacco, alcohol and unhealthy diets (A. Alemanno and A. Garde).
- Lecocq, S. & Robin, J.-M. (2015). Estimating almost-ideal demand systems with endogenous regressors. *Stata Journal*, 15(2), 554–573.
- Malik, V. S., Pan, A., Willett, W. C., & Hu, F. B. (2013). Sugar-sweetened beverages and weight gain in children and adults: a systematic review and meta-analysis. *American Journal of Clinical Nutrition*, 98(4), 1084–1102.
- Redding, S. J. & Weinstein, D. E. (2016). A unified approach to estimating demand and welfare. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Triplett, J. E. (2001). Should the cost-of-living index provide the conceptual framework for a consumer price index? *The Economic Journal*, 111(472), 311–334.

Zhen, C., Finkelstein, E. A., Nonnemaker, J. M., Karns, S. A., & Todd, J. E. (2013). Predicting the effects of sugar-sweetened beverage taxes on food and beverage demand in a large demand system. *American Journal of Agricultural Economics*, 96(1), 1–25.

Tableau 1 : Variétés de produits - Statistiques descriptives

	SSB	NCSB	NSB	Eaux
CUP #	400	127	338	130
Gazeux (%)				
No	47.00	14.96	100.00	64.62
Yes	53.00	85.04		35.38
Glucides (E-T)	8.96 (1.98)	0.65 (1.25)	10.08 (3.74)	0.09 (0.41)
Allégé (%)				
Non	100.00		97.93	90.00
Oui		100.00	2.03	10.00
Emballage (%)				
Plastique	63.50	77.95	23.37	100.00
Carton	14.25	0.79	34.32	
Métal	17.25	21.26	15.68	
Verre	5.00		26.63	
Arôme (%)				
Agrume	5.94	8.40		
Cola	19.06	56.30		
Multifruits	9.06	0.84		
Pêche	9.06	6.72		
Orange	22.81	11.76	31.07	
Nature				90.00
Grenadine			8.88	
Menthe			7.10	
Abricot-pêche			1.18	
Citron-citron vert	0.63	3.36	2.07	6.15
Autre	33.44	12.61	49.70	3.85
Marque (%)				
Nationale (grande)	34.00	67.72	31.95	40.00
Nationale (autre)	28.25	13.39	23.08	33.85
Distributeur	27.00	14.17	32.54	18.46
Hard discount	10.75	4.72	12.43	7.69

Notes : Kantar Worldpanel 2008-2013. La teneur en glucides est exprimée en grammes pour 100 mL. Le segment des grandes marques nationale est composé d'une à six marques, selon la famille de produits. Ces statistiques sont calculées au niveau des produits et sont non-pondérées.

Tableau 2 : Ménages - Statistiques descriptives

	Echantillon final		Echantillon complet	
Revenu mensuel du ménage (E-T)	1 589	(1 056)	1 521	(992)
Classe de revenu (%)				
Aisée	16.86		14.69	
Moyennement aisée	30.37		29.26	
Moyennement modeste	37.43		39.75	
Modeste	15.34		16.30	
Taille du ménage (E-T)	2.26	(1.35)	2.34	(1.31)
Structure du ménage (%)				
Célibataire	22.02		19.76	
Agé	22.60		22.31	
Couple sans enfant	22.29		22.59	
Couple avec enfant	33.09		35.34	
Principal acheteur				
Age (E-T)	48.79	(17.14)	48.86	(1.92)
Sexe (%)	12.02		11.58	
Plus haut niveau d'éducation (%)				
Ecole primaire	5.41		5.89	
Collège	21.83		23.34	
Baccalauréat	23.60		24.76	
2 ans, technique/université	21.26		21.49	
3 ans et plus, université	27.90		24.52	
Zone de résidence (%)				
Campagne	11.19		24.15	
Petite ville	4.37		11.86	
Ville	9.49		10.80	
Grande ville	16.90		12.02	
Métropole	58.05		41.17	
Ménages	30 254		43 379	
Années par ménage, en moyenne (E-T)	2.97	(1.90)	2.99	(1.90)
Observations (ménages x années)	89 930		129 911	

Notes : Kantar Worldpanel 2008-2013. Le revenu du ménage est en euros de 2011, par unité de consommation (échelle OCDE). Toutes les statistiques sont pondérées par les poids d'échantillonnage.

Tableau 3 : Groupes de boissons - Descriptive statistics

	SSB			NCSB			USB			Eaux		
	CUP #	Part de Marché	Val. Unit. Moy. (E-T)	CUP #	Part de Marché	Val. Unit. Moy. (E-T)	CUP #	Part de Marché	Val. Unit. Moy. (E-T)	CUP #	Part de Marché	Val. Unit. Moy. (E-T)
Boissons												
Colas	61	11.51	0.97 (0.49)	67	6.47	0.93 (0.46)						
Aux fruits gazeuses	73	3.82	1.13 (0.82)	24	0.69	1.05 (0.34)						
Aux fruits non-gazeuses	63	3.18	0.98 (0.45)									
Nectars	64	3.18	1.26 (0.60)	5	0.20	1.34 (0.65)						
Limonades	40	1.11	0.57 (0.53)	5	0.09	0.59 (0.23)						
Thés glacés	41	1.56	0.76 (0.39)	8	0.13	0.84 (0.30)						
Tonics	28	0.72	1.04 (0.57)	3	0.04	1.15 (0.07)						
Energisantes	12	0.33	2.88 (1.66)									
Eaux aromatisées	18	0.51	0.89 (0.39)	15	0.67	0.96 (0.17)				13	0.32	0.79 (0.25)
Eaux naturelles										117	30.72	0.37 (0.26)
Jus (sans sucre ajouté)							221	29.00	1.51 (0.91)			
Sirops							94	4.57	2.86 (2.73)			
Pulpes							13	0.68	3.56 (0.56)			
Jus à base de lait							10	0.50	1.96 (0.35)			
Total	400	25.92	1.02 (0.66)	127	8.29	0.95 (0.43)	338	34.75	1.77 (1.47)	130	31.04	0.38 (0.27)

17

Notes : Kantar Worldpanel 2008-2013. Les valeurs unitaires sont déflatés par l'indice général des prix à la consommation (Base : 2011) et sont exprimés en euros/litre. Les part de marché sont définies par le volume des transactions sur l'ensemble des transactions de boissons non-alcoolisées observées dans l'échantillon (pondéré par les poids d'échantillonnage des ménages).

Tableau 4 : Elasticités, ensemble des ménages, N = 11 779

	\mathbf{E}_{PY}	$\mathbf{E}_{P,SSB}$	$\mathbf{E}_{P,NCSB}$	$\mathbf{E}_{P,USB}$	$\mathbf{E}_{P,Eau}$
\mathbb{P}_{SSB}	-0.175*** (0.027)	-0.872*** (0.034)	-0.112* (0.051)	-0.019 (0.027)	-0.027 (0.031)
\mathbb{P}_{NCSB}	0.021 (0.015)	-0.043* (0.020)	-0.846*** (0.031)	-0.035* (0.016)	-0.031 (0.019)
\mathbb{P}_{USB}	0.189*** (0.025)	-0.144*** (0.037)	-0.228*** (0.056)	-0.625*** (0.030)	-0.078* (0.034)
\mathbb{P}_{Eau}	0.013 (0.021)	-0.103*** (0.028)	-0.171*** (0.043)	-0.031 (0.023)	-0.742*** (0.026)
e_{Yg}		1.162*** (0.039)	1.358*** (0.059)	0.711*** (0.031)	0.878*** (0.036)

Notes : Kantar Worldpanel 2008-2011. Les résultats sont obtenus par l'estimation d'un modèle Almost Ideal (Deaton & Muellbauer (1980)). L'unité d'observation est un marché (un bassin de vie dans un mois). Les variables dépendantes sont les parts budgétaires (moyennes sur le marché) des SSB, NCSB, USB et Eau. Les variables indépendantes sont les logarithmes des indices de prix exacts (EPI), le logarithme de la dépense totale consacrée aux boissons non-alcoolisées déflatée par l'indice de prix agrégé AI, et des variables de contrôle pour les chocs macros (dummies d'années et de mois) et les variations socio-démographiques entre marchés (taille moyenne du ménage, âge moyen de la personne en charge des courses, proportion des ménages où la personne en charge des courses est un homme, et proportion des ménages célibataires, âgés, en couple sans enfant). Le logarithme de la dépense totale est instrumentée par le logarithme du revenu réel moyen du ménage. Les contraintes d'homogénéité et de symétrie sont imposées. Les écart-types sont entre parenthèses. ***, ** et * Significatif aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 5 : Elasticités, sous-populations

	Modestes, N = 10 219					Aisés, N = 9 018				
	\mathbf{E}_{PY}	$\mathbf{E}_{P,SSB}$	$\mathbf{E}_{P,NCSB}$	$\mathbf{E}_{P,USB}$	$\mathbf{E}_{P,Eau}$	\mathbf{E}_{PY}	$\mathbf{E}_{P,SSB}$	$\mathbf{E}_{P,NCSB}$	$\mathbf{E}_{P,USB}$	$\mathbf{E}_{P,Eau}$
\mathbb{P}_{SSB}	-0.165*** (0.031)	-0.848*** (0.037)	-0.234*** (0.056)	0.007 (0.031)	-0.004 (0.036)	-0.060** (0.028)	-0.917*** (0.038)	0.033 (0.050)	-0.096** (0.030)	0.000 (0.033)
\mathbb{P}_{NCSB}	0.082*** (0.018)	-0.128*** (0.023)	-0.758*** (0.036)	-0.004 (0.020)	-0.031 (0.023)	-0.088*** (0.021)	-0.007 (0.029)	-0.970*** (0.038)	-0.005 (0.023)	-0.011 (0.025)
\mathbb{P}_{USB}	0.162*** (0.028)	-0.128** (0.041)	-0.182** (0.062)	-0.660*** (0.035)	-0.096* (0.040)	0.174*** (0.025)	-0.198*** (0.040)	-0.049 (0.053)	-0.722*** (0.032)	-0.068 (0.035)
\mathbb{P}_{Eau}	0.005 (0.022)	-0.045 (0.028)	-0.122** (0.042)	-0.005 (0.024)	-0.857*** (0.027)	0.042* (0.022)	-0.095** (0.032)	-0.064 (0.043)	-0.075** (0.026)	-0.795*** (0.028)
e_{Yg}		1.148*** (0.050)	1.295*** (0.076)	0.664*** (0.043)	0.988*** (0.049)		1.218*** (0.051)	1.050*** (0.068)	0.898*** (0.041)	0.874*** (0.045)

Notes : Kantar Worldpanel 2008-2011. Les résultats sont obtenus par l'estimation d'un modèle Almost Ideal (Deaton & Muellbauer (1980)). L'unité d'observation est un marché (un bassin de vie dans un mois). Les variables dépendantes sont les parts budgétaires (moyennes sur le marché) des SSB, NCSB, USB et Eau. Les variables indépendantes sont les logarithmes des indices de prix exacts (EPI), le logarithme de la dépense totale consacrée aux boissons non-alcoolisées déflatée par l'indice de prix agrégé AI, et des variables de contrôle pour les chocs macros (dummies d'années et de mois) et les variations socio-démographiques entre marchés (taille moyenne du ménage, âge moyen de la personne en charge des courses, proportion des ménages où la personne en charge des courses est un homme, et proportion des ménages célibataires, agés, en couple sans enfant). Le logarithme de la dépense totale réelle est instrumentée par le logarithme du revenu réel moyen du ménage. Les contraintes d'homogénéité et de symétrie sont imposées. Les écart-types sont entre parenthèses. ***, ** et * Significatif aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 6 : Incidence de la taxe (points de pourcentage) - moyenne nationale

	Populations					
	Ensemble		Modestes		Aisés	
	A-A	DiD	A-A	DiD	A-A	DiD
SSB	4.144*** (0.232)	4.261*** (0.402)	4.614*** (0.485)	4.273*** (0.578)	3.600*** (0.346)	4.482*** (0.549)
NCSB	4.248*** (0.343)	3.162*** (0.493)	4.343*** (0.466)	3.392*** (0.814)	3.357*** (0.673)	2.340** (0.890)
USB	1.985*** (0.197)		1.832*** (0.237)		2.253*** (0.218)	
Eau	-1.364*** (0.148)		-1.206*** (0.241)		-1.716*** (0.240)	

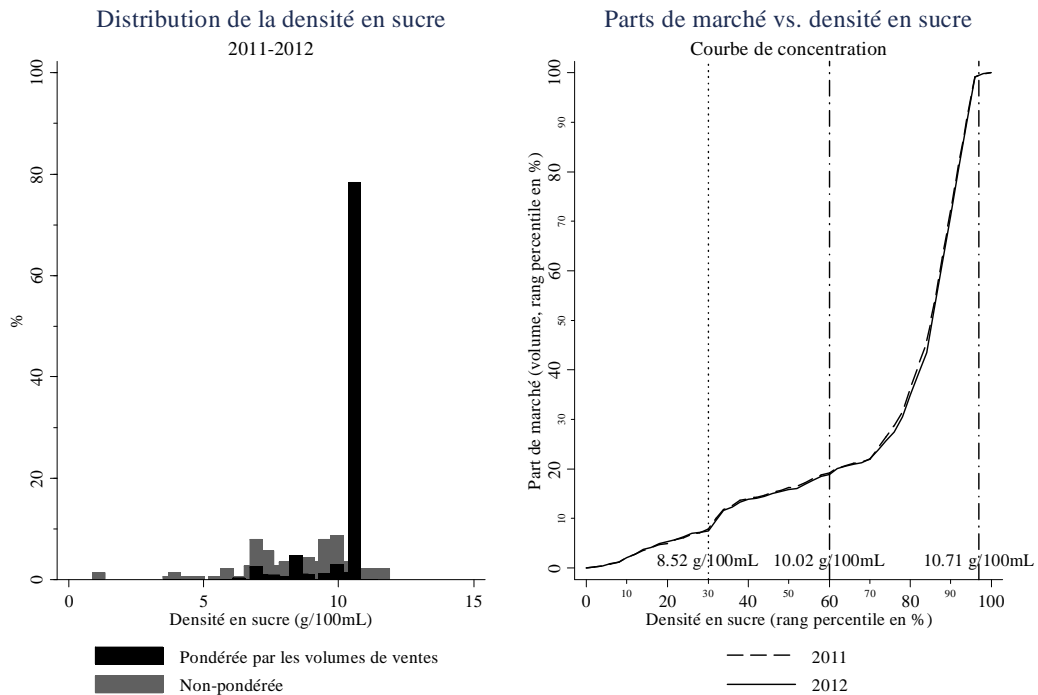
Notes : Kantar Worldpanel 2008-2013. Les variables dépendantes sont les logarithmes des EPI spécifiques à chaque population. Ces estimations représentent les variations de l'EPI, en points de pourcentage, entre 2011 et 2012 (colonnes A-A : avant-après : δ dans l'équation (4)), et les écarts de variations entre SSB/NCSB et Eau (colonnes DiD : différence en différence : δ dans l'équation (5)). Les observations sont pondérées par la part des ventes nationales, spécifiques à chaque population, réalisées dans le bassin de vie en 2011. ***, ** et * Significatif aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Tableau 7 : Impact moyen de la taxe sur les quantités achetées, par mois et par ménage

	Populations					
	Ensemble		Modestes		Aisés	
	Q (L)	ΔQ (%)	Q (L)	ΔQ (%)	Q (L)	ΔQ (%)
Effet total						
SSB	9.15 (4.51)	-4.36 (0.37)	10.36 (6.51)	-4.89 (0.61)	7.52 (5.24)	-3.18 (0.46)
NCSB	7.14 (5.77)	-4.76 (0.47)	7.51 (6.95)	-4.82 (0.56)	7.05 (7.02)	-2.77 (0.70)
USB	5.40 (2.03)	-1.65 (0.22)	5.80 (3.00)	-1.28 (0.27)	5.01 (2.59)	-1.52 (0.26)
Eau	25.72 (10.10)	+0.35 (0.26)	27.01 (14.29)	+0.57 (0.38)	24.94 (13.58)	+1.51 (0.30)
Effet prix						
SSB		-4.03 (0.29)		-4.76 (0.49)		-3.67 (0.40)
NCSB		-4.37 (0.43)		-4.66 (0.52)		-3.19 (0.74)
USB		-1.44 (0.20)		-1.20 (0.25)		-1.89 (0.24)
Eau		+0.60 (0.22)		+0.69 (0.31)		+1.16 (0.27)
Effet budget						
SSB		-0.33 (0.18)		-0.14 (0.24)		+0.49 (0.20)
NCSB		-0.39 (0.21)		-0.16 (0.27)		+0.43 (0.18)
USB		-0.20 (0.11)		-0.08 (0.14)		+0.36 (0.15)
Eau		-0.25 (0.14)		-0.12 (0.20)		+0.35 (0.14)

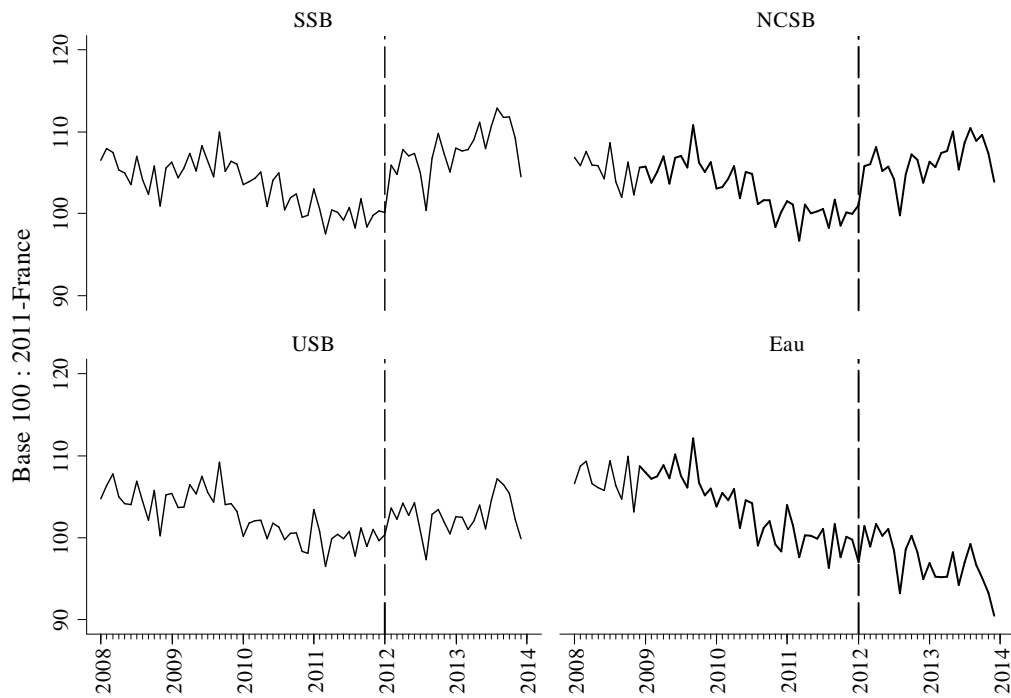
Notes : Q est la quantité mensuelle moyenne, en litres, achetée par un ménage entre 2008 et 2011. ΔQ est la variation relative, en pourcentage, de cette quantité induite par la taxe. Les écart-types sont entre parenthèses. Pour ΔQ , les écart-types sont calculés par bootstrap (1000 tirages).

Figure 1 : Distribution de la densité en sucre des produits SSB, 2011-2012



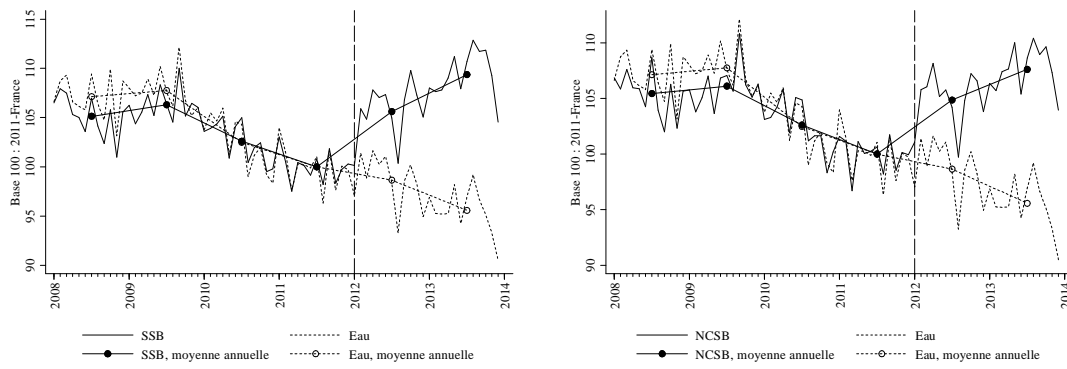
Notes : Kantar Worldpanel 2011-2012. La partie gauche de la Figure 1 représente la distribution de la densité en sucre des produits en 2011. L'histogramme en gris correspond aux données non-pondérées, tandis que celui en noir pondère les produits par les volumes de ventes. La partie droite représente la courbe de concentration des parts de marché des produits (en ordonnée) en fonction de leur densité en sucre (en abscisse). Les courbes sont tracées pour 2011 et 2012.

Figure 2 : Indice de prix exact, moyenne mensuelle, 2008-2013



Notes : Kantar Worldpanel 2008-2013. Cette figure montre l'évolution dans le temps des indices de prix exacts (EPI) pour les quatre catégories de produits. L'EPI national est une moyenne pondérée des EPI locaux construits pour la population générale, où les poids sont les parts des bassins de vie dans les ventes nationales de 2011. Le marché de référence est l'union de tous les marchés en 2011.

Figure 3 : Trend commun, estimation différence en différence



Notes : Kantar WorldPanel 2008-2013. Chaque point représente la valeur de l'EPI moyen dans une année donnée, tandis que les lignes oscillantes représentent les variations des indices autour de leur trend annuel. Chaque prix moyen est calculé en prenant la moyenne pondérée des valeurs sur chaque marché, avec pour poids les volumes de ventes.