

# Études & documents

*Comportements d'achat en présence  
d'affichage environnemental :  
les enseignements d'une enquête  
par expériences de choix*

n° 149

Mai

2016

ÉCONOMIE ET ÉVALUATION



**Collection « Études et documents » du Service de l'Économie, de l'Évaluation et de l'Intégration du Développement Durable (SEEIDD) du Commissariat Général au Développement Durable (CGDD)**

Titre du document : Comportements d'achat en présence d'affichage environnemental : les enseignements d'une enquête par expériences de choix

Directeur de la publication : Xavier **Bonnet**

Auteur(s) : Nila **Ceci-Renaud**\* ; Tedjani **Tarayoun**\*

Date de publication : Mai 2016

\* en poste au CGDD lors de la rédaction de l'étude

Ce document n'engage que ses auteurs et non les institutions auxquelles ils appartiennent.  
L'objet de cette diffusion est de stimuler le débat et d'appeler des commentaires et des critiques.

## Sommaire

<b>Résumé .....</b>	<b>3</b>
<b>Introduction.....</b>	<b>5</b>
<b>1. Conception et réalisation de l'enquête avec expériences de choix.....</b>	<b>7</b>
<b>2. Modèle économétrique et estimation.....</b>	<b>9</b>
2.1 Spécification du modèle .....	10
2.2 Méthode d'estimation .....	11
<b>3. Résultats.....</b>	<b>13</b>
3.1. Une forte sensibilité des répondants à la qualité environnementale des produits .....	13
3.2. Des consentements à payer sensibles au format d'affichage.....	15
3.3. L'affichage environnemental, plus efficace que les écolabels.....	16
<b>4. Discussion : biais de mesure et portée des résultats en conditions réelles .....</b>	<b>17</b>
4.1. Le biais hypothétique : un comportement mal connu dans la littérature .....	17
4.2. Comparaison avec des consentements à payer estimés en laboratoire ou en conditions d'achat réelles.....	18
4.3. Certains résultats permettent d'apprécier l'importance des biais de mesure.....	20
4.4. Les comportements d'achat en conditions réelles ne traduisent pas nécessairement les véritables consentements à payer des consommateurs .....	20
4.5. Conclusions sur la portée de nos résultats en conditions réelles.....	21
<b>Conclusion .....</b>	<b>21</b>
<b>Références .....</b>	<b>22</b>
<b>Annexes .....</b>	<b>24</b>
Annexe 1 : Méthodologie d'enquête et représentativité .....	24
Annexe 2 : Qualité des réponses .....	29
Annexe 3 : Spécification du modèle .....	30
Annexe 4 : Linéarité de la préférence pour la note environnementale.....	32
Annexe 5 : Test de robustesse prenant en compte la fréquence d'achat des produits par les répondants .....	33
Annexe 6 : Matrices des corrélations .....	34
Annexe 7 : Présentation de l'étiquette environnementale aux répondants .....	35
Annexe 8 : Pages de sensibilisations du questionnaire .....	37
Annexe 9 : Exemples d'expériences de choix .....	40
Annexe 10 : Énoncés des questions d'opinions et de pratiques environnementales du questionnaire .....	41



## Résumé

*L'affichage environnemental vise à sensibiliser les consommateurs à l'impact environnemental des produits qu'ils achètent. À la différence des écolabels, qui se traduisent par la présence d'un logo sur les produits de consommation, le principe de l'affichage environnemental consiste à afficher une information quantitative, par exemple à travers une échelle graduée, sur l'empreinte environnementale des produits. Cette étude analyse l'impact d'un tel dispositif sur les choix des consommateurs, à travers une enquête avec expériences de choix hypothétiques sur 5 000 répondants. L'analyse des choix des consommateurs permet d'estimer leurs consentements à payer pour des produits de meilleure qualité environnementale. Nos résultats révèlent une grande hétérogénéité des préférences entre consommateurs et concluent à une forte sensibilité de ces derniers à la qualité environnementale. Le consentement à payer médian des consommateurs pour des produits plus respectueux de l'environnement serait ainsi près du double du consentement à payer pour les marques connues. Nos résultats suggèrent également que l'affichage environnemental est susceptible de toucher une cible de population plus large que celle des écolabels. Enfin, l'efficacité du dispositif diffère selon son caractère obligatoire ou volontaire : lorsque l'affichage n'est pas obligatoire, le consommateur tend à considérer les produits non étiquetés comme de qualité environnementale moyenne, conduisant les producteurs à ne révéler leur performance environnementale que lorsqu'elle est supérieure à la moyenne. L'affichage environnemental se rapproche alors des écolabels.*



## Introduction

Sensibiliser les consommateurs à l'impact environnemental des produits est un enjeu essentiel dans la promotion d'une consommation plus durable et plus respectueuse de l'environnement. Dans cette optique, les écolabels<sup>1</sup>, affichés sous forme de logo sur certains produits pour mettre en valeur leur excellence en matière environnementale, se sont fortement développés depuis 1970.

Néanmoins, les écolabels présentent certaines limites structurelles dans leur efficacité économique : ils garantissent le respect d'un niveau d'exigence donné qui n'est pas forcément optimal pour certaines entreprises (Spencer 1975), ils ne permettent pas une comparaison entre produits écolabellisés (OCDE 2013, Brécard 2013) et la segmentation qu'ils opèrent dans le marché peut conduire à un renchérissement des produits de haute qualité environnementale (Zago et Pick 2004). Ces limites peuvent être dépassées par un dispositif d'information plus complet sur la qualité environnementale des produits. Le principe de l'affichage environnemental consiste à afficher sur les produits de consommation une information quantitative sur leur qualité environnementale, voire une échelle graduée permettant de les situer au sein d'une catégorie de produits remplissant la même fonction.

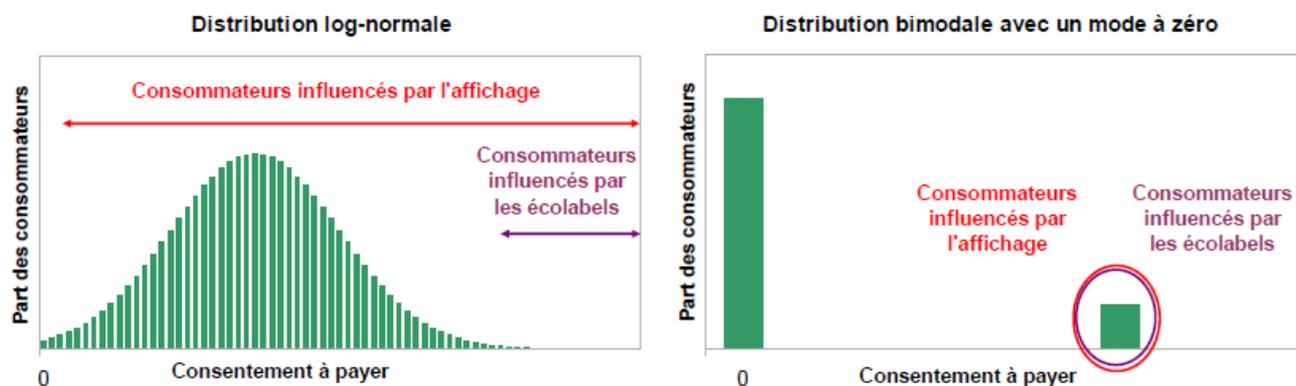
L'objectif de l'affichage environnemental est double : en premier lieu, les consommateurs peuvent reporter leurs achats sur des produits moins nocifs du point de vue environnemental et, en second lieu, cette ré-orientation de la demande incite les producteurs à développer des modes de production plus respectueux de l'environnement. En effet, les limites des écolabels tiennent en partie au fait qu'il existe une grande diversité de pratiques vertueuses et que leur facilité de mise en œuvre dépend de chaque entreprise. L'efficacité économique est ainsi maximale lorsque chaque entreprise peut choisir où elle veut faire porter ses efforts de réduction des atteintes à l'environnement. Cependant, il est impossible de créer un écolabel correspondant à chacune de ces pratiques vertueuses (ce qui serait par ailleurs totalement illisible pour le consommateur), de sorte que la plupart d'entre elles ne peuvent être pleinement valorisées à l'extérieur de l'entreprise. Ceci est d'autant plus regrettable que certaines pratiques permettent de réduire les coûts de production (économies de matières et d'énergie, réduction des emballages notamment). Leur signalement pourrait permettre l'émergence d'un segment de marché de produits verts à bas prix, alors que les écolabels correspondent à des normes de qualité plus élevées.

En France, le principe d'un dispositif d'affichage environnemental sur les produits de consommation apparaît dès 2009 avec la loi du 3 août 2009 de programmation relative à la mise en œuvre du Grenelle de l'environnement, dont l'article 54 prévoit que « les consommateurs doivent pouvoir disposer d'une information sincère, objective et complète portant sur les caractéristiques globales du couple produit/emballage » pour les produits de consommation courante. Ainsi, dans l'esprit de cet article, l'affichage environnemental ne se limite pas à la seule empreinte carbone mais doit intégrer les impacts environnementaux pertinents pour une catégorie de produits donnée (pollution et consommation d'eau, épuisement des ressources, perte de biodiversité, etc.), calculés sur l'ensemble de leur cycle de vie. Une expérimentation nationale a été menée dans ce cadre en 2011 et 2012, au cours de laquelle 168 entreprises volontaires ont mis en place leurs propres dispositifs d'affichage dans le respect des principes précédents. Elle a fait l'objet d'un rapport de bilan remis au Parlement<sup>2</sup>. Ces ambitions ont également inspiré la Commission européenne, qui conduit actuellement sa propre expérimentation sur le sujet, en vue de l'éventuelle généralisation d'un dispositif d'affichage environnemental à l'échelle de l'Union Européenne.

Compte tenu de l'existence d'ores et déjà de nombreux logos environnementaux, l'impact d'un dispositif d'affichage environnemental sur les comportements de consommation est tributaire de ses modalités de mise en œuvre. Un dispositif purement volontaire servirait surtout de « comparateur » entre produits affichés, tandis qu'un affichage obligatoire permettrait d'identifier non seulement les « meilleurs » produits mais aussi les plus « mauvais » et serait susceptible d'entraîner davantage de reports de consommation (cf. encadré 1). Dans ce dernier cas cependant, la capacité de l'affichage environnemental à influencer les comportements des consommateurs davantage que les écolabels dépend de la distribution des consentements à payer (CAP) pour l'environnement parmi les consommateurs. Ceci peut être illustré par deux cas polaires (figure 1) : s'il n'existe que deux catégories de consommateurs, avec une majorité de consommateurs totalement insensibles à l'environnement, la cible de l'affichage environnemental est la même que celle des écolabels ; au contraire, si la distribution des consentements à payer est diffuse, la cible de l'affichage environnemental est beaucoup plus large que celle des écolabels. Ces derniers n'exploitent actuellement que les consentements à payer pour l'environnement les plus élevés en signalant l'excellence environnementale de leurs produits. L'affichage environnemental permettrait au contraire à des consommateurs aux consentements à payer plus faibles d'exprimer leurs préférences en choisissant une qualité environnementale intermédiaire.

<sup>1</sup> C'est-à-dire les déclarations environnementales de type I selon la terminologie de l'ISO

<sup>2</sup> <http://www.developpement-durable.gouv.fr/Bilan-au-Parlement-de-l.html>

**Figure 1 : Cible du dispositif d'affichage obligatoire selon la distribution des consentements à payer**

Du fait du caractère inédit du dispositif d'affichage environnemental, il n'existe que peu de résultats empiriques permettant de calculer son impact sur les comportements de consommation. Vanclay et al. (2010) expérimentent en magasin la mise en place d'un étiquetage de type « feu tricolore » (« *traffic light* ») sur la seule empreinte carbone et observent des changements significatifs de parts de marchés sur une gamme restreinte de produits. Bertrandias et al. (2012) montrent par ailleurs que la réaction des consommateurs à l'affichage environnemental est plus ou moins forte selon leur sensibilité aux prix et leur perception des enjeux environnementaux de l'acte d'achat.

Le niveau moyen et la distribution des consentements à payer pour la qualité environnementale des produits restent également mal connus du fait de leur difficulté de mesure<sup>3</sup>. Les enquêtes comportant des déclarations directes de consentements à payer sont réputées comporter des biais déclaratifs importants ; les expériences menées en laboratoire avec paiements réels portent la plupart du temps sur des échantillons réduits et non représentatifs de la population générale ; enfin les expérimentations en magasin permettent de mesurer des impacts sur les parts de marché, mais il n'est pas toujours possible d'en déduire des consentements à payer, et encore moins leur distribution.

Pour compléter ces travaux, le ministère en charge du développement durable a conçu et financé une enquête avec expériences de choix hypothétiques, permettant d'évaluer la réaction de consommateurs face à un affichage environnemental sur trois types de produits de consommation.

<sup>3</sup> Pour plus de détails sur les méthodes existantes de mesure des consentements à payer, voir l'encadré 3 de Ceci-Renaud et Thao-Khamsing (2012), « Les consommateurs face à l'affichage environnemental », Études et documents n°74, novembre 2012, Commissariat général au développement durable.

### Encadré 1 : Expérimentation nationale de l'affichage environnemental et modalités d'affichage

Dans le cadre de l'expérimentation nationale de l'affichage environnemental, menée en 2011 et 2012, 168 entreprises volontaires ont été mobilisées, avec des formats d'affichage variés (figure E1). Le bilan de l'expérimentation remis au Parlement identifie trois modalités de généralisation du dispositif, dont les impacts sur les comportements de consommation sont susceptibles de différer. Quelle que soit l'option retenue, le dispositif d'affichage aurait un format harmonisé en termes de contenu et d'aspect visuel et serait conçu comme complémentaire aux logos environnementaux préexistants. C'est le caractère plus ou moins contraignant du dispositif qui diffère entre les trois modalités d'affichage :

- un dispositif d'affichage volontaire laisserait les entreprises entièrement libres de pratiquer l'affichage. Dans ce cas, le dispositif s'apparenterait à un outil de comparaison entre produits affichés ;
- un dispositif d'affichage volontaire encadré imposerait l'affichage environnemental aux entreprises dès lors qu'elles communiquent sur la performance environnementale de leurs produits. Le dispositif constituerait alors un outil de lutte contre le verdissement abusif (« *greenwashing* ») ;
- un dispositif d'affichage obligatoire s'imposerait à tous les produits de certaines catégories spécifiées au préalable. L'affichage permettrait dans ce cadre d'identifier tant les meilleures performances environnementales que les plus mauvaises et serait un outil d'orientation de la consommation.

**Figure E1 : Exemples de formats d'affichage environnemental utilisés lors de l'expérimentation française de 2011-2012**



## 1. Conception et réalisation de l'enquête avec expériences de choix

L'enquête réalisée permet d'étudier la façon dont les consommateurs valorisent les caractéristiques environnementales de différents produits de consommation, selon différentes modalités d'affichage (obligatoire, volontaire, etc.). Le questionnaire, administré par *internet*, place le répondant dans un contexte d'achat en ligne, lui proposant d'acheter des boîtes de lessive, des yaourts et des pantalons en jeans, chaque produit étant muni d'une étiquette synthétisant son impact environnemental (en cycle de vie). L'échantillon, sélectionné en novembre 2013 selon la méthode des quotas, comptait 5 246 individus représentatifs de la population française âgée de 18 ans et plus.

Dans chaque expérience, dite « expérience de choix », le répondant se trouve face à trois produits de même type – lessive, yaourt ou jean – et sélectionne celui qu'il achèterait de préférence (figure 2). L'expérience est répétée trois fois par type de produit, soit un total de neuf expériences de choix par répondant.

Les produits proposés diffèrent par leurs caractéristiques, tirées aléatoirement selon des lois uniformes :

- la marque du produit, qui est soit une marque à fort capital commercial<sup>4</sup>, soit une marque fictive ;
- le prix du produit, compris entre un minimum et un maximum crédibles<sup>5</sup>, fixés par le répondant en début de questionnaire ;
- le volume, pour les lessives uniquement, compris entre 2 et 3 litres ;

<sup>4</sup> Les noms des marques ont été volontairement supprimés de cette publication, par souci de neutralité.

<sup>5</sup> L'intervalle sélectionné par le répondant s'inscrit à l'intérieur de bornes absolues : de 1 à 16 euros pour les quatre yaourts, de 2 à 25 euros pour la lessive, de 10 à 500 euros pour le pantalon en jean.

- une étiquette environnementale, regroupant trois critères environnementaux : le critère « émissions de CO<sub>2</sub> » qui évalue l'effet du produit sur le réchauffement climatique et une sélection de deux autres critères environnementaux pertinents pour la catégorie de produits concernée<sup>6</sup>. Chaque critère prend une valeur (fictive) comprise entre « A » et « E ».

Le visuel des produits (forme des produits, format de l'étiquette, couleurs, etc.) reste inchangé entre les expériences, afin de limiter le nombre de caractéristiques à contrôler dans les modèles économétriques et la perte de précision qui en résulterait.

Le tirage des prix au sein d'un intervalle fixé par le répondant permet de rendre l'achat plus réaliste relativement au budget habituel du consommateur pour la famille de produits considérée. C'est d'autant plus important qu'il est demandé au consommateur d'imaginer que les caractéristiques non aléatoires des produits sont identiques à celles de ses produits habituels. Ceci correspond implicitement à une situation de grande variété de choix où chaque gamme de produits comporte plusieurs références pouvant différer par leur empreinte environnementale. En pratique, les intervalles choisis par les répondants sont assez larges, ce qui permet une variabilité des prix suffisante pour une bonne identification des consentements à payer. Pour chaque famille de produits, les répondants sont moins de 5 % avec un écart inférieur à 20 % entre leur prix minimum et leur prix maximum, la médiane étant comprise entre un facteur 1,6 et un facteur 2 selon la famille de produit, et 5 % des répondants ont un écart supérieur à un facteur 5.

Les différents attributs des produits sont tirés au sort de façon indépendante, sauf pour les trois critères environnementaux, qu'on impose corrélés à 80 %. En effet, en l'absence de corrélation, la moyenne des trois critères comporterait beaucoup moins de variabilité que les critères pris isolément, de sorte que les notes globales « E » et « A » seraient peu nombreuses (moins de 7 % des produits). Par ailleurs, les démarches d'éco-conception tendent habituellement à améliorer simultanément plusieurs dimensions environnementales. Les travaux de Ruffieux et al. (2014) menés à partir d'un catalogue de produits alimentaires ont ainsi montré des corrélations de cet ordre de grandeur entre les empreintes de réchauffement climatique, de pollution de l'eau et d'acidification de l'air.

Figure 2 : Exemple d'expériences de choix dans la version de référence



<sup>6</sup> Ainsi, pour les lessives, les critères choisis, au-delà des émissions de CO<sub>2</sub>, sont la pollution de l'eau (écotoxicité) et la consommation d'eau. Pour les jeans, il s'agit des émissions de CO<sub>2</sub>, de la pollution de l'eau (eutrophisation) et de la consommation d'énergies renouvelables. Pour les yaourts, il s'agit des émissions de CO<sub>2</sub>, de la pollution de l'eau (eutrophisation) et de la perte de biodiversité (intensification de l'élevage de vaches laitières). Ces critères illustrent les pressions environnementales exercées par ces produits sur leur cycle de vie, donc tant dans la phase de production que dans l'utilisation ou l'élimination. Cf. annexe 8 pour le détail des critères.

Quatre versions du questionnaire ont été réalisées, pour tester quatre modalités de mise en œuvre de l’affichage environnemental. Les répondants ont été soumis aléatoirement à l’une de ces quatre versions :

- (1) version de référence : chaque produit possède une étiquette environnementale accompagnée d’une note globale qui synthétise la performance du produit au regard des différents critères. Elle correspond à la moyenne simple des notes attribuée aux trois critères environnementaux ;
- (2) version en affichage volontaire : les produits affichant leur étiquette environnementale sont uniquement ceux dont la note globale va de « A » à « C » ;
- (3) version sans note globale : chaque produit possède une étiquette environnementale mais la note globale n’y est pas affichée ;
- (4) version avec sensibilisation : similaire à la version de référence mais une page de sensibilisation aux impacts environnementaux des produits précède les expériences de choix (voir annexe 8).

**Figure 3 : Exemple d'expériences de choix dans les différentes versions du questionnaire**



Une série de questions, identiques dans toutes les versions du questionnaire, ont été posées à la suite des expériences de choix. Elles permettent de connaître l’opinion des répondants sur l’information environnementale des produits de consommation telle qu’ils la rencontrent dans leur vie quotidienne (clarté, utilité, etc.), sur leurs pratiques en matière de consommation durable et leur sensibilité aux enjeux écologiques. Ces questions ont été posées après les expériences de choix pour ne pas en influencer les résultats (cf. annexes 7 à 10, qui reproduisent l’ordre du questionnaire). Au total, la durée moyenne pour répondre au questionnaire est de 20 minutes.

## 2. Modèle économétrique et estimation

Comme expliqué en introduction, il y a un enjeu à connaître non seulement la moyenne, mais aussi plus largement la distribution parmi les consommateurs des consentements à payer pour la qualité environnementale des produits. C’est pourquoi notre modélisation fait une large place à l’hétérogénéité individuelle sans pour autant s’intéresser aux déterminants des préférences individuelles. Ces derniers pourront faire l’objet de travaux ultérieurs grâce aux nombreuses questions pouvant éclairer ce sujet dans le questionnaire. La prise en compte de l’hétérogénéité individuelle est d’autant plus importante qu’elle est très significative et que la négliger peut biaiser les résultats d’estimation dans un cadre non-linéaire. Cependant, cette richesse du modèle créé des difficultés d’estimation que nous avons résolues en recourant à une approche bayésienne hiérarchique.

## 2.1 Spécification du modèle

Dans un cadre de rationalité parfaite, un individu soumis à un choix discret (c'est-à-dire portant sur un nombre fini d'actions mutuellement exclusives) dispose de la capacité de classer par ordre de préférence l'intégralité des choix possibles, et choisit nécessairement celui qui maximise ses préférences. En pratique, le comportement de l'individu peut s'écarter de la rationalité parfaite, son choix apparaissant comme soumis à un mécanisme aléatoire. Ce type de comportement est appréhendé par les modèles dits de choix discrets, classés en deux grandes familles distinctes. La première suppose que les règles de décision sont déterministes et les utilités aléatoires (modèles à utilité aléatoire) tandis que pour la seconde, les règles de décision sont aléatoires et les utilités déterministes (modèles à règle de décision aléatoire).

Dans les modèles à utilité aléatoire, le caractère aléatoire de l'utilité peut traduire des réalités différentes. D'une part, il peut refléter l'incapacité du modélisateur à appréhender précisément les causes qui déterminent le choix (variables omises). Dans ce cas, la rationalité parfaite n'est pas nécessairement rompue par l'individu mais le modélisateur ne parvient pas à la reproduire correctement. D'autre part, l'utilité de l'individu peut être influencée par des paramètres intérieurs ou extérieurs, formant son « état d'esprit ». Ces deux interprétations peuvent cependant se rejoindre en décomposant l'utilité de l'individu en un ensemble de caractéristiques observables et en un terme aléatoire, reflétant tant l'information imparfaite du modélisateur que l'influence de l'état d'esprit de l'individu.

Dans les modèles à règle de décision aléatoire, « les gens ne sont pas toujours sûrs de l'alternative qu'ils devraient sélectionner, et ils ne font pas toujours le même choix dans des conditions apparemment identiques » (Tversky, cité par de Palma et Thisse, 1987). En effet, la réalité des choix est complexe et appelle souvent en pratique une simplification du processus de décision. Par exemple, lorsque les individus sont confrontés à un trop grand nombre d'attributs ou à un trop grand nombre d'alternatives, ils peuvent simplifier leur raisonnement en occultant certains attributs ou même certaines alternatives. Ces comportements sont finement modélisés dans les modèles à règles de décision aléatoires. L'un d'eux, le modèle d'« élimination par aspects », proposé par Tversky (1972), suppose que le choix d'une alternative est le résultat d'un processus aléatoire d'élimination des autres alternatives selon la présence ou l'absence de certaines caractéristiques (les caractéristiques continues sont considérées comme absentes en dessous d'un certain seuil). En fin de processus, lorsque plus aucune élimination n'est possible, les alternatives qui subsistent ont la même probabilité d'être choisies. De la même façon, afin de fournir une description adéquate du réel, certains auteurs ont mené des études empiriques de modèles semi-compensatoire<sup>7</sup>, où les individus commencent par restreindre l'éventail des possibles sur la base de seuils sur certains attributs dominants, puis comparent réellement l'ensemble des attributs pour les alternatives restantes (Cantillo et Otuzar 2005, Campbell 2014).

Dans notre cas, la complexité du processus de décision est limitée, car les individus doivent choisir un produit de consommation courante parmi trois seulement, et les produits ne diffèrent que par quatre attributs au maximum, avec un nombre restreint de modalités. De plus, les individus ne se voient proposer que des produits appartenant à une fourchette de prix qu'ils ont préalablement fixée, de sorte que les comportements d'élimination immédiate portant sur le critère de prix sont peu probables. De ce fait, et afin d'analyser plus directement la distribution des consentements à payer, nous préférons recourir à un modèle à utilité aléatoire, c'est-à-dire un modèle purement compensatoire dans lequel les produits sont évalués systématiquement sur toutes leurs caractéristiques.

En suivant les travaux de McFadden et Train (2000), nous spécifions un modèle qui autorise une variation aléatoire des paramètres d'utilité d'un individu à l'autre. Il s'agit d'un modèle logistique à coefficients aléatoires (mixed logit). Nous privilégions un paramétrage de l'utilité dans l'espace des consentements à payer plutôt que dans l'espace des préférences (cf. annexe 3).

Le modèle s'écrit :

$$U_{ij} = \alpha_{i1} 1_{j=1} + \alpha_{i2} 1_{j=2} + \lambda_i [CAP_{note,i} Note_{itj} + CAP_{Marque\_Lessive,i} 1_{Marque\_Lessive, itj} + CAP_{Marque\_Jean,i} 1_{Marque\_Jean, itj} + CAP_{Marque\_Yaourt,i} 1_{Marque\_Yaourt, itj} + CAP_{Volume,i} \log(\text{Volume}_{itj}) - \log(p_{itj})] + \varepsilon_{itj} \quad (1)$$

où chaque individu  $i$  choisit au cours de l'expérience de choix  $t$  le produit  $j$  ( $j = 1$  à  $3$  selon son positionnement à gauche, au centre ou à droite) qui maximise son utilité  $U_{ij}$ . Celle-ci est fonction des caractéristiques suivantes :

- le positionnement latéral du produit (certains individus tendent à choisir de préférence pour les produits situés à gauche, à droite ou au centre<sup>8</sup>). Plus précisément,  $1_{j=1}$  et  $1_{j=2}$  valent 1 si le produit  $j$  est situé respectivement à gauche ou au centre ;

<sup>7</sup> Un modèle est qualifié de compensatoire lorsque l'acheteur compense des mauvais scores sur certaines caractéristiques du produit par de bons scores sur d'autres caractéristiques du produit

<sup>8</sup>  $\alpha_{i1}$  mesure l'influence du positionnement à gauche du produit relativement au positionnement à droite ;  $\alpha_{i2}$  mesure l'influence du positionnement au centre du produit relativement au positionnement à droite.

- les attributs non monétaires du produit : la note globale du produit, intégrée linéairement au modèle (A=5, B=4, C=3, D=2, E=1), l'une des trois marques à fort capital commercial (selon la famille de produits) et le logarithme du volume du produit (variable pour la lessive uniquement, implicitement égal à un pour les autres produits) ;
- le prix du produit  $p_{ij}$  (en logarithme).

La note environnementale est introduite de façon linéaire, de sorte que le paramètre associé s'interprète comme le consentement à payer pour une augmentation d'un cran de la note environnementale (par exemple un passage de E à D ou de D à C). De fait, des estimations complémentaires montrent que les consommateurs tendent à appréhender la note globale de façon linéaire : les consentements à payer pour une note A plutôt que B sont très proches des consentements à payer pour une note B plutôt que C, etc. (voir annexe 4).

Les consentements à payer pour la marque sont différenciés par famille de produits, ce qui autorise des préférences différentes pour chaque marque. À l'inverse, le consentement à payer pour la note environnementale du produit est supposé indépendant de la famille de produits. Il traduit une valorisation de la qualité environnementale *per se*, non conditionnelle au produit concerné. Ces hypothèses ont été testées.

Lorsque les autres paramètres restent inchangés (donc à consentements à payer constants), le paramètre  $\lambda_i$  mesure l'intensité avec laquelle les choix des individus sont sensibles à l'ensemble des caractéristiques des produits (en dehors du positionnement latéral). Il peut notamment refléter une plus ou moins grande attention portée aux choix réalisés. Enfin, le terme d'erreur  $\varepsilon_{ijt}$  est supposé identiquement et indépendamment distribué (i.i.d) et suivant une loi de Gumbel de variance  $\pi^2 / 6$ .

Dans le cas particulier où l'échantillon étudié est soumis à la version en « affichage volontaire », nous introduisons un paramètre  $\delta_i$  pour tenir compte de l'absence d'étiquettes environnementales sur certains produits. Le ratio de ce paramètre au consentement à payer pour la note environnementale révèle la note environnementale que les individus attribuent implicitement aux produits non étiquetés :

$$U_{ij} = \alpha_{i1} \mathbf{1}_{j=1} + \alpha_{i2} \mathbf{1}_{j=2} + \lambda_i [ CAP_{note,i} Note_{ijt} + \delta_i \mathbf{1}_{\text{(produit non-étiqueté)}} + CAP_{Marque\_Lessive,i} \mathbf{1}_{Marque\_Lessive,ijt} + CAP_{Marque\_Jean,i} \mathbf{1}_{Marque\_Jean,ijt} + CAP_{Marque\_Yaourt,i} \mathbf{1}_{Marque\_Yaourt,ijt} + CAP_{volume,i} \log(\text{Volume}_{ijt}) - \log(p_{ijt}) ] + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

Pour achever la spécification du modèle, il nous faut retenir une distribution appropriée pour chacun des coefficients aléatoires. La distribution normale, couramment retenue en raison de la relative simplicité de son implémentation, est mal adaptée à des consentements à payer qui ne peuvent pas être négatifs (sauf à considérer que certains individus souhaitent une dégradation de l'environnement). C'est pourquoi nous testons d'autres types de distributions, à savoir une distribution normale censurée en-dessous de zéro, une distribution log-normale et une distribution Johnson  $S_B$  (cf. annexe 3). Ces trois distributions, qui s'obtiennent par transformation d'une loi normale sous-jacente, se caractérisent par des valeurs uniquement positives ou nulles. Pour chaque paramètre individuel, nous retenons la distribution qui maximise la vraisemblance du modèle.

## 2.2 Méthode d'estimation

Les modèles sont estimés dans un cadre bayésien hiérarchique<sup>9</sup>, qui consiste à postuler une loi de probabilité a priori sur les paramètres estimés et à utiliser l'information contenue dans les données pour en déduire la loi a posteriori, conditionnelle aux observations (cf. encadré 4). L'un des avantages de cette méthode est qu'elle ne requiert pas de maximiser la fonction de vraisemblance, et permet ainsi d'éviter des difficultés numériques. Une autre façon de contourner ces problèmes calculatoires aurait été d'estimer un maximum de vraisemblance simulé. Scarpa, Thiene et Train (2008) montrent de toutes façons que ces deux méthodes d'estimation conduisent à des résultats très proches, aussi bien pour des modèles formulés dans l'espace des préférences que pour des modèles formulés dans l'espace des consentements à payer.

Comme la littérature économique donne peu d'information sur la distribution des différents consentements à payer, nous retenons des lois a priori très diffuses pour les méta-paramètres (c'est-à-dire, des lois peu informatives). Ceci étant, même avec des lois a priori moins diffuses, la grande taille de l'échantillon rend les résultats qualitativement robustes au choix des espérances des lois a priori. L'estimateur bayésien, calculé comme l'espérance de la loi a posteriori des paramètres, est

<sup>9</sup> On utilise le Package RSGHB du logiciel R, implémenté par Jeffrey Dumont en 2014 à partir des travaux de Train (2013).

asymptotiquement équivalent à l'estimateur du maximum de vraisemblance et sa variance peut être estimée par la variance empirique des tirages réalisés dans la loi *a posteriori*. Par conséquent, les résultats obtenus par inférence bayésienne peuvent être interprétés dans un cadre fréquentiste. C'est ce que nous ferons dans la suite de ce document, en donnant la valeur estimée et l'erreur-type pour chaque paramètre estimé.

Nos estimations tiennent compte des poids de sondage, représentatifs de la population française âgée de plus de 18 ans<sup>10</sup>. Nous testons également des poids de sondage représentatifs des achats de produits : le poids de chaque répondant est multiplié par un coefficient proportionnel à sa fréquence d'achat pour la famille de produits considérée. Les résultats ne sont pas significativement différents de ceux obtenus avec une représentativité par rapport à la population (annexe 5).

## Encadré 2 : Méthode d'estimation bayésienne hiérarchique pour modèles logistiques avec hétérogénéité des préférences (mixed logit)

Cette méthode est décrite en détail dans l'ouvrage de Train (2003), chapitre 12.

L'approche bayésienne consiste à représenter l'incertitude sur les paramètres du modèle par des lois de probabilité sur ces derniers. On postule des lois *a priori* sur les paramètres, qui correspondent à ce que la littérature, la modélisation théorique, ou même le bon sens peuvent nous apprendre sur eux. Lorsque les données apportent une information sur les paramètres du modèle, la loi des paramètres conditionnelle aux observations, dite loi *a posteriori*, est différente de la loi *a priori*.

Pour une fonction de perte quadratique, l'estimateur bayésien minimisant l'espérance de la perte associée à l'erreur d'estimation des paramètres est simplement l'espérance de la loi *a posteriori* des paramètres. Analysé dans un cadre fréquentiste, cet estimateur a des propriétés asymptotiques similaires à l'estimateur du maximum de vraisemblance, et sa variance peut être approchée par celle de la loi *a posteriori* des paramètres.

La méthode d'estimation « hiérarchique » consiste à traiter chaque effet individuel du modèle comme un paramètre à estimer. Il y a donc à la fois des paramètres à l'échelle des individus et des paramètres à l'échelle de l'échantillon (soit une forme de hiérarchie entre paramètres). Les paramètres à l'échelle de l'échantillon incluent les paramètres homogènes du modèle (ceux qui sont identiques pour tous les individus) et les hyper-paramètres qui caractérisent les lois des effets individuels. Dans notre modèle, les hyper-paramètres sont les caractéristiques du vecteur des lois normales sous-jacentes à la distribution de chaque effet individuel. Il n'y a pas de paramètres homogènes dans notre modèle.

Le calcul de l'estimateur bayésien hiérarchique des méta-paramètres est réalisé à partir d'un nombre arbitrairement grand de tirages dans la loi *a posteriori* des paramètres. Il suffit ensuite de calculer la moyenne et la variance empiriques de ces tirages pour obtenir les estimateurs bayésiens des différents paramètres ainsi que leurs variances.

Une procédure de Gibbs est utilisée pour simuler la loi jointe des effets individuels et des méta-paramètres : on tire alternativement dans la loi des paramètres individuels conditionnellement aux paramètres d'échantillon et dans la loi des paramètres d'échantillon conditionnellement aux paramètres individuels. Le processus converge vers des tirages dans la loi jointe pour n'importe quelle valeur initiale choisie sur le support des densités. En réalisant tous ces tirages dans les lois conditionnelles aux observations, on obtient la distribution *a posteriori* des paramètres. En pratique, il faut encore recourir à la procédure de Gibbs pour le tirage des paramètres d'échantillon, avec une séparation en trois étapes pour les paramètres homogènes, les méta-paramètres de moyenne et les méta-paramètres de variance. Le tirage des paramètres individuels et des paramètres homogènes nécessite le recours à l'algorithme de Metropolis-Hastings, avec un taux d'acceptation cible fixé à 0,3.

Nous utilisons des lois *a priori* très diffuses pour ces simulations, dont la dispersion est si importante que les espérances ne sont pas définies. Les méta-paramètres de moyenne suivent une loi normale centrée sur zéro avec une variance infinie (loi impropre) et les méta-paramètres de variance suivent une loi de Wishart inversée (loi sur le support des matrices symétriques définies positives) avec matrice d'échelle identité et autant de degrés de liberté que de paramètres (d'où une espérance non définie).

<sup>10</sup> Il est difficile de tenir compte des poids de sondage dans les simulations. Pour conserver la représentativité de l'échantillon pondéré dans nos estimations, nous travaillons à partir d'un échantillon dupliqué : nous créons autant d'individus identiques que leur poids de sondage multiplié par 10. La précision des estimations est ensuite corrigée par ce même facteur 10.

### 3. Résultats

Nous commençons par présenter en détail les résultats obtenus sur la version de référence du questionnaire, puis nous comparons les différentes versions pour en tirer des conclusions sur les modalités d'affichage les plus susceptibles d'influencer les comportements des consommateurs. Enfin, nous regardons comment les consentements à payer pour les performances environnementales des produits sont liées au comportement d'achat d'écolabels.

#### 3.1. Une forte sensibilité des répondants à la qualité environnementale des produits

Comme évoqué précédemment, plusieurs modèles ont été estimés en utilisant successivement différentes distributions pour les coefficients aléatoires (distribution normale, normale censurée, log-normale ou Johnson  $S_B$ ). La qualité d'ajustement du modèle est évaluée en calculant la log-vraisemblance correspondante<sup>11</sup>. Cette log-vraisemblance, bien que n'étant pas utilisée en inférence bayésienne, fournit un critère de choix entre modèles interprétable de façon fréquentiste<sup>12</sup>.

Au final, il ressort que les lois les plus adaptées sont les suivantes :

- une loi normale pour les préférences latérales  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$ ;
- une loi normale censurée pour le consentement à payer pour le volume de lessive ( $CAP_{volume}$ );
- une loi log-normale pour les autres paramètres individuels<sup>13</sup> :  $\lambda$ ,  $CAP_{note}$ ,  $CAP_{Marque\_Lessive}$ ,  $CAP_{Marque\_Jeans}$  et  $CAP_{Marque\_Yaourt}$ .

Le tableau 1 donne les résultats d'estimation du modèle retenu (log-vraisemblance = -7 379) pour les répondants ayant été soumis à la version de référence du questionnaire.

On trouve en premier lieu une forte sensibilité des répondants à la qualité environnementale des produits : le consentement à payer médian<sup>14</sup> pour une amélioration d'un cran de la note globale est de 20 % du prix du produit. Il dépasse le consentement à payer médian pour les marques connues (de 6 % à 11 % du prix selon le produit). Le consentement à payer lié au volume du produit est inférieur à ce qui devrait prévaloir dans un cadre rationnel : pour le consommateur médian, une augmentation de volume de lessive de 10 % se traduit par une hausse de 5 % seulement de son consentement à payer. Il faut néanmoins signaler que le visuel du paquet de lessive était de même taille pour les flacons de 2 L et 3 L, biaisant potentiellement à la baisse le consentement à payer pour le volume.

Par ailleurs, une majorité de consommateurs ont une légère préférence pour les produits positionnés à gauche ou au centre dans les expériences de choix, ce qui renvoie au sens de lecture : les répondants commencent généralement par considérer le produit situé le plus à gauche. L'influence du positionnement latéral des produits peut ainsi refléter des processus de décision où le répondant sélectionne le premier produit qui entre dans un certain nombre de critères prédéfinis, plutôt que de maximiser son utilité en considérant les trois produits. Il s'agit toutefois d'un phénomène assez marginal, qui ne suffit pas à remettre en cause le choix d'un modèle à utilité aléatoire. En effet, pour le consommateur médian, la préférence pour le produit de gauche relativement au produit le plus à droite est l'équivalent d'un différentiel de prix de 3,3 %<sup>15</sup>.

Au delà de l'analyse du consentement médian, la distribution des consentements à payer, tant pour la qualité environnementale que pour les marques connues, fait apparaître une forte hétérogénéité parmi les répondants : s'agissant de la qualité environnementale notamment, un quart des répondants ont un consentement à payer inférieur à 6 % du prix du produit, tandis qu'un autre quart en ont un supérieur à 68 % de son prix<sup>16</sup>.

<sup>11</sup> La log-vraisemblance est simulée avec 1 000 000 tirages et calculée à la valeur estimée des paramètres des lois normales sous-jacentes.

<sup>12</sup> Un test statistique de comparaison des log-vraisemblances selon les modèles serait néanmoins nécessaire pour conclure fermement sur le choix des distributions.

<sup>13</sup> Dans l'estimation des différents modèles, on a supposé par cohérence que les paramètres de consentements à payer pour la marque ( $CAP_{marque\_lessive}$ ,  $CAP_{marque\_jeans}$  et  $CAP_{marque\_yaourt}$ ) relevaient du même type de distribution.

<sup>14</sup> On choisit, pour apprécier les différents consentements à payer, d'en commenter les médianes et les quartiles plutôt que les moyennes. En effet, les lois log-normales suivies par certains coefficients aléatoires ont des valeurs extrêmes élevées (queues de distribution épaisses à droite) qui influent fortement sur la valeur moyenne mais concernent peu d'individus. En outre, du fait de la nature des distributions choisies, les médianes des coefficients correspondent aux valeurs moyennes des lois sous-jacentes : le consommateur médian du point de vue des coefficients d'intérêt est le consommateur moyen du point de vue des lois normales sous-jacentes.

<sup>15</sup> 0,22/6,7

<sup>16</sup> Un travail ultérieur s'attachera à identifier, dans cette hétérogénéité des consentements à payer, une typologie d'attitudes à l'égard de l'environnement.

Enfin, les consentements à payer pour la note environnementale, la marque et le volume ont une forte corrélation positive, indiquant que les individus sensibles à la qualité environnementale des produits le sont également aux marques connues ou au volume (cf. annexe 6). Le paramètre  $\lambda_i$ , mesurant l'impact des caractéristiques des produits sur les décisions, est corrélé négativement avec les consentements à payer : les individus les plus attentifs dans leurs choix sont donc aussi ceux qui recherchent avant tout le prix minimal. En revanche, il n'apparaît pas de corrélation significative entre le paramètre  $\lambda_i$  et la préférence latérale.

**Tableau 1 : Estimation des quartiles pour chaque paramètre du modèle (écart-types entre parenthèses) dans la version de référence du questionnaire**

Paramètre	Forme de distribution	Moyenne	Écart-type	Distribution		
				1 <sup>er</sup> quartile	médiane	3 <sup>e</sup> quartile
$\alpha_1$ gauche (réf. droite)	Normale	0,22 (0,06)	0,76 (0,07)	-0,29 (0,07)	0,22 (0,06)	0,7367 (0,07)
$\alpha_2$ centre (réf. droite)	Normale	0,20 (0,04)	0,35 (0,05)	-0,03 (0,06)	0,20 (0,04)	0,44 (0,05)
$\lambda$	Log-normale	17,5 (1,5)	42,4 (6,6)	2,6 (0,2)	6,7 (0,4)	17,0 (1,1)
<b><math>CAP_{note}</math></b>	<b>Log-normale</b>	<b>100 % (14 %)</b>	<b>490 % (128 %)</b>	<b>6,0 % (0,5 %)</b>	<b>20,2 % (1,3 %)</b>	<b>67,6 % (5,3 %)</b>
$CAP_{Marque\_Lessive}$	Log-normale	214 % (86 %)	7 251 % ( 6569 %)	1,1 % (0,3 %)	6,5 % (1,2 %)	38,5 % (5,4 %)
$CAP_{Marque\_Jeans}$	Log-normale	217 % (71 %)	6281 % (4 371 %)	1,3 % (0,3 %)	7,6 % (1,1 %)	43,7 % (5,4 %)
$CAP_{Marque\_Yaourt}$	Log-normale	110 % (30 %)	1 116 % (697 %)	2,6 % (0,6 %)	10,9 % (1,8 %)	46,4 % (5,7 %)
$CAP_{volume\_lessive}$	Normale censurée	78,7 % (5,7 %)	89,2 % (7,0 %)	0	9,5 % (10,2 %)	134 % (9,2 %)

*Log-vraisemblance = -7 379*

Lecture : les consentements à payer pour la qualité environnementale du produit sont distribués de façon log-normale dans la population, avec une valeur médiane égale à 20,2 % du prix du produit.

Note : les paramètres sont estimés par estimation bayésienne hiérarchique, selon des distributions de type normal, log-normale ou normale censurée (colonne 2 du tableau). La log-vraisemblance qui en résulte est estimée à -7 379. Les formes de distribution retenues pour les paramètres sont choisies de façon à la maximiser.

### 3.2. Des consentements à payer sensibles au format d’affichage

Quatre versions du questionnaire ont été réalisées, selon différentes modalités du format d’affichage, chaque répondant ayant été soumis à l’une des quatre versions. Ceci permet de comparer les consentements à payer obtenus sur l’échantillon soumis à la version de référence du questionnaire (partie 4.1 précédente) avec ceux obtenus sur les échantillons soumis aux autres versions.

#### L’affichage obligatoire serait plus efficace que le mode volontaire en termes d’impact sur les comportements d’achat des consommateurs

Notre étude montre qu’en termes d’impact sur les comportements d’achat des consommateurs, un affichage obligatoire serait plus efficace qu’un affichage d’application volontaire. En premier lieu, l’étiquette environnementale a davantage d’influence sur les choix des consommateurs dans un cadre obligatoire que dans un cadre volontaire. Au sein des produits affichant une étiquette, les consentements à payer pour la qualité environnementale sont plus élevés dans un cadre obligatoire que dans un cadre volontaire (respectivement 20 % et 13 % du prix du produit, tableau 3). Ce résultat peut avoir plusieurs interprétations. La présence de signaux négatifs (notes inférieures à la moyenne) dans un cadre volontaire peut par exemple crédibiliser l’information environnementale délivrée par le dispositif d’affichage. Ces signaux négatifs, délivrés sur fond rouge, peuvent aussi renforcer la perception par les consommateurs du caractère potentiellement nocif pour l’environnement des produits achetés.

En second lieu, dans le cadre d’un affichage volontaire, les produits sans étiquette environnementale sont considérés par les consommateurs comme peu inférieurs aux produits affichant une étiquette. En effet, le consommateur médian attribue implicitement aux produits sans étiquettes une note globale égale à 2,5<sup>17</sup> (écart-type égal à 0,04), soit l’équivalent d’une note comprise entre C et D. Cette note implicite est tout juste inférieure à l’éventail des notes affichées (de A à C) alors que l’échelle de note descend jusqu’à la lettre E. Ce résultat valide *a posteriori* notre hypothèse selon laquelle seules les notes supérieures ou égales à la moyenne seraient affichées dans un cadre volontaire : l’affichage d’une note D ou E diminue la probabilité d’achat d’un produit par le consommateur médian, de sorte que les producteurs n’auraient probablement pas intérêt à afficher les étiquettes correspondantes. Dans un cadre volontaire, l’affichage environnemental ne tendrait donc pas à se répandre spontanément sur ces produits.

Il est possible que la note implicite attribuée aux produits sans affichage dépende directement des notes figurant sur les produits affichés. En effet, les consommateurs ont été confrontés sur les produits électroménagers à des échelles de notes descendant plus bas que l’éventail des produits réellement proposés à la vente. Si le consommateur ne voit que des notes élevées, il peut penser que la plupart des produits se situent dans l’éventail affiché. Dans ce cas, il peut exister de multiples situations d’équilibre dans un cadre volontaire. Par exemple, si seuls les produits étiquetés A ou B affichent leurs étiquettes, la note implicite attribuée par les consommateurs aux produits sans étiquettes peut remonter d’un cran par rapport à notre expérience, de sorte que les produits notés C n’auront plus intérêt à afficher leur étiquette. Dans un tel contexte, l’affichage ne peut se répandre spontanément : si on fait l’hypothèse que les premiers produits à afficher leur étiquette seront les mieux notés, les producteurs n’auront pas intérêt par la suite à pratiquer l’affichage sur les produits de niveau moyen.

De manière attendue, la sensibilisation aux impacts environnementaux des produits a un effet positif sur les consentements à payer pour une amélioration de la note environnementale. Le consentement à payer médian est de 25 % du prix du produit après sensibilisation, contre 20 % en son absence (version de référence). Cet écart est relativement faible, mais significatif au seuil de 5 %. Il convient de rappeler que la sensibilisation considérée ici correspond à un deuxième niveau de sensibilisation, qui décrit les impacts environnementaux spécifiques des yaourts, lessives et jeans présentés dans les expériences de choix (voir annexe 8). L’étiquette environnementale est expliquée aux répondants dans toutes les versions du questionnaire, ce qui constitue un premier niveau de sensibilisation (voir annexe 7).

Enfin, l’étude révèle un consentement à payer médian légèrement moins élevé pour des produits étiquetés sans note globale<sup>18</sup> (18 %, contre 20 % dans la version de référence avec note globale). L’écart n’est toutefois significatif qu’au seuil de 10 %. Dans le cadre de notre enquête, la mise en place d’une note globale permettant de synthétiser les informations environnementales et de classer plus facilement les produits s’avère peu utile. Les conditions d’expérience influencent directement ce résultat : en effet, les empreintes environnementales affichées sur les produits sont corrélées à 80 %. Dès lors, les situations où le consommateur a réellement besoin d’une note globale pour déterminer le meilleur produit (ou le plus mauvais) sont peu

<sup>17</sup> Cette note implicite est obtenue en rapportant le consentement à payer médian pour les produits sans affichage au consentement à payer médian pour la note globale ( $\delta_i / CAP_{note,i}$ ). Le consommateur médian considéré ici est médian pour ses consentements à payer, et non pour le ratio considéré.

<sup>18</sup> Dans la version « sans note globale », la note globale est calculée et introduite dans le modèle (c’est la moyenne simple des différents critères), mais elle n’est pas affichée sur le produit.

fréquentes : seulement 20 % des expériences de choix sont concernées. En l'absence de corrélation ce taux atteindrait 75 %. La portée de notre résultat en conditions réelles est donc tributaire de la corrélation effective entre les différentes empreintes environnementales des produits.

**Tableau 2 : Estimation des CAP pour l'environnement selon le format d'affichage (écart-types entre parenthèses)**

Version du questionnaire	1 <sup>er</sup> quartile des <i>CAP</i> <sub>note, i</sub>	Médiane des <i>CAP</i> <sub>note, i</sub>	3 <sup>e</sup> quartile des <i>CAP</i> <sub>note, i</sub>
Référence	6,0 % (0,5 %)	20,2 % (1,3 %)	67,6 % (5,3 %)
Affichage sans note globale	5,1 % (0,4 %)	17,6 % (1,1 %)	60,5 % (4,6 %)
Avec sensibilisation	7,3 % (0,5 %)	25,1 % (1,5 %)	86,2 % (6,9 %)
Affichage volontaire	3,7 % (0,3 %)	12,2 % (0,8 %)	40,8 % (2,9 %)

Lecture : le consentement à payer pour la qualité environnementale du produit a une valeur médiane de 25,1 % du prix du produit dans l'expérience avec sensibilisation.

### Les consentements à payer apparaissent similaires au regard de la famille de produits

Les consentements à payer pour une amélioration de la qualité environnementale ne diffèrent pas significativement selon la famille de produits considérée (yaourts, lessive ou jeans) (tableau 6). Dans nos expériences de choix, les répondants ont donc un consentement à payer pour l'environnement proportionnel au prix du produit, que ce soit pour des achats de type réfléchis et relativement occasionnels (jeans), des achats routiniers (yaourts) ou des achats de produits généralement associés dans l'esprit du consommateur à des impacts environnementaux forts (lessives, de par leur toxicité). Toutefois, ce résultat peut être influencé par notre méthode de révélation des consentements à payer, qui ne reproduit pas le caractère plus ou moins routinier des achats selon les produits (cf. partie 5).

L'analyse par produit confirme que le consentement à payer médian pour une amélioration d'un cran de la note globale dépasse le consentement à payer médian pour chacune des marques à fort capital commercial utilisées dans l'enquête. Ce résultat tend à confirmer qu'il existe une marge d'action pour infléchir la consommation et la production vers des pratiques plus durables : les budgets actuellement consacrés à l'éco-conception des produits sont probablement inférieurs aux budgets publicitaires, alors qu'un dispositif d'affichage adéquat permettrait de rendre ces investissements aussi rentables.

**Tableau 3 : Estimation des CAP médians selon la famille de produit (écart-types entre parenthèses)**

Produit	CAP Note	CAP Marque	CAP Volume
Yaourt	19,2 % (1,4 %)	9,2 % (2,1 %)	-
Jeans	20,2 % (1,9 %)	9,7 % (2,7 %)	-
Lessive	18,9 % (1,6 %)	4,8 % (1,0 %)	34,6 % (13,8 %)

### 3.3. L'affichage environnemental, plus efficace que les écolabels

Une partie du questionnaire de l'enquête renseigne sur la consommation de produits éco-labellisés des répondants. On peut donc estimer les consentements à payer pour une amélioration de la note environnementale des produits, en fonction de l'attrait des répondants pour les produits éco-labellisés (cf. tableau 8). La fréquence d'achat de ce type de produits a un lien très fort avec les consentements à payer estimés : la médiane évolue de 6 % du prix du produit pour les consommateurs n'achetant jamais de produits écolabellisés à 47 % pour les consommateurs en achetant souvent. Par ailleurs, même les répondants qui n'achètent jamais de produits écolabellisés (18 % de la population) ont des consentements à payer positifs non nuls pour des produits favorables à l'environnement (consentement à payer médian de 6 % très significatif). Même en supposant un biais à la hausse dans les consentements à payer révélés dans nos expériences (voir partie 5), ces résultats tendent à montrer que la plupart des consommateurs ont un consentement à payer positif pour des produits plus respectueux

de l'environnement. Ainsi, l'affichage environnemental tendrait à toucher un spectre plus large de consommateurs que les marchés restreints des écolabels.

**Tableau 4 : CAP pour l'environnement selon la consommation de produits éco-labellisés**

Fréquence de d'achat de produits éco-labellisés	Répartition dans la population	Médiane des CAP / IC 95 %
Toujours ou souvent	23 %	46,8 % [36,4 % ; 57,2 %]
Quelquefois	51 %	20,2 % [17,0 % ; 23,3 %]
Jamais	18 %	6,4 % [ 4,2 % ; 8,5 %]
NSP / Ne fait pas les courses	8 %	20,4 % [12,0 % ; 28,8 %]

#### 4. Discussion : biais de mesure et portée des résultats en conditions réelles

La réalisation d'une enquête avec expériences de choix hypothétiques permet, comme on vient de le voir, d'estimer les consentements à payer des consommateurs pour les diverses caractéristiques des produits considérés. Les résultats obtenus sont toutefois sujets à un biais hypothétique du fait du caractère virtuel des expériences de choix réalisées lors de l'enquête (cf. Ceci-Renaud et Thao-Khamsing, 2012), et pourraient surestimer les consentements à payer réels. Par ailleurs, les conditions d'expérience s'éloignent par plusieurs aspects des conditions d'achat réelles, où les décisions ne sont pas nécessairement le reflet des véritables préférences (rationalité limitée et biais comportementaux). Dans cette partie, nous discutons dans quelle mesure les résultats de nos expériences peuvent s'appliquer en cas de généralisation de l'affichage environnemental sur les différents lieux de vente.

##### 4.1. Le biais hypothétique : un comportement mal connu dans la littérature

Un biais hypothétique est susceptible d'apparaître dès lors que le répondant ne se trouve pas en situation de paiement réel. Les consentements à payer mesurés surestiment alors les consentements à payer réels des individus. La littérature économique fournit quelques indications de l'ampleur de ce phénomène : un panel d'économistes du *National Oceanic and Atmospheric Administration* (NOAA) recommande ainsi de diviser par deux les consentements à payer hypothétiques pour refléter les consentements à payer réels (NOAA, 1994 et 1996) et la méta-analyse réalisée par List et Gallet (2001) montre même un facteur trois en moyenne. Murphy et al. (2005) approfondissent ces travaux en testant leur robustesse aux valeurs extrêmes et en ne retenant que les études pour lesquelles les consentements à payer hypothétiques et réels sont mesurés par le même mécanisme de révélation. Ils concluent à un facteur moyen de 2,6, mais montrent aussi que la distribution des facteurs hypothétiques est très étalée à droite, avec une médiane à 1,35. En d'autres termes, la surestimation du consentement à payer moyen due au biais hypothétique serait inférieure à 35 % pour la moitié des études.

Dans ces méta-analyses, les expériences menées en laboratoire avec paiements réels sont considérées comme révélatrices des consentements à payer véritables. Cependant, les mesures de consentements à payer effectuées dans un contexte de laboratoire peuvent également différer des consentements à payer réels. En particulier, les sujets de l'expérience savent qu'ils peuvent substituer à l'achat en laboratoire les produits disponibles dans leurs points de vente habituels, et dont ils connaissent les prix. Ils peuvent donc renoncer à un achat proposé dans le cadre de l'expérience non parce que leur consentement à payer est inférieur au prix proposé mais parce qu'ils projettent d'acheter le produit meilleur marché ultérieurement. Les prix réels opèrent une censure à droite des consentements à payer mesurés en laboratoire, ce qui peut conduire à une sous-estimation du consentement à payer moyen (Harrison, 2006). Les résultats précédents pourraient donc majorer l'ampleur du biais hypothétique.

Face à la grande variabilité du biais entre les études, il importe de mieux connaître les déterminants du biais hypothétique, mais il n'existe en la matière que des informations parcellaires. Murphy et al. (2005) montrent qu'au sein des méthodes de préférence déclarées, les expériences de choix tendent à réduire le biais hypothétique relativement à des évaluations contingentes où les consentements à payer sont déclarés directement. Ce dernier résultat est confirmé par une méta-analyse de Florax et al. (2005) portant sur les consentements à payer pour la réduction des risques sanitaires et environnementaux liés à l'usage agricole des pesticides. Les auteurs trouvent que les consentements à payer révélés par expériences de choix hypothétiques sont significativement inférieurs aux consentements à payer obtenus par évaluation contingente, même s'ils restent supérieurs aux consentements à payer obtenus par des méthodes de préférences révélées.

Par ailleurs, plusieurs études tendent à montrer que le biais hypothétique est plus faible pour des produits familiers (Johnston, 2006). Dannenberg (2009), qui réalise une méta-analyse des études mesurant les consentements à payer pour des produits sans OGM, ne trouve pas de différence significative entre les consentements à payer obtenus par expériences de choix hypothétiques et les consentements à payer obtenus par ventes expérimentales.

Enfin, une littérature récente tente d'expliquer l'origine du biais hypothétique (voir notamment Mitani et Flores, 2010, Murphy et al., 2010) mais ces travaux restent embryonnaires et ne permettent pas d'anticiper avec quelle amplitude le biais peut varier entre les individus. Il est probable que ce biais contribue à augmenter l'hétérogénéité des consentements à payer estimés, dans la mesure où il peut affecter chaque individu de façon différente.

Au vu de ces résultats, deux caractéristiques de nos expériences tendent à limiter l'ampleur du biais hypothétique : les consentements à payer sont déclarés indirectement par des expériences de choix et, par ailleurs, les choix portent sur des produits familiers. Si on s'en tient à cette littérature, notre étude devrait s'inscrire dans la fourchette basse des biais hypothétiques, avec un ordre de grandeur inférieur à 50 % pour l'estimation du consentement à payer moyen.

#### 4.2. Comparaison avec des consentements à payer estimés en laboratoire ou en conditions d'achat réelles

Une autre façon de se faire une idée sur l'ampleur du biais hypothétique affectant nos résultats consiste à les comparer aux résultats d'expériences menées sur des produits réels avec paiements réels. Quelques unes d'entre elles sont assez comparables à la nôtre dans la mesure où les consentements à payer mesurés portent sur des aspects liés à l'environnement et les populations d'étude sont issues de pays développés (tableau 9).

Le premier fait marquant dans ces travaux est la forte variabilité des résultats, puisque les consentements à payer moyens obtenus fluctuent entre 10 % et 250 % du prix du produit. Comme ces travaux évaluent l'impact de signaux qualitatifs binaires (le label est présent ou non), le consentement à payer équivalent dans nos expériences correspondrait probablement à deux ou trois crans de note globale, soit un consentement à payer *moyen* de l'ordre de 200 à 300 % dans la version de référence de notre questionnaire. Ce résultat est un peu au-delà de la plage de variabilité des consentements à payer obtenus avec paiements réels. Notre consentement à payer *médian*, de l'ordre de 40 à 60 % pour une amélioration de deux à trois crans de la note environnementale dans la version de référence du questionnaire, paraît en revanche cohérent avec les ordres de grandeur obtenus avec paiements réels (en supposant pour ces derniers que la moyenne et la médiane des consentements à payer sont du même ordre de grandeur).

**Tableau 5 : Résultats d'expériences avec paiements réels pour des CAP portant sur des caractéristiques environnementales**

Auteurs	Date de publication	Méthodologie	Produit proposé	Objet du CAP	CAP moyen		Écart-type des CAP (euros)
					% du prix du produit	euros	
Dannenberg et al.	2011	laboratoire	barre chocolat	non-OGM	240	0,26	0,31
Dannenberg et al.	2012	laboratoire	huile (bouteille)	non-OGM	86	0,56	0,60
Mahé	2009	laboratoire	chocolat (tablette)	label CE	80	0,40	0,40
Bazoche et al.	2014	laboratoire	pommes golden (1 kg)	label AB	56	0,56	
Bazoche et al.	2014	laboratoire	pommes golden (1 kg)	réduction des pesticides	44	0,44	
Compris et al.	2011	laboratoire	Pommes (1 kg)	label AB	43	0,44	
Boucherara et Combris	2009	laboratoire	jus d'orange (1 L)	écolabel	29	0,25	
Disdier et Marette	2012	laboratoire	crevettes (100 g)	label CE	26	0,57	
Disdier et Marette	2013	laboratoire	cornichons (1 pot)	production locale	24	0,58	
Björner et al.	2004	expérimentation	détergents compacts	Écolabel Nordic Swan	17-29	0,44	
Disdier et Marette	2012	laboratoire	crevettes (100 g)	label AB	21	0,50	
Björner et al.	2004	expérimentation	papier toilette	Écolabel Nordic Swan	13-18	0,36	
Björner et al.	2004	expérimentation	Serviettes en papier	Écolabel Nordic Swan	ns	0,14	

Note : AB : agriculture biologique ; CE : commerce équitable.

C'est surtout la dispersion des consentements à payer qui apparaît importante dans nos expériences : l'écart-type y est cinq fois supérieur au consentement à payer moyen et vingt-cinq fois supérieur au consentement à payer médian. Dans les expériences réalisées avec paiements réels, l'écart-type des consentements à payer, lorsqu'il est connu, est du même ordre de grandeur que la moyenne. Il semble donc que la singularité de nos résultats tient surtout à un fort étalement à droite des consentements à payer, en lien avec le choix d'une distribution log-normale. Pour autant, ce choix a été dicté par les données puisque c'est celui qui maximise la fonction de vraisemblance.

Il est possible que le caractère hypothétique de l'expérience autorise certains individus à faire leurs choix sans tenir aucun compte des prix des produits, d'où des consentements à payer extrêmes qui n'auraient pas cours dans un cadre de paiement réel. Ce type de comportement affecterait fortement la dispersion et la moyenne des consentements à payer, mais n'aurait que peu d'effet sur la médiane des consentements à payer. En effet, les indicateurs de qualité des réponses au questionnaire sont bons (voir annexe 2) ce qui tend à prouver que la plupart des répondants ont prêté attention à leurs réponses.

Nos expériences ont une autre particularité qui pourrait influencer la dispersion des consentements à payer : chaque individu est confronté à des prix dont il a lui-même fixé l'ordre de grandeur en choisissant un prix minimum et un prix maximum. Nous mesurons donc les consentements à payer pour les caractéristiques du produit en pourcentage des consentements à payer individuels pour le produit. Dans la plupart des études, les consentements à payer sont mesurés en pourcentage du prix moyen du produit, qui est commun à tous les individus. Si les consentements à payer pour les caractéristiques, en euros, sont faiblement corrélés aux consentements à payer pour le produit, le coefficient de variation du ratio est supérieur au coefficient de variation du numérateur. Notre approche tend alors à augmenter la variabilité individuelle dans les consentements à payer pour les caractéristiques mesurés en pourcentage.

Cette particularité de notre expérience peut aussi entraîner un biais de surestimation des consentements à payer au sens où le prix n'est pas traité de façon homogène par rapport aux autres caractéristiques. Les comportements de restriction automatique du choix sur la base d'une fourchette de prix sont supposés avoir lieu en amont du choix présenté aux répondants. Une partie de l'influence des prix sur les choix est donc gommée dans nos mesures. Cependant, de tels comportements de choix basés sur des critères impératifs sont en contradiction avec le concept même de consentement à payer, qui suppose que les individus

comparent l'ensemble des caractéristiques des produits pour effectuer un choix rationnel conforme à leurs préférences. C'est la raison pour laquelle nous avons souhaité exclure de nos expériences les comportements de restriction impérative sur les prix.

### 4.3. Certains résultats permettent d'apprécier l'importance des biais de mesure

Une troisième façon d'étudier les biais de mesure des consentements à payer dans nos expériences est d'examiner la cohérence interne de nos résultats, et notamment la variabilité des consentements à payer selon le comportement d'achat d'écolabels (tableau 8). En particulier, le consentement à payer médian des consommateurs n'achetant jamais d'écolabels (6 % du prix du produit) constitue une borne supérieure pour l'impact des biais de mesure sur le consentement à payer médian de cette population (sauf à supposer que plus de la moitié des individus considérés souhaitent une dégradation de l'environnement). Or le consentement à payer médian estimé pour la moitié des consommateurs consommant occasionnellement des écolabels est largement supérieur à cette borne. Ceci conforte notre résultat selon lequel une majorité de consommateurs ont un consentement à payer strictement positif pour les performances environnementales des produits, et sont donc une cible potentielle pour un dispositif d'affichage.

Par ailleurs, les consentements à payer pour les marques sont également susceptibles d'être affectés par les biais de mesure de nos expériences. Comme pour les consentements à payer environnementaux, les moyennes et dispersions paraissent élevées, mais les médianes ont un ordre de grandeur raisonnable (6 à 11 % du prix des produits selon la marque). List et Gallet (2001) et Murphy et al. (2005) ont montré que le biais hypothétique est généralement supérieur pour les biens publics relativement aux biens privés, même si ce résultat est également contesté (Little et Berrens, 2004). Dans le cadre de notre expérience et selon ce résultat, le biais devrait être plus faible pour les consentements à payer pour les marques relativement aux consentements à payer pour l'environnement. Cependant, même en considérant un biais nul pour les marques et un facteur deux pour l'environnement, le consentement à payer médian pour une amélioration d'un cran de la note environnementale des produits reste du même ordre de grandeur que le consentement à payer médian pour les marques. Compte tenu des budgets significatifs investis par les marques dans leur image et leur notoriété, il est raisonnable de penser que le consentement à payer médian pour les marques n'est pas nul, et donc le consentement à payer médian pour la note environnementale ne l'est pas non plus.

### 4.4. Les comportements d'achat en conditions réelles ne traduisent pas nécessairement les véritables consentements à payer des consommateurs

Les biais de mesure des consentements à payer constituent une première source d'écart entre nos expériences et les comportements d'achat des consommateurs en conditions réelles, mais il en existe d'autres. Les consentements à payer reflètent les préférences des individus et il est utile de les connaître pour effectuer des calculs de bien-être. Cependant, ils ne s'expriment pas parfaitement dans un contexte d'achat réel. En effet, les consommateurs sont souvent confrontés à un choix de produits très large, avec des caractéristiques très nombreuses, de sorte que les coûts d'acquisition (lecture d'étiquettes) et de traitement des informations peuvent dépasser les capacités des individus ou l'enjeu de l'achat réalisé. Les consommateurs mettent en place des routines qui leur permettent de prendre une décision rapidement, sans optimiser parfaitement chacun de leurs achats. Les comportements d'élimination automatique basés sur des critères impératifs de prix, exclus de nos expériences, entrent dans cette catégorie des routines d'achat. À l'extrême de la simplification, le consommateur pressé choisit son produit habituel sans prendre le temps de le comparer aux autres. Ce n'est que dans le moyen ou long terme que le consommateur va remettre en question ses routines d'achat pour les adapter à ses préférences.

Au-delà des biais de mesure des consentements à payer, d'autres biais sont donc susceptibles d'induire des différences de comportements entre le cadre de notre enquête et les conditions réelles. Ainsi, un biais contextuel découle du fait que la disposition du répondant, au moment de répondre, n'est pas la même qu'en situation d'achat réelle : il dispose peut-être de davantage de temps pour choisir le produit, il n'est pas confronté à son magasin et à ses produits habituels et ne peut donc appliquer ses routines d'achat comme à son habitude, etc. Outre le caractère plus réfléchi des achats, Lusk et al. (2006) et Lusk et Norwood (2009) montrent que lorsque l'objet d'étude comporte une dimension éthique, les comportements se révèlent différents en laboratoire et sur le terrain. La conscience d'être observé tend à générer des comportements plus vertueux qu'en conditions réelles. Notre expérience est exposée à ce biais, même si une enquête par *internet* est probablement moins exposée au biais de désirabilité sociale que des réponses en laboratoire.

En tout état de cause, seules les expériences conduites en conditions réelles peuvent prétendre à l'absence de biais dans la mesure d'impact, mais les caractéristiques des acheteurs sont souvent mal connues et les effectifs étudiés sont faibles. Si la validité interne de ces expériences est importante, leur pouvoir prédictif butte sur les limites de leur validité externe. En particulier, il s'agit généralement d'expériences à petite échelle et de courte durée qui ne permettent pas d'évaluer l'impact d'un dispositif à long terme et à l'échelle européenne.

## 4.5. Conclusions sur la portée de nos résultats en conditions réelles

Du fait du caractère virtuel des expériences de choix réalisées dans notre enquête, nos résultats comportent un biais hypothétique qui conduit vraisemblablement à une surestimation de la moyenne et de la dispersion des consentements à payer. Ce biais est peut-être renforcé par l'élimination, dans nos expériences, des comportements de présélection des produits basés uniquement sur une fourchette de prix. Au regard des éléments disponibles dans la littérature, le biais hypothétique devrait être assez faible en ce qui concerne nos estimations de consentements à payer médians. Quoi qu'il en soit, les biais de mesure ne sont pas de nature à remettre en cause le résultat selon lequel une majorité de consommateurs a un CAP positif pour les performances environnementales des produits.

Au-delà du biais hypothétique, nos résultats peuvent différer des comportements qui prévaudraient en situation réelle. Les consentements à payer que nous mesurons illustrent le potentiel de l'affichage lorsque celui-ci est mis en œuvre de façon harmonisée, très visible et sur des temps relativement longs. En effet, les étiquettes environnementales réalisées dans le cadre de l'enquête sont homogènes et placées bien en évidence sur les produits. Ce cadre d'application « idéal » est d'autant plus marqué que les répondants sont informés en amont de la nature de l'étiquette et de ce qu'elle représente (annexe 7). Notre enquête s'inscrit donc dans un cadre où l'affichage aurait fait l'objet de campagnes de publicité et où les consommateurs auraient eu le temps de se familiariser avec celui-ci. De plus, l'enquête tend à favoriser la prise en compte de l'étiquette environnementale par le petit nombre de caractéristiques de différenciation des produits. En situation réelle, les différences d'emballage, de parfum ou encore de visuel peuvent détourner l'attention du consommateur des empreintes environnementales.

Enfin, l'enquête s'apparente à une plateforme d'achat en ligne qui reproduit des achats de type réfléchis. Or, en situation réelle, les arbitrages sont dépendants des habitudes et du temps limité accordé aux achats, lesquels conduisent à des comportements routiniers comme par exemple l'achat répété du même produit. On peut néanmoins supposer que ces comportements sont susceptibles d'être remis en question par les consommateurs sur le long terme. L'expérience acquise, notamment par les étiquettes énergies des appareils électroménagers, prouve en effet que l'assimilation d'un nouvel étiquetage par le grand public est un processus qui nécessite plusieurs années.

En dépit de toutes ces limites, il reste que les comportements d'achat d'écolabels déclarés par les consommateurs sont très liés aux consentements à payer révélés dans les expériences de choix. Ce résultat tend à prouver que nos consentements à payer virtuels contiennent une information pertinente pour la prédiction de comportements d'achat en conditions réelles. Par ailleurs, le biais hypothétique ou les biais comportementaux n'ont pas de raison de varier fortement entre les différentes versions du questionnaire, de sorte que les comparaisons entre versions restent légitimes. En particulier, la supériorité de l'affichage obligatoire sur l'affichage volontaire n'est pas remise en cause.

## Conclusion

L'élaboration d'une enquête avec expériences de choix hypothétiques se révèle riche d'enseignements en matière de comportements des consommateurs vis-à-vis d'un dispositif d'affichage environnemental sur les produits de consommation. En effet, les consentements à payer des consommateurs apparaissent significatifs à l'égard de produits dont la note environnementale serait plus élevée. Ils semblent notamment surpasser les consentements à payer associés aux produits de marques à fort potentiel commercial. La plupart des consommateurs se montrent susceptibles d'être influencés dans leurs achats par un dispositif d'affichage environnemental, bien au-delà des marchés de niche souvent associés aux logos environnementaux. Par ailleurs, un affichage environnemental obligatoire serait plus efficace qu'un dispositif volontaire pour orienter les comportements d'achat : les caractéristiques environnementales sont davantage prises en compte par les consommateurs lorsqu'elles sont affichées sur tous les produits. De plus, les produits non étiquetés sont relativement bien perçus par les consommateurs, si bien qu'un dispositif volontaire ne tendrait pas à s'étendre spontanément.

Ces résultats sont sujets à des biais du fait notamment du caractère virtuel des achats réalisés lors de l'enquête. Toutefois, certains résultats tendent à montrer que ces biais ne sont pas d'ampleur suffisante pour remettre en cause qualitativement nos résultats.

Les travaux présentés ici sont loin d'exploiter toute la richesse de l'enquête réalisée. En particulier, des travaux ultérieurs pourront s'attacher à explorer les déterminants des consentements à payer des consommateurs, à travers une typologie de leurs attitudes à l'égard de l'environnement. Les chercheurs souhaitant accéder aux données pour leurs propres travaux peuvent les obtenir gratuitement (voir annexe 1).

## Références

- Ardilly, P. (2006), « Les techniques de sondage », Éditions TECHNIP, chapitre II-6.
- Bigot, R., P. Crouette et F. Recours (2010), « Enquêtes en ligne : peut-on extrapoler les comportements et les opinions des internautes à la population générale ? », CREDOC, Cahier de Recherche n°273, décembre 2010.
- Bazoche, P., P. Combris, E. Giraud-Héraud, A. S. Pinto, F. Bunte et E. Tsakiridou (2014), "Willingness to pay for pesticide reduction in the EU: nothing but organic?", *European Review of Agricultural Economics*, vol 41, pp 87-109.
- Bernard, Y., L. Bertrandias et L. El Gaaïed (2012), « L'efficacité de l'étiquetage environnemental : résultats d'une étude quasiexpérimentale exploratoire », document de travail à paraître (2012) Référence non publiée
- Bjorner, T. B., L. G. Hansen et C. S. Russell (2004), "Environmental labeling and consumers' choice – an empirical analysis of the effect of the Nordic Swan", *Journal of Environmental Economics and Management* 47:411-434.
- Bleda, M., et M. Valente (2009), "Graded eco-labels: A demand-oriented approach to reduce pollution", *Technological Forecasting & Social Change* 76, 512-524, 2009.
- Bougherara, D., et P. Combris (2009), "Eco-labelled food products: what are consumers paying for?", *European Review of Agricultural Economics*, 36 (3), 321-341.
- Bougherara, D., et Piguët (2008), « Marchés avec coûts d'information sur la qualité des biens : une application aux produits écolabellisés », *Economie et Prévision* n°182.
- Breard, D. (2014), "Consumer Confusion over the Profusion of Eco-labels: Lessons from a Double differentiation Model", *Resource Energy Economics* 37:64-84.
- Cambell, D. (2014) "Elimination by aspects in discrete choice experiments: implications of not accounting for dominant attributes"
- Cantillo, V. et J. Dios Ortuzar (2004) "A semi-compensatory discrete choice model with explicit attribute thresholds of perception"
- Couper, M. P. (2000), "Web Surveys – A Review of Issues and Approaches", *Public Opinion Quarterly*, vol. 64, pp 464-494.
- Combris P., Seabra Pinto A., Bazoche, P., Berjano, M., Giraud-Heraud, E., Hanus C. et Maia R. (2011), "Consumer's willingness to pay for reduced pesticides use on production of fresh and processed apples". Document de travail.
- Dannenberg, A. (2009), "The dispersion and development of consumer preferences for genetically modified food – A meta-analysis", *Ecological Economics* 68: 2182-2192.
- Dannenberg, A., S. Scatista et B. Sturm (2011), "Mandatory versus voluntary labelling of genetically modified food: evidence from an economic experiment", *Agricultural Economics* 42:373-386.
- De Palma, T. (1987), « Les Modèles de choix discrets ». *Annales d'économie et de statistique* N°9.
- Disdier, A-C., et S. Marette (2012), "Taxes, minimum-quality standards and/or product labeling to improve environmental quality and welfare: Experiments can provide answers", *Journal of Regulatory Economics*, vol.41, n° 3. pp. 337-357.
- Disdier, A-C., et S. Marette (2013), "Globalisation Issues and Consumers' Purchase Decisions for Food Products: Evidence from a Lab Experiment", *European Review of Agricultural Economics*, vol. 40, n° 1. pp. 23-44.
- Florax, R. J. G. M., C. M. Travisi et P. Nijkamp (2005), "A meta-analysis of the willingness to pay for reductions in pesticide risk exposure", *European Review of Agricultural Economics* Vol 32:441-467.
- Frippiat, D. et N. Marquis (2010), « Les enquêtes par Internet en sciences sociales : un état des lieux », *Population – vol.65*, pp 309-338.
- Harrison, G. W. (2006), "Experimental Evidence on Alternative Environmental Valuation Methods ", *Environmental and Resource Economics*, Vol. 34, Issue 1, pp 125-162.
- Johnston R. J. (2006), "Is hypothetical bias universal? Validating contingent valuation responses using a binding public referendum", *Journal of Environmental Economics and Management* 52:469-481.
- List, J. A. et C. A. Gallet (2001), "What experimental Protocol Influence Disparities Between Actual and Hypothetical Stated Values? Evidence from a Meta-Analysis", *Environmental and Resource Economics* 20:241-254.

- Little, J. et R. Berrens (2004), "Explaining Disparities between Actual and Hypothetical Stated Values: Further Investigation Using Meta-Analysis, *Economics Bulletin* Vol. 3, No. 6 pp. 1-13.
- Lusk, J. L., J. R. Pruitt et B. Norwood (2006), "External Validity of a Framed Field Experiment", *Economics Letters* 93:285-290.
- Lusk et Norwood (2009), "Bridging the Gap between Laboratory Experiments and Naturally Occurring Markets: An Inferred Valuation Method", *Journal of Environmental Economics and Management* 58:236-250.
- Mahé, T. (2009), « Préférences des consommateurs pour des aliments avec des labels sociaux et environnementaux. Approches empiriques, expérimentales et comportementales », thèse pour le doctorat en sciences économiques de l'université Pierre Mendès France.
- McFadden, D. et K. Train (2000) "Mixed MNL for discrete response". *Journal of Applied Econometrics* 15, 447-470.
- Mitani et Flores (2014), "Hypothetical Bias Reconsidered: Payment and Provision Uncertainties in a Threshold Provision Mechanism", *Environmental and Resource Economics* Volume 59, Issue 3, pp 433-454.
- Murphy J. J., P. G. Allen., T. H. Stevens and D. Weatherhead (2005), "A Meta-Analysis of Hypothetical Bias in Stated Preference Valuation", *Environment and Resource Economics* 30:313-325, 2005.
- National Oceanic and Atmospheric Administration (1994), "Natural resource damage assessment: proposed rules", *Federal Register* 59:23098-23111.
- OCDE (2013), « Caractérisation des dispositifs d'éco-étiquetage et d'information environnementale », Éditions OCDE, Paris France.
- Ruffieux, B. (coord.), C. Gomy, A. Lacroix et L. Muller (2014) - « Projet Lab2Green. Une étude expérimentale de l'impact sur les choix des consommateurs de différents systèmes d'évaluation environnemental apposés en face avant des aliments. Rapport scientifique » - Paris : Ministère de l'Ecologie, du Développement durable et de l'Energie, 62 p. (Programme MOVIDA)
- Scarpa, R., M. Thiene, et K. Train (2008), "Utility in willingness to pay space: A tool to address confounding random scale effects in destination choice to the Alps". *American Journal of Agricultural Economics* 90, 94-1010
- Spence, A. M. (1975), "Monopoly, quality and regulation", *Bell Journal of Economics* 6:217-429.
- Train, Kenneth E.(2003), "Discrete choice methods with simulation", Cambridge University Press, second edition, 2003.
- Train, K., M. Weeks (2005). "Discrete choice models in preference space and willingness-to-pay space". *Application of simulation methods in environmental and resource economics*.
- Tversky, A. (1972) "Elimination by aspects: a theory of choice". *Psychological Review* 79, 281-299
- Vanclay J. K., J. Shortiss, S. Aulsebrook., A. M. Gillespie, B. C. Howell, R. Johanni, M. J. Maher, K. M. Mitchell, M. D. Stewart et J. Yates (2011), "Customer Response to Carbon Labelling of Groceries", *J Consum Policy* 34:153-160, 2011.
- Weiss, K. et F. Girandola (sous la dir. de) (2010). « Psychologie et développement durable », Paris, In Press.
- Zago, A. M. et D. Pick (2004), "Labelling policies in food markets: Private incentives, public intervention and welfare effects", *Journal of agricultural and resource economics* 29:150-176.

## Annexes

### Annexe 1 : Méthodologie d'enquête et représentativité

Les données exploitées dans cette étude sont issues d'une enquête conçue et financée par le Commissariat général au développement durable du Ministère de l'écologie, du développement durable et de l'énergie. La collecte des données a été réalisée par l'institut de sondage TNS Sofres, filiale du groupe Kantar, avec le concours du fournisseur de panels Lightspeed Research (LSR), affilié au même groupe. Les chercheurs intéressés peuvent obtenir les données gratuitement en s'adressant au Commissariat général au développement durable ([Ernr.Seei.Cgdd@developpement-durable.gouv.fr](mailto:Ernr.Seei.Cgdd@developpement-durable.gouv.fr)).

Le questionnaire a été administré par *internet*, entre le 7 et le 22 novembre 2013. TNS Sofres a interrogé par la méthode des quotas 5 246 panélistes âgés de plus de 18 ans et résidant en France métropolitaine. Pour améliorer la précision des résultats sur les ménages modestes, les individus issus de ces ménages ont été surreprésentés dans l'échantillon. Une pondération des individus a été calculée afin de rendre l'échantillon aussi représentatif que possible de la population générale de France métropolitaine âgée de plus de 18 ans.

Cette annexe décrit la façon dont la sélection des répondants a été mise en œuvre dans la constitution du panel de répondants et son interrogation, et le redressement de l'échantillon par pondérations.

#### 1. Méthode de sélection des répondants et conditions de représentativité

La méthode de sélection utilisée dans cette enquête est largement répandue et consiste à recruter par quotas sur un panel à adhésion volontaire. Dans la typologie des enquêtes internet établie par Couper (2000), il s'agit de la troisième (et la meilleure) méthode de sélection non probabiliste. En d'autres termes, c'est le mieux que l'on puisse faire en l'absence de base de sondage exhaustive de la population cible. Les données brutes sont redressées par post-stratification<sup>19</sup>, de façon à introduire davantage de critères de représentativité que les seules variables de quotas.

La condition de représentativité d'une telle enquête est que la sélection des répondants soit indépendante de l'objet de l'enquête à l'intérieur des catégories utilisées pour la post-stratification. Sous cette hypothèse, la méthode est assimilable à un sondage aléatoire stratifié (Ardilly 2006).

La littérature scientifique (pour une revue récente, voir Frippiat et Marquis, 2010) a montré que cette hypothèse n'est généralement pas parfaitement vérifiée, et la méthode comporte alors des biais de représentativité qui découlent principalement de l'auto-sélection des répondants et du défaut de couverture par *internet* de l'ensemble de la population cible. Selon l'enquête de l'Insee sur les technologies de l'information et de la communication (enquête TIC), *internet* ne couvrait en 2013 que 75 % de la population française<sup>20</sup>. Cependant, une enquête du Credoc réalisée en face-à-face met en évidence que l'accès à *internet* a peu de lien avec les opinions environnementales des Français (Bigot, Croutte et Recours 2010). Ces travaux montrent en outre que la post-stratification sur des variables similaires à celles utilisées pour cette enquête permet de rétablir la représentativité au regard de cinq variables d'opinions environnementales différentes. En amont du redressement de l'échantillon, des précautions ont été prises pour limiter le biais d'auto-sélection et sont détaillées plus loin.

Au total, en dépit du soin porté aux questions de représentativité, on ne peut totalement garantir l'absence de biais. Cependant, ceux-ci sont à relativiser : même les méthodes probabilistes par échantillonnage sur base de sondage, réputées plus fiables, font appel à des hypothèses simplificatrices pour le traitement de la non-réponse. La représentativité de cette enquête par rapport à la population générale de plus de 18 ans reste très supérieure aux expériences conduites en laboratoire sur des échantillons restreints.

#### 2. Constitution du panel et modalités d'interrogation

Le biais d'auto-sélection découle du fait que les répondants sont sélectionnés parmi des personnes volontaires pour répondre à l'enquête. Or les individus qui souhaitent donner leur avis peuvent différer à bien des égards de la population générale (Frippiat et Marquis 2010). On sait par exemple qu'ils sont plus éduqués que la moyenne, et il importe donc de contrôler le niveau d'éducation par quota ou de le corriger par post-stratification. Cependant, la post-stratification ne suffit pas à éliminer toutes les différences. C'est pourquoi il importe de limiter en amont les biais de sélection lors de la constitution du panel de répondants volontaires et lors de son interrogation. Les mesures prises visent à obtenir une bonne diversité des panélistes et à limiter l'importance de l'auto-sélection dans leur participation aux enquêtes.

<sup>19</sup> La post-stratification, ou calage sur marges, consiste à calculer un jeu de pondération qui reproduit la structure de la population cible au regard de quelques caractéristiques. Cette structure (marges de calage) est connue par des sources extérieures à l'enquête.

<sup>20</sup> Selon cette enquête, 75,3 % des individus de 15 ans ou plus résident en France dans un ménage ordinaire (*i.e.* à l'exclusion des résidences collectives telles que les maisons de retraites, les hôpitaux ou les prisons) s'étaient connectés à *internet* au moins une fois au cours des trois mois précédant leur interrogation en 2013.

Le panel Lightspeed Research (LSR) est constitué d'environ 270 000 internautes français. Leur mode de recrutement a la particularité d'être « sélectif » : les adhésions volontaires au panel ne sont pas acceptées et le recrutement n'a lieu que sur invitation. De plus, la participation au panel est limitée dans le temps. LSR lance chaque mois 150 campagnes de recrutement en Europe, et la part de chaque source est limitée à 10 % au sein de chacune des campagnes. Cette stratégie garantit une bonne diversité des centres d'intérêt et des opinions des panélistes recrutés. 20 % du panel est ainsi renouvelé chaque année.

Les panélistes sont incités à répondre aux enquêtes par un système de points attribués à leur entrée dans le panel puis chaque fois qu'ils acceptent de répondre à une nouvelle enquête. Ces points peuvent ensuite être échangés contre des cadeaux ou être transformés en dons pour des associations. Ce système introduit de la diversité dans les motivations des répondants.

Les panélistes ne peuvent répondre aux enquêtes que sur invitation. L'invitation désigne l'enquête sous la forme d'un code chiffré de façon à ce que les panélistes ignorent son commanditaire ou sa thématique (par exemple, l'enquête réalisée dans cette étude portait le code EK17632). Les panélistes doivent saisir un identifiant qui garantit une seule réponse par panéliste. La fréquence de ces invitations est limitée, de façon à maximiser le taux de réponse. Des messages de relance sont envoyés aux panélistes n'ayant pas répondu rapidement. Pour cette enquête, le taux de réponse s'élève à 36 %<sup>21</sup>, il dépend de la période à laquelle l'invitation est envoyée. Il est conforme à ceux observés dans le panel au moment de l'enquête.

LSR cible les invitations en fonction des caractéristiques des panélistes et du taux de réponse habituel de ces catégories afin de remplir efficacement les quotas. Pour réaliser la sur-représentation des ménages modestes, LSR a pré-identifié ces ménages à partir du revenu et de la composition du ménage déclarés dans le panel<sup>22</sup>. Le nombre d'invitations destinées à cette catégorie de ménages a été doublé.

Grâce à leur identifiant, les panélistes peuvent remplir le questionnaire en plusieurs fois, mais seuls les questionnaires complets sont comptabilisés dans les quotas et transmis au commanditaire. Pour cette enquête, la proportion d'abandon est de 10 %.

### 3. Quotas et calage des pondérations

Pour le calcul des quotas, TNS Sofres s'est appuyée sur l'Enquête revenus fiscaux et sociaux de l'Insee (ERFS, édition 2010). Ces données ont été actualisées à l'aide des enquêtes bi-mensuelles « Omniface » de TNS-Sofres. Le calcul des quotas tient compte de la sur-représentation des ménages modestes : la part des individus issus de ménages modestes a été ramenée de 26,6 % à 42 %<sup>23</sup> (tableau A1-1). Les quotas réalisés s'écartent légèrement des quotas théoriques, mais ces écarts sont corrigés par la suite par le calage des pondérations.

Le calcul des marges de calage a été réalisé par TNS Sofres à l'aide de l'enquête emploi de l'Insee (édition 2011) actualisée sur la base du Bulletin mensuel statistique de janvier 2013 de l'Insee. Les calculs de quotas et de marges négligent l'impact de la question dite « de *screening* », qui exclut du champ de l'enquête les individus ayant dans leur entourage certaines professions liées à l'objet de l'enquête ou aux études d'opinion. Cette question a exclu 4 % des panélistes ayant souhaité participer à l'enquête. On suppose implicitement que cette restriction de champ ne déforme pas la structure de la population cible.

Le calage des pondérations a été réalisé par le Service de l'économie, de l'évaluation et de l'intégration du développement durable. Dans les méthodes de post-stratification, le choix des variables et des modalités doit faire l'objet d'un arbitrage. Pour améliorer la représentativité de l'échantillon, on peut souhaiter introduire le plus grand nombre de variables de calage, avec les modalités les plus fines. On tend ainsi à corriger le maximum de biais dans l'enquête. Cependant, ce choix présente plusieurs inconvénients. D'une part, l'algorithme de calage des pondérations risque de ne pas converger, et ce d'autant plus que les variables introduites sont liées entre elles. D'autre part, la dispersion des poids augmente, de sorte que certains individus peuvent devenir très influents dans les calculs. Ce phénomène rend les résultats instables et peu précis. C'est pourquoi certaines modalités ont été regroupées de façon à éviter des catégories trop fines ou des catégories redondantes entre les variables de calage<sup>24</sup>.

<sup>21</sup> Il s'agit plus précisément des individus qui se sont connectés au questionnaire.

<sup>22</sup> Les ménages considérés comme modestes sont ceux qui ont un niveau de vie déclaré dans le panel inférieur à 1 062 euros mensuels. Ce seuil correspond au 1<sup>er</sup> quartile de niveau de vie des ménages en 2010, d'après un calcul réalisé par TNS Sofres à partir des données de l'Enquête revenus fiscaux et sociaux de l'Insee. Ce seuil n'a pas été actualisé car les informations déclarées dans le panel étaient généralement antérieures à 2013. Les niveaux de vie des panélistes ont été approchés en rapportant le centre des tranches de revenu au nombre d'unités de consommation des ménages.

<sup>23</sup> Du fait que 26,6 % des individus de plus de 18 ans faisaient partie d'un ménage modeste en 2010 (ERFS 2010 – source Insee), doubler la représentation des ménages modestes dans l'échantillon revient à interroger 42 % d'individus issus de ces ménages :  $26,6^*2/[26,6^*2 + 73,4]=0,42$ .

<sup>24</sup> Les modalités redondantes sont les suivantes :

- modalités type de ménage = personne seule et nombre de personnes du ménage = 1 ;
- modalités catégorie d'agglomération = agglomération de Paris et région = Ile-de France (corrélation de 90 %).

Dans ces deux cas de figure, l'une des modalités a été regroupée pour le calage des pondérations.

Tableau A1-1 : Quotas théoriques et quotas réalisés

	Quotas théoriques			Quotas réalisés			Ensemble des ménages	
	Ménages modestes	Autres ménages	Ensemble	Ménages modestes	Autres ménages	Ensemble	Quotas théoriques	Quotas réalisés
Nombre de répondants								
<b>Sexe du répondant</b>								
1. Homme	879	1 469	2 347	686	1 512	2 198	47 %	42 %
2. Femme	1 221	1 431	2 653	1 481	1 567	3 048	53 %	58 %
<b>Age du répondant</b>								
1. 18 à 24 ans	317	234	551	262	287	549	11 %	10 %
2. 25 à 34 ans	322	458	779	327	462	789	16 %	15 %
3. 35 à 49 ans	644	675	1 319	603	783	1 386	26 %	26 %
4. 50 ans et plus	817	1 533	2 350	975	1 547	2 522	47 %	48 %
<b>PCS de la personne de référence du ménage</b>								
1. PCS+	404	1 158	1 563	620	997	1 617	31%	31%
2. PCS-	911	659	1 570	921	781	1 702	31 %	32 %
3. Retraités et Autres inactifs	784	1 083	1 867	626	1 301	1 927	37 %	37 %
<b>Région géographique UDA5</b>								
1. Région parisienne	313	557	870	334	517	851	17 %	16 %
2. Ouest	476	678	1 155	510	751	1 261	23 %	24 %
3. Nord et Est	501	631	1 131	538	708	1 246	23 %	24 %
4. Sud-Ouest	251	319	570	233	342	575	11 %	11 %
5. Sud-Est	559	715	1 274	552	761	1 313	25 %	25 %
<b>Ensemble</b>	<b>2 100</b>	<b>2 900</b>	<b>5 000</b>	<b>2 167</b>	<b>3 079</b>	<b>5 246</b>	<b>100 %</b>	<b>100 %</b>
<b>Répartition des ménages</b>	<b>42 %</b>	<b>58 %</b>	<b>100 %</b>	<b>41 %</b>	<b>59 %</b>	<b>100 %</b>		

Note : « PCS + » désigne les agriculteurs exploitants, artisans, commerçants et chefs d'entreprise, cadres, professions intellectuelles supérieures, professions Intermédiaires. « PCS- » désigne les employés et ouvriers.

Le revenu ne peut figurer parmi les variables de calage car la répartition des revenus en 2013 n'est pas encore disponible dans les données de l'Insee. De plus, les statistiques produites par l'Insee utilisent les déclarations faites par les ménages aux administrations fiscales et sociales. Les distributions de revenus obtenues à partir de ces sources diffèrent sensiblement de celles qui découlent des déclarations des individus lors des enquêtes. En effet, les individus n'ont qu'une idée assez imprécise de leurs propres revenus, et plus encore de ceux des autres personnes composant leur ménage. Les distributions de revenu calculées par l'Insee ne peuvent donc servir de marges de calage pour la variable de revenu déclarée dans l'enquête. Elles auraient pu en revanche être utilisées pour redresser les revenus déclarés. Pour corriger la sur-représentation des ménages modestes opérée lors de la sélection des répondants, une correction initiale des pondérations a été réalisée, avec un poids deux fois plus élevé pour les ménages non modestes que pour les ménages modestes.

L'enquête réalisée comporte quatre versions du questionnaire, affectées aléatoirement aux répondants (voir annexe 2). Afin d'améliorer la comparabilité des réponses entre les versions (et pouvoir dans l'étude effectuer des comparaisons), le calage sur marge a été réalisé séparément pour chaque version. Pour toutes les variables de calage, la structure des sous-échantillons est donc rigoureusement identique entre les versions.

La post-stratification est réalisée à l'aide de la macro-procédure SAS CALMAR2, mise à disposition sur le site de l'Insee<sup>25</sup>. Plusieurs méthodes de calage sont proposées afin d'égaliser la structure de l'échantillon aux marges de calage tout en déformant le moins possible la structure initiale des pondérations. La méthode choisie est celle qui conduit à la plus faible étendue des pondérations, à savoir la méthode *logit* (tableau A1-2).

**Tableau A1-2 : Distribution des pondérations selon la méthode de calage utilisée**

Méthode de calage des pondérations	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
Sinus hyperbolique	1,00	0,37	0,12	5,92
Logit [0, 2 - 4]	1,00	0,35	0,13	5,04
Raking ratio	1,00	0,62	0,01	16,21
Linéaire	Inadaptée car conduit à des poids négatifs			

Note : pour une description des méthodes de calage considérées, cf. Sautory (1993), La macro CALMAR : redressement d'un échantillon par calage sur marge, document de travail F9310 de l'Insee.

La post-stratification permet de redresser presque toutes les modalités pour lesquelles les marges de calage sont connues (tableau A1-3). Seul le niveau d'étude des répondants n'a pu être complètement redressé du fait d'un décalage initial trop important : la proportion de non-diplômés reste inférieure à la cible (3,0 % contre 18,6 %). Ce décalage se reporte sur le niveau d'étude immédiatement supérieur (brevet, CAP, BEP ou certificat d'études), de sorte que la proportion d'individus sans baccalauréat est conforme à la cible (52,9 %).

Les redressements les plus importants portent sur le niveau d'étude, la structure par âge au-delà de 50 ans, la présence d'enfants de moins de trois ans dans le ménage, la catégorie socio-professionnelle de la personne de référence du ménage (répartition entre employés et ouvriers) et la taille du ménage. Ces corrections correspondent aux biais de structure habituels de ce type d'enquête : mauvaise couverture des personnes âgées et des ouvriers, peu familiarisés avec *internet*, sur-représentation des ménages les plus disponibles pour répondre (la présence d'enfants de moins de trois ans peut correspondre à une baisse d'activité des femmes), auto-sélection des individus les plus diplômés.

La post-stratification corrige les défauts de sélection de l'échantillon dans la mesure où les variables de calage utilisées sont liées aux centres d'intérêt de l'enquête. On a testé leur significativité dans l'explication de trois opinions et comportements clés : la perception de l'empreinte environnementale de la consommation courante, le sentiment de devoir s'impliquer dans la réduction de l'impact environnemental de sa propre consommation et l'achat régulier de produits écolabellisés<sup>26</sup>. Des modèles de régression logistique font ressortir le sexe, l'âge, le niveau d'étude de l'individu, la catégorie socio-professionnelle de la personne de référence du ménage et la présence d'un enfant de moins de 3 ans dans le ménage comme des déterminants significatifs des opinions et comportements clés. La post-stratification sur ces variables contribue donc à corriger la représentativité de l'échantillon.

<sup>25</sup> [http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=outils/calmar/accueil\\_calmar.htm](http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=outils/calmar/accueil_calmar.htm)

<sup>26</sup> Les questions correspondantes sont les suivantes :

- « Pensez-vous que l'achat de produits de consommation courante (alimentation, hygiène, entretien, vêtements, etc.) par les ménages peut avoir directement ou indirectement un impact important sur l'environnement ? » ;
- « Pensez-vous avoir un rôle à jouer pour réduire l'impact environnemental de votre propre consommation ? » ;
- « Quand vous faites vos courses, à quelle fréquence achetez-vous des produits portant un écolabel ? ».

Tableau A1-3 : Redressement de l'échantillon par re-pondération

Variable	Modalité	Répartition en %			Marges de calage
		sans pondération	avec pondération initiale	avec pondération finale	
Sexe de l'individu	Homme	41,9	44,6	47,7	47,7
	Femme	58,1	55,4	52,3	52,3
Age de l'individu	18-24 ans	10,5	10,0	10,4	10,4
	25-34 ans	15,0	15,0	15,6	15,6
	35-49 ans	26,4	26,1	25,7	25,7
	50-64 ans	34,0	<b>32,5</b>	25,0	25,0
	65 ans et plus	14,1	<b>16,4</b>	23,2	23,2
Niveau d'étude	Sans diplôme	2,2	<b>1,7</b>	<b>3,0</b>	18,6
	Brevet, CAP, BEP, Certificat d'étude	28,1	<b>26,6</b>	<b>49,9</b>	34,3
	Baccalauréat	21,9	<b>21,3</b>	15,8	15,8
	Bac+1,+2,+3	33,8	<b>35,2</b>	20,3	21,1
	Bac+4 et au-delà	14,0	<b>15,2</b>	11	10,2
PCS de la personne de référence du ménage	Agriculteurs exploitants	0,7	0,7	1,5	1,5
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	2,7	2,4	5,6	5,6
	Cadres et prof. sup.	9,5	10,6	13,0	13,0
	Professions intermédiaires	16	16,3	14,5	14,5
	Employés	18,8	<b>17,9</b>	10,2	10,2
	Ouvriers	10,5	<b>9,7</b>	17,9	17,9
	Retraités	30,5	33,8	29,6	29,6
Présence d'enfants de moins de 3 ans	Autres inactifs	11,2	8,7	7,8	7,8
	Avec enfants de moins de 3 ans	22,2	<b>21,2</b>	8,3	8,3
Région géographique UDA 5	Sans enfants de moins de 3 ans	77,8	<b>78,8</b>	91,7	91,7
	Île de France	16,2	16,4	18,5	18,5
	Nord Ouest	24,0	24,2	22,5	22,5
	Nord Est	23,8	23,5	22,9	22,9
	Sud Ouest	11,0	11,0	11,3	11,3
Catégorie d'agglomération	Sud Est	25,0	24,9	24,8	24,8
	Rural	21,0	20,7	23,8	23,8
	2 000-19 999	17,7	17,8	17,0	17,0
	20 000- 99 999	14,6	14,4	12,5	12,5
	100 000-1 999 999	33,0	33,1	30,7	30,5
Type de ménage	Agglo de Paris	13,8	14,0	16,1	16,3
	Une personne seule	19,9	19,7	19,5	19,5
	Un couple sans enfant	32,9	36,5	31,3	31,3
	Un couple avec enfant	34,6	33,6	38,3	38,3
	Famille monoparentale	8,3	6,5	7,3	7,3
Nombre de personnes dans le ménage	Autre type de ménage	4,3	3,8	3,6	3,6
	1	19,9	19,7	19,5	19,5
	2	40,4	<b>43,1</b>	36,3	36,3
	3	16,8	16,2	17,9	17,9
	4	14,5	14,0	17,0	17,0
	5 et plus	8,4	6,9	9,3	9,3

Lecture : Le gras marque un écart important avec les marges de calage, pour la pondération initiale ou la pondération finale.

## Annexe 2 : Qualité des réponses

La qualité des réponses a été évaluée à l'aune du temps de réponse, du taux d'abandon et du recueil de la satisfaction des répondants.

### Temps de réponse et taux d'abandon

Dans une enquête par *internet*, le répondant remplit le questionnaire de façon autonome et sans assistance. Un questionnaire trop long ou trop complexe risque donc de fatiguer le répondant, voire de le faire abandonner. Le temps de réponse et le taux d'abandon sont alors des données clés pour rendre compte de l'implication du répondant et de l'effort qu'il doit fournir pour remplir le questionnaire.

En ce qui concerne le temps de réponse, l'expérience acquise par TNS Sofres montre qu'au-delà de 25 minutes, la qualité des réponses se dégrade. Ainsi, nous nous sommes astreints à produire un questionnaire court de 20 minutes, permettant de concilier la qualité des réponses et la recherche d'informations. Finalement, le temps de réponse à l'ensemble du questionnaire a été de 18 minutes en moyenne et aucune question n'a été complétée trop rapidement. Cela suggère un bon niveau de fiabilité des données.

Le taux d'abandon est la proportion de personnes ayant abandonné l'enquête en cours de route. Le taux constaté est de 10 %, ce qui est plutôt faible (selon TNS Sofres, l'abandon ne devient problématique qu'à partir de 15 %). Cela confirme que l'enquête a suscité une bonne adhésion des répondants.

### Réponses aux questions de satisfaction sur l'enquête

Les répondants ont exprimé leurs impressions à la fin de l'enquête. Elles suggèrent :

Une forte implication : 74,7 % des répondants ont trouvé que l'enquête leur correspondait (au niveau des questions, des réponses et des sujets abordés) et 86,5 % ont trouvé l'enquête intéressante ;

Peu d'effet de fatigue : 85,1 % des répondants ont estimé que les réponses aux questions étaient faciles et 18,3 % ont trouvé l'enquête répétitive. On peut donc supposer que le questionnaire a été correctement lu, sans efforts particuliers à fournir.

Les autres questions de satisfaction conduisent à des conclusions similaires : elles montrent une fois de plus l'intérêt suscité par le thème de l'affichage environnemental auprès de la population interrogée.

Après avoir complété l'enquête, 65 % des personnes interrogées ont eu beaucoup plus envie de participer à d'autres enquêtes dans le futur.

Seulement 2 % des personnes interrogées ont trouvé l'enquête moins bien que les précédentes enquêtes de TNS Sofres.

## Annexe 3 : Spécification du modèle

### Écriture formelle du modèle estimé

McFadden et Train (2000) montrent que tout modèle de choix discret provenant de la maximisation d'une utilité aléatoire peut être approché, aussi précisément qu'on le souhaite, par un modèle *logit* à paramètres aléatoires.

Dans la suite, on notera  $x'$  la transposée d'un vecteur ou matrice  $x$ . Formellement, le modèle s'écrit :

$$U_{ij} = \tau_{i1} 1_{j=1} + \tau_{i2} 1_{j=2} - \gamma_i p_{ij} + \eta'_i y_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

où chaque individu  $i$  choisit au cours de l'expérience de choix  $t$  le produit  $j$  ( $j = 1$  à  $3$  selon son positionnement à gauche, au centre ou à droite) qui maximise son utilité  $U_{ij}$ . Celle-ci est fonction des caractéristiques suivantes :

- le positionnement latéral du produit (certains individus tendent à choisir de préférence les produits situés à gauche, à droite ou au centre). Plus précisément,  $1_{j=1}$  et  $1_{j=2}$  valent 1 si le produit  $j$  est situé respectivement à gauche ou au centre ;
- le prix du produit  $p_{ij}$  (en logarithme) ;
- les attributs non monétaires du produit  $y_{ij}$  (marque, attributs de l'étiquette environnementale, etc.).

La fonction d'utilité du répondant n'est définie qu'à une fonction strictement croissante près. Aussi, on peut supposer que  $\varepsilon_{ijt}$  est distribuée selon la loi de Gumbel de variance  $\pi^2 / 6$ , où  $\mu_i$  est un paramètre d'échelle individuel.

Les utilités peuvent être divisées par  $\mu_i$  sans modifier le modèle. On obtient ainsi un nouveau terme d'erreur  $\varepsilon_{ijt}$  identiquement et indépendamment distribué (i.i.d) et suivant une loi de Gumbel de variance  $\pi^2 / 6$  :

$$U_{ij} = \alpha_{i1} 1_{j=1} + \alpha_{i2} 1_{j=2} - \lambda_i p_{ij} + C'_i y_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

avec  $\alpha_{i1} = \tau_{i1} / \mu_i$ ,  $\alpha_{i2} = \tau_{i2} / \mu_i$ ,  $\lambda_i = \gamma_i / \mu_i$  et  $C_i = \eta_i / \mu_i$ .

Les paramètres  $\alpha_{i1}$ ,  $\alpha_{i2}$ ,  $\lambda_i$  et  $C_i$  mesurent l'intensité avec laquelle les choix de l'individu  $i$  sont influencés respectivement par le positionnement latéral des produits, leur prix et leurs autres caractéristiques, relativement à un choix purement aléatoire (reposant uniquement sur le terme d'erreur  $\varepsilon_{ijt}$ ).

Le modèle (2) est spécifié dans l'espace des préférences puisque les paramètres sont les utilités marginales. Train et Weeks (2005) montrent que le modèle ainsi écrit approche mieux les comportements réels mais conduit en pratique à des distributions de consentements à payer peu vraisemblables. En effet, le consentement à payer pour une caractéristique est dans ce cas le ratio du coefficient de la caractéristique par le coefficient du prix, et la loi du ratio est non standard avec des moments généralement non définis.

Afin de mieux connaître la distribution des consentements à payer pour les différentes caractéristiques introduites, nous privilégions un paramétrage de l'utilité dans l'espace des consentements à payer plutôt que dans l'espace des préférences. Nous posons :  $CAP_i = C_i / \lambda_i$  et l'utilité devient :

$$U_{ij} = \alpha_{i1} 1_{j=1} + \alpha_{i2} 1_{j=2} + \lambda_i [CAP'_i y_{ij} - p_{ij}] + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Nous spécifions pour chaque paramètre individuel une distribution choisie parmi la loi normale, la loi normale censurée, la loi log-normale et la loi Johnson SB, de façon à maximiser la vraisemblance du modèle. Chacune de ces lois peut s'écrire comme dérivant d'une loi normale sous-jacente (voir encadré A3). Nous notons  $\beta_i$  le vecteur des coefficients aléatoires correspondant aux lois normales sous-jacentes.  $\beta_i$  est supposé gaussien de loi  $\mathcal{N}(m, \Sigma)$ .  $\theta = (m, \Sigma)$  est le méta-paramètre du modèle. Formellement, le choix individuel s'exprime comme la probabilité que l'utilité associée au choix du produit  $j$  excède celle retirée des autres alternatives. Ainsi, étant donné que le terme d'erreur  $\varepsilon_{ijt}$  est i.i.d suivant une loi de Gumbel, la contribution à la vraisemblance pour un individu  $i$  s'écrit :

$$L_i(\theta) = \int \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^3 \left( \frac{\exp(\tilde{U}_{ijt}(\beta_i, x_{ij}))}{\sum_{l=1}^J \exp(\tilde{U}_{ilt}(\beta_i, x_{il}))} \right)^{c_{ij}} f(\beta_i | \theta) d\beta$$

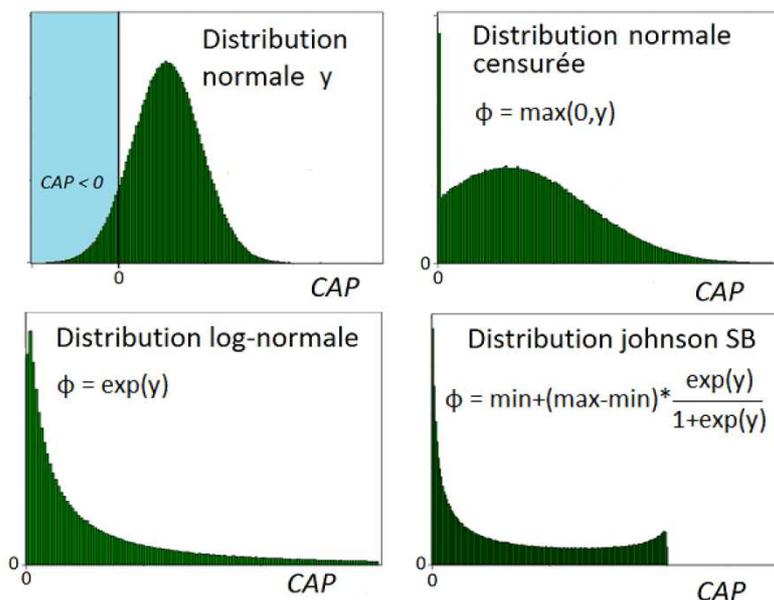
où  $x_i$  est le vecteur contenant l'ensemble des caractéristiques des produits (positionnement latéral, caractéristiques non monétaires et prix),  $\tilde{U}_{ijt}$  est la part d'utilité expliquée par les attributs  $x_{ij}$  du produit  $j$  de l'expérience  $t$  ( $\tilde{U}_{ijt} = U_{ijt} - \varepsilon_{ijt}$ ),  $f(\beta_i | \theta)$  est la fonction de densité des paramètres individuels  $\beta_i$  conditionnellement au méta-paramètre  $\theta$  et  $c_{ij}$  vaut 1 si l'individu  $i$  choisit le produit  $j$  dans l'expérience  $t$ , 0 sinon.

### Encadré A3 : Distribution normale censurée, log-normale et Johnson S<sub>B</sub>

Les distributions normales censurées, log-normale et Johnson S<sub>B</sub> s'obtiennent par transformation d'une variable normale sous-jacente (voir figure A3 pour l'allure des distributions). Ainsi, si  $y$  est une variable suivant une loi normale :

- la distribution normale censurée s'écrit selon une fonction de transformation  $\phi(y) = \max(0, y)$ , ce qui revient à tronquer à zéro les valeurs négatives de  $y$ ;
- la distribution log-normale s'écrit selon une fonction de transformation  $\phi(y) = \exp(y)$ ;
- la distribution Johnson S<sub>B</sub>, moins connue, est bornée à droite et à gauche (support = ] minJ<sub>S<sub>B</sub></sub> ; maxJ<sub>S<sub>B</sub></sub> [), son allure générale est proche de la forme log-normale, avec une queue de distribution réduite. La transformation s'écrit :  $\phi(y) = \minJ_{S_B} + (\maxJ_{S_B} - \minJ_{S_B}) \cdot \frac{\exp(y)}{1 + \exp(y)}$ .

Figure A3 : Forme des distributions testées pour les paramètres de préférences individuelles



## Annexe 4 : Linéarité de la préférence pour la note environnementale

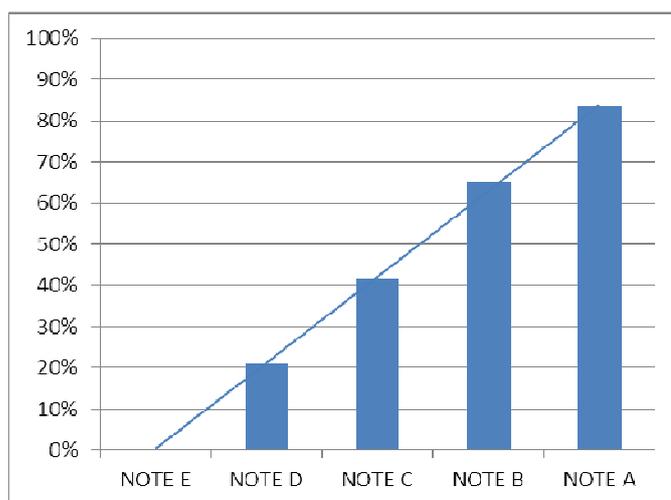
L'un des objectifs de l'étude est de mesurer le surcoût que le consommateur est prêt à assumer pour acheter un produit de meilleure qualité environnementale, plus précisément pour un différentiel d'une note globale (« A » plutôt que « B », ou « B » plutôt que « C », etc.). Le modèle estimé suppose que l'effet sur l'utilité d'une amélioration de la note environnementale est linéaire.

Nous vérifions cette hypothèse en autorisant des consentements à payer distincts pour chaque valeur de la note environnementale, la valeur la plus basse étant prise comme référence (valeur « E »). Cet enrichissement du modèle est effectué sur une version simplifiée à l'égard des consentements à payer pour les marques connues, qui sont supposés égaux dans les trois familles de produits. L'expression de l'utilité des consommateurs est modifiée comme suit :

$$U_{ij} = \alpha_{i1} 1_{j=1} + \alpha_{i2} 1_{j=2} + \lambda_i [CAP_{noteA,i} 1_{Note=A,ij} + CAP_{noteB,i} 1_{Note=B,ij} + CAP_{noteC,i} 1_{Note=C,ij} + CAP_{noteD,i} 1_{Note=D,ij} + CAP_{Marque,i} 1_{Marque,ij} + CAP_{volume,i} \log(\text{Volume}_{ij}) - \log(p_{ij})] + \varepsilon_{ij}$$

Les résultats d'estimation montrent une remarquable linéarité des consentements à payer médians pour les différentes valeurs de la note environnementale (graphique A4). De plus, les lois normales sous-jacentes aux CAP sont corrélées à plus de 98 % (tableau A4), ce qui signifie que les individus ayant un CAP élevé pour la note « A » ont également un CAP élevé pour les notes « B », « C » et « D ». La linéarité est donc pertinente au niveau individuel et pas seulement au niveau des médians.

**Graphique A4 : Consentements à payer médians pour les différentes valeurs de la note environnementale**



**Tableau A4 : Extrait de la matrice des corrélations estimées pour les lois normales sous-jacentes au vecteur des paramètres individuels**

	$CAP_{NOTE A}$	$CAP_{NOTE B}$	$CAP_{NOTE C}$	$CAP_{NOTE D}$
$CAP_{NOTE A}$	100 %	99,7% (0,1%)	99,0% (0,2%)	98,1% (0,3%)
$CAP_{NOTE B}$		100%	99,4% (0,2%)	98,1% (0,3%)
$CAP_{NOTE C}$			100%	98,0% (0,6%)
$CAP_{NOTE D}$				100%

## Annexe 5 : Test de robustesse prenant en compte la fréquence d'achat des produits par les répondants

L'échantillon étudié est pondéré de façon à être représentatif de la population française générale, non des acheteurs de lessives, de yaourts et de pantalons en jean. Or les consommateurs n'achetant pas ou peu les produits sont susceptibles d'avoir des comportements différents des acheteurs réguliers. Dans les ventes de produits, les consentements à payer des consommateurs s'expriment proportionnellement à leur fréquence d'achat, ce qui peut conduire à une distribution différente de celle mesurée dans notre modèle central. Nous réalisons ici un test de robustesse en pondérant des individus par un nombre reflétant grossièrement leur fréquence d'achat. Ce facteur de pondération vient multiplier le poids de sondage de chaque individu, de façon à avoir un échantillon représentatif des achats plutôt que de la population.

- Pour les lessives le facteur de pondération vaut :
  - 0 si le répondant n'achète jamais de lessive liquide ;
  - 0,5 si le répondant en achète moins d'une fois par an ;
  - 1 si le répondant en achète 1 fois par an ;
  - 2 si le répondant en achète 1 fois tous les six mois ;
  - 4 si le répondant en achète 1 fois tous les trois mois ;
  - 6 si le répondant en achète 1 fois tous les deux mois ;
  - 12 si le répondant en achète 1 fois par mois ;
  - 24 si le répondant en achète plusieurs fois par mois.
- Pour les yaourts le facteur de pondération vaut :
  - 0 si le répondant n'achète jamais de yaourts ;
  - 0,5 si le répondant en achète moins d'une fois par mois ;
  - 1 si le répondant en achète 1 fois par mois ;
  - 2 si le répondant en achète 1 fois toutes les deux semaines ;
  - 4 si le répondant en achète 1 fois par semaine ;
  - 8 si le répondant en achète plusieurs fois par semaine.
- Pour les pantalons en jean le facteur de pondération vaut :
  - 0 si le répondant n'en achète jamais ;
  - 0,2 si le répondant en achète moins d'une fois tous les 3 ans ;
  - 0,3 si le répondant en achète 1 fois par an ;
  - 0,5 si le répondant en achète 1 fois tous les six mois ;
  - 1 si le répondant en achète 1 fois tous les trois mois ;
  - 2 si le répondant en achète 1 fois tous les deux mois ;
  - 4 si le répondant en achète 1 fois par mois ;
  - 12 si le répondant en achète plusieurs fois par mois.

Les pondérations sont ensuite ajustées pour chaque produit en divisant le facteur de pondération par sa moyenne dans l'échantillon. Cette opération a pour finalité d'harmoniser la somme des poids pour chaque produit.

Le tableau suivant présente les résultats des estimations tenant compte de la nouvelle pondération. On constate que les CAP médians pour la note environnementale ne diffèrent pas significativement de ceux obtenus dans notre résultat central (tableau A5, à comparer au tableau 3). En revanche, les CAP médians pour les marques connues tendent à être légèrement supérieurs avec une pondération représentative des achats plutôt que de la population.

**Tableau A5 : Estimations des CAP médians selon la famille de produit, échantillons pondérés par la fréquence d'achat (écart-types entre parenthèse), dans la version de référence**

Pondération	Produit	CAP Note	CAP Marque	CAP Volume
Échantillon pondéré pour tenir compte de la fréquence d'achat du produit	Yaourt	20,1 % (1,7 %)	13,5 % (1,9 %)	-
	Jeans	22,9 % (2,1 %)	11,1 % (2,2 %)	-
	Lessive	18,8 % (1,8 %)	6,7 % (1,3 %)	27,4 % (15,2 %)



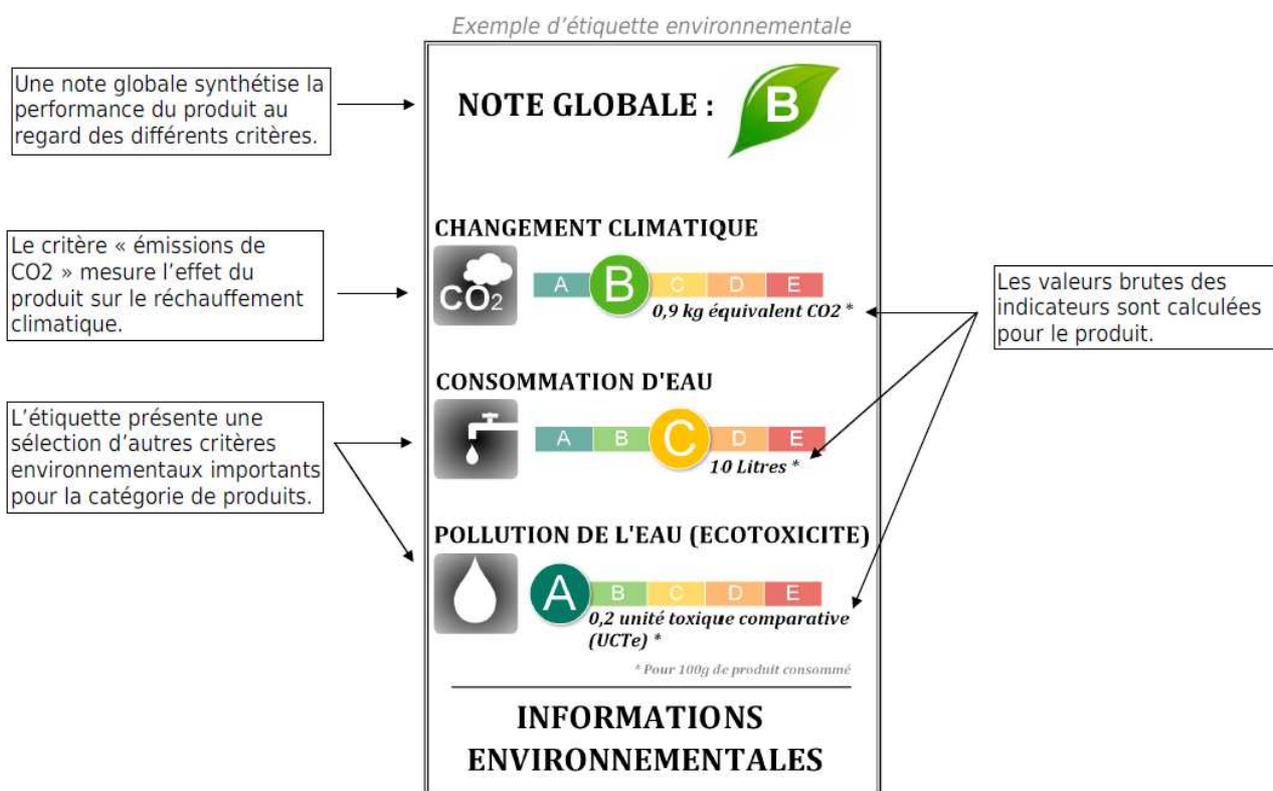
## Annexe 7 : Présentation de l'étiquette environnementale aux répondants

Avant d'aborder la suite du questionnaire, voici la présentation d'un nouveau dispositif envisagé par le Ministère de l'écologie, du développement durable et de l'énergie: L'AFFICHAGE ENVIRONNEMENTAL des produits de grande consommation.

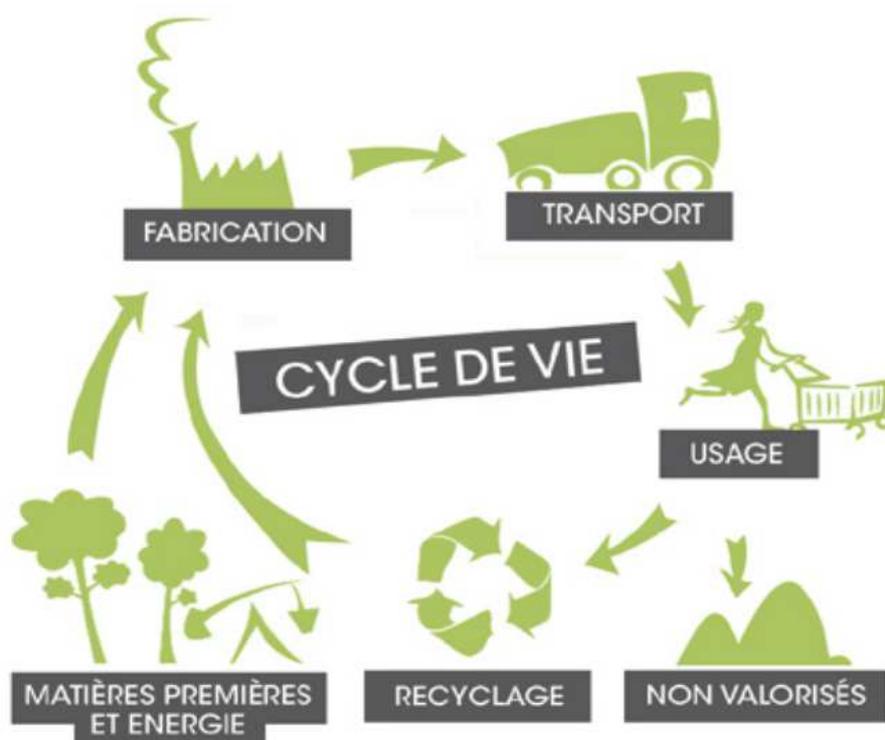
Cet affichage présentera les performances environnementales des produits, et permettra ainsi aux consommateurs de les comparer.

Les performances environnementales sont des informations quantifiées sur les principaux impacts environnementaux des produits, calculées selon une méthode officielle, avec la garantie d'un contrôle indépendant.

En voici un exemple :



Les indicateurs prennent en compte l'ensemble du cycle de vie des produits : extraction des matières premières, production, distribution, utilisation et fin de vie (y compris recyclage).



## Annexe 8 : Pages de sensibilisations du questionnaire

**Voici des informations sur l'impact environnemental de la lessive****Changement climatique**

L'émission de gaz à effet de serre entraîne un dérèglement du climat sur l'ensemble de la planète.

- La production des matières premières de la lessive nécessite de l'électricité, dont la production émet des gaz à effet de serre.
- L'utilisation d'un lave-linge nécessite aussi de l'électricité. Vous pouvez réduire cet impact en abaissant la température de lavage.

**Pollution de l'eau (écotoxicité)**

Certaines substances toxiques sont déversées dans les cours d'eaux et mettent en péril les écosystèmes et les espèces qui les composent.

- Les eaux usées chargées de lessives transitent par des stations d'épuration avant d'être rejetées dans les rivières ou dans la mer. Mais ces stations n'éliminent pas toutes les substances toxiques.

**Grenouille européenne****Consommation d'eau**

Les ressources en eau sont limitées tandis que la population augmente. Les nappes d'eau souterraines s'épuisent progressivement alors qu'elles constituent la principale ressource d'eau potable de qualité.

- Le lavage du linge représente 12 % de la consommation d'eau potable des ménages français.

**Pour réduire l'impact environnemental de votre lessive, vous pouvez choisir celle qui présente les meilleures informations environnementales et laver votre linge à basse température et en cycle court.**

## Voici des informations sur l'impact environnemental d'un pantalon en jean



### Changement climatique

L'émission de gaz à effet de serre entraîne un dérèglement du climat sur l'ensemble de la planète.

- La toile de jean est faite de coton cultivé principalement en Chine et en Inde. Les machines agricoles pour la culture du coton et les véhicules de transport brûlent des carburants qui émettent du gaz à effet de serre.
- La production et l'utilisation (lavage) d'un pantalon en jean nécessitent de l'électricité, dont la production émet des gaz à effet de serre. »



### Pollution de l'eau (eutrophisation)

Certains produits favorisent la prolifération d'algues dans les milieux aquatiques et mettent en péril les écosystèmes.

- La culture du coton utilise des engrais qui sont en partie emportés dans les rivières par la pluie. Cette pollution est réduite pour le coton issu de l'agriculture biologique.
- La lessive utilisée pour le lavage pollue les eaux. Vous pouvez la réduire en utilisant juste la bonne dose de lessive.

### Récolte du coton



Photo par David Nance, USDA – ARS



### Consommation d'énergies non-renouvelables

Les énergies fossiles (charbon, gaz, fuel) nécessitent des millions d'années pour se reconstituer.

- Le tissage de la toile de jean consomme de l'électricité produite à partir d'énergies fossiles.
- La production de lessive, l'utilisation du lave-linge et du fer à repasser consomment de l'électricité. Vous pouvez réduire cette consommation en limitant la fréquence de lavage.

**Pour réduire l'impact environnemental de la production de vos pantalons en jean, vous pouvez choisir ceux qui présentent les meilleures informations environnementales et les utiliser aussi longtemps que possible.**

## Voici des informations sur l'impact environnemental d'un yaourt



### Changement climatique

L'émission de gaz à effet de serre entraîne un dérèglement du climat sur l'ensemble de la planète. La production laitière pour la fabrication des yaourts participe à ces émissions.

- Les vaches produisent un gaz à effet de serre (méthane) pendant leur digestion (éructions et flatulences).
- Les dépôts de fumier pour fertiliser les prairies émettent un gaz à effet de serre (protoxyde d'azote).



### Pollution de l'eau (eutrophisation)

Certains produits favorisent la prolifération d'algues dans les milieux aquatiques et mettent en péril les écosystèmes.

- La fertilisation des prairies pour la culture du foin et la pâture des vaches utilise des engrais qui sont en partie emportés dans les rivières par la pluie.

### Vache laitière



Photo par USDA – ARS



### Perte de biodiversité

Certaines espèces et certains écosystèmes se raréfient et risquent de disparaître.

L'intensification de l'élevage des vaches laitières accélère cette perte de biodiversité.

- Les piétinements et les broutages des vaches dans les prairies empêchent certaines espèces végétales de se développer convenablement.
- La fauche précoce des prairies pour la production de foin empêche certaines espèces animales et végétales d'accomplir en entier leur cycle biologique de reproduction.

**Pour réduire l'impact environnemental de votre consommation de yaourts, vous pouvez choisir ceux qui présentent les meilleures informations environnementales.**



## Annexe 10 : Énoncés des questions d'opinions et de pratiques environnementales du questionnaire

**TNS Sofres**

**TNS**

**BLOC B-C: OPINION ET PRATIQUES ENVIRONNEMENTALES**

**BLOC B-C – SECTION 1: VOTRE PERCEPTION DES PROBLÈMES ENVIRONNEMENTAUX**

**ASK ALL**

**NEW WEB PAGE**

Parlons à présent de l'environnement

**B1 Comment percevez-vous l'état actuel de l'environnement (qualité de l'eau, qualité de l'air que l'on respire, émissions de gaz à effet de serre contribuant au changement climatique, déforestation, destruction des écosystèmes, pollutions sonores, pollutions visuelles, etc.) ?**  
*Une seule réponse possible par ligne*  
**SINGLE ANSWER PER ROW**

	Dramatique	Problématique	Peu problématique	Pas problématique	Je ne sais pas
1. A l'échelle de la planète	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>
2. A l'échelle locale (votre quartier, votre ville)	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>

**SPACE**

**B2 Et comment percevez-vous l'état futur de l'environnement (dans les 50 prochaines années) ?**  
*Une seule réponse possible par ligne*  
**SINGLE ANSWER PER ROW**

	Dramatique	Problématique	Peu problématique	Pas problématique	Je ne sais pas
1. A l'échelle de la planète	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>
2. A l'échelle locale (votre quartier, votre ville)	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>

**TNS Sofres**

**TNS**

**NEW WEB PAGE**

**B3 Selon vous, qui doit en priorité changer ses comportements pour diminuer significativement les pressions de l'Homme sur l'environnement ?**  
*Une seule réponse possible*  
**SINGLE ANSWER**  
**RANDOM ROTATION OF ITEMS – EXCEPT CODE 5 AND CODE 6**

1. Les entreprises
2. Les particuliers
3. Les pouvoirs publics
4. Les organisations de protection de l'environnement
5. Autre
6. Je ne sais pas

**NEW WEB PAGE**

**B4 Au cours des cinq dernières années, avez-vous...**  
*Une seule réponse possible par ligne*  
**SINGLE ANSWER PER ROW**  
**RANDOM ROTATION OF ITEMS**  
**DYNAMIC GRID**

	Oui	Non	Je ne sais pas
1. Donné de votre temps ou travaillé pour une organisation visant à préserver l'environnement ?	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>
2. Lu une revue ou d'autres publications écrites par une organisation environnementale ?	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>
3. Signé une pétition pour la protection de l'environnement ?	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>
4. Donné de l'argent à une organisation pour la protection de l'environnement ?	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>
5. Boycotté ou évité d'acheter les produits d'une entreprise particulière car elle vous semblait non respectueuse de l'environnement ?	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>
6. Boycotté ou évité d'acheter certains produits car ils vous semblaient porter atteinte à l'environnement ?	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>
7. Voté lors d'une élection pour un candidat car il défendait fermement la protection de l'environnement ?	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>

**TNS Sofres**

**TNS**

**BLOC B-C – SECTION 2: LA CONSOMMATION DURABLE**

**ASK ALL**

**NEW WEB PAGE**

**B5 Quand vous faites vos courses, à quelle fréquence achetez-vous les produits suivants?**  
*Une seule réponse possible par ligne*  
**SINGLE ANSWER PER ROW**

**RANDOM ROTATION OF ITEMS**

	A chaque fois	Souvent	Quelque fois	Jamais	Je ne sais pas / Je ne fais pas les courses
1. Produits issus de l'agriculture biologique	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>
2. Produits issus du commerce équitable	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>
3. Produits portant un écolabel*	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>

\* Le label « agriculture biologique » n'est pas un écolabel

**TNS Sofres**

**TNS**

**NEW WEB PAGE**

**ASK ALL**

**B7 Qu'est-ce qui, personnellement, vous aiderait à acheter des produits plus respectueux de l'environnement?**  
*Classer les 4 propositions suivantes par ordre de priorité*  
**RANKING GRID FOR ITEMS 1 TO 4 OR SINGLE ANSWER AMONG CODES 5-6**  
**RANDOM ROTATION OF ITEMS – EXCEPT CODE 5 AND CODE 6**

- Être certain que cela ne coûte pas plus cher
- Avoir un choix plus large de produits respectueux de l'environnement dans les différents rayons
- Repérer plus facilement les produits respectueux de l'environnement par rapport aux produits classiques
- Être mieux informé des réflexes à adopter
- Je n'ai pas envie de tenir compte de l'environnement dans mes achats
- Je ne sais pas

**NEW WEB PAGE**

**B8A Pensez-vous que les produits respectueux de l'environnement sont généralement...?**  
*Une seule réponse possible*  
**SINGLE ANSWER**

- Plus chers que les autres produits
- De prix équivalent aux autres produits
- Moins chers que les autres produits
- Je ne sais pas

**B8B**  
*Une seule réponse possible*  
**SINGLE ANSWER**

- De meilleure qualité que les autres produits
- De qualité équivalente aux autres produits
- De moins bonne qualité que les autres produits
- Je ne sais pas

**B8C**  
*Une seule réponse possible*  
**SINGLE ANSWER**

- Meilleurs pour la santé que les autres produits
- Ni plus mauvais, ni meilleurs pour la santé que les autres produits
- Plus mauvais pour la santé que les autres produits
- Je ne sais pas



TNS Sofres

## NEW WEB PAGE

**B9** Pensez-vous que l'achat de produits de consommation courante (alimentation, hygiène, entretien, vêtements, etc.) par les ménages peut avoir directement ou indirectement un impact important sur l'environnement?

*Une seule réponse possible*

## SINGLE ANSWER

1. Tout à fait
2. Plutôt
3. Plutôt pas
4. Pas du tout
5. Je ne sais pas

## NEW WEB PAGE

**B10** Pensez-vous avoir un rôle à jouer pour réduire l'impact environnemental de votre propre consommation?

*Une seule réponse possible*

## SINGLE ANSWER

1. Tout à fait
2. Plutôt
3. Plutôt pas
4. Pas du tout
5. Je ne sais pas

## NEW WEB PAGE

**B11** Vous-même ou des personnes de votre entourage tiennent-elles compte de l'environnement dans leur consommation?

*Une seule réponse possible par ligne*

## SINGLE ANSWER PER ROW

	Toujours	Souvent	Quelque fois	Jamais	Je ne sais pas	Non concerné
1. Parents	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>	6 <input type="checkbox"/>
2. Autres membres de votre famille	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>	6 <input type="checkbox"/>
3. Meilleurs amis	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>	6 <input type="checkbox"/>
4. Collègues de travail	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>	6 <input type="checkbox"/>
5. Vous-même	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>	6 <input type="checkbox"/>



TNS Sofres

## BLOC B-C – SECTION 3: L'INFORMATION ENVIRONNEMENTALE

## ASK ALL

## NEW WEB PAGE

**B13** Pensez-vous que l'information environnementale sur les produits de consommation courante est...?

*Une seule réponse possible par ligne*

## SINGLE ANSWER PER ROW

## RANDOM ROTATION OF ITEMS

	Tout à fait	Plutôt	Plutôt pas	Pas du tout	Je ne sais pas
1. Claire	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>
2. Suffisante	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>
3. Fiable	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>
4. Accessible	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>

## NEW WEB PAGE

**B14** Quels sont, selon vous, les secteurs de votre consommation où l'information environnementale serait la plus nécessaire pour influencer vos choix de consommation ?

*Sélectionner 3 secteurs parmi les 6 proposés, en les classant par ordre de priorité*

## DRAG AND DROP RANKING 3 ITEMS OUT OF 1 TO 6

## RANDOM OF ITEMS –

1. Alimentaire
2. Vestimentaire
3. Hygiène corporelle
4. Produits ménagers et d'entretien
5. Équipements informatiques, audio/visuels et de télécommunication
6. Ameublement et électroménager

7. Aucun **EXCLU NO RANDOM**

**TNS Sofres**

**TNS**

**NEW WEB PAGE**

**B15** Nous allons maintenant parler de l'étiquette environnementale qui vous a été présentée tout à l'heure. Revoici l'exemple :

**DISPLAY IMAGE INTRO1A\_NEW.JPG FOR VERSION = 1, 2 OR 4**

The diagram shows an environmental label titled 'INFORMATIONS ENVIRONNEMENTALES'. It includes a 'NOTE GLOBALE' (Global Note) with a 'B' grade, and three specific indicators: 'CHANGEMENT CLIMATIQUE' (Climate Change) with a 'B' grade and '0,9 kg équivalent CO2\*', 'CONSOMMATION D'EAU' (Water Consumption) with a 'C' grade and '10 Litres\*', and 'POLLUTION DE L'EAU (ECOTOXICITE)' (Water Pollution/Ecotoxicity) with an 'A' grade and '0,2 unité toxicologique comparative (UCTx)\*'. Callouts explain that the global note synthesizes product performance, the climate criterion measures CO2 emissions, and the label features other important environmental criteria. A note states that the raw values for these indicators are calculated for the product.

**DISPLAY IMAGE INTRO1B\_NEW.JPG FOR VERSION = 3**

This diagram is similar to the first one but with different values: 'CHANGEMENT CLIMATIQUE' has a 'B' grade and '0,9 kg équivalent CO2\*', 'CONSOMMATION D'EAU' has a 'C' grade and '10 Litres\*', and 'POLLUTION DE L'EAU (ECOTOXICITE)' has an 'A' grade and '0,2 unité toxicologique comparative (UCTx)\*'. The callouts and explanatory text are identical to the first diagram.

**Si le Ministère de l'écologie, du développement durable et de l'énergie généralisait sur tous les lieux de vente un dispositif d'affichage similaire, pensez-vous que cette information serait... ?**  
*Une seule réponse possible par ligne*  
**SINGLE ANSWER PER ROW**

**RANDOM ROTATION OF ITEMS**

**TNS Sofres**

**TNS**

	Tout à fait	Plutôt	Plutôt pas	Pas du tout	Je ne sais pas
1. Claire	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>
2. Suffisante	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>
3. Floue	1 <input type="checkbox"/>	2 <input type="checkbox"/>	3 <input type="checkbox"/>	4 <input type="checkbox"/>	5 <input type="checkbox"/>

**NEW WEB PAGE**

**B16** Seriez-vous favorable à ce que l'étiquette présentée tout à l'heure soit mise en place pour toutes les catégories de produits et tous les lieux de vente ?  
*Une seule réponse possible*  
**SINGLE ANSWER**

- Oui
- Non
- Je ne sais pas

**ASK B17 IF CODE 1 AT B16 OTHERS GO TO B18**

**B17** Dans ce cas, l'affichage devrait-il être...  
*Une seule réponse possible*  
**SINGLE ANSWER**

- Obligatoire pour tous les produits
- Laissé au choix du producteur (le producteur peut afficher l'étiquette environnementale s'il le souhaite)
- Laissé au choix du producteur, mais obligatoire dès lors que le producteur prétend que son produit est respectueux de l'environnement.
- Je ne sais pas



TNS Sofres

## NEW WEB PAGE

## ASK ALL

**B18 Si l'étiquette environnementale qu'on vous a présentée tout à l'heure était généralisée sur tous les lieux de vente, vous serait-elle utile ?**

*Une seule réponse possible*

## SINGLE ANSWER

1. Oui, l'étiquette serait utile pour choisir mes produits, immédiatement.
2. Oui, l'étiquette serait utile mais il me faudrait un temps d'apprentissage
3. Non, l'étiquette est trop complexe et peu compréhensible
4. Non, je suis trop pressé quand je fais mes achats
5. Non, car trop d'informations sont déjà présentes sur les produits
6. Non, je n'ai pas envie d'en tenir compte
7. Non, pour une autre raison
  
8. Je ne sais pas

## NEW WEB PAGE

**B19 Pensez-vous que la généralisation de l'étiquette environnementale permette de réduire les atteintes à l'environnement ?**

*Une seule réponse possible*

## SINGLE ANSWER

1. Oui, je pense que les consommateurs reporteront leur consommation sur des produits ayant une bonne performance environnementale et qu'au final, cela aura un effet
2. Non, je pense que les consommateurs ne reporteront pas leur consommation, et qu'au final, ça ne servira à rien
3. Non, je pense qu'il y a de meilleurs moyens de réduire l'impact environnemental de la consommation (réduire la consommation, acheter d'occasion, partager les objets...)
4. Non, pour une autre raison
  
5. Je ne sais pas



TNS Sofres

## NEW WEB PAGE

**B20 Sur quel support préféreriez-vous que l'information environnementale soit disponible ?**

*Sélectionner 3 propositions en les classant par ordre de préférence*

**DRAG AND DROP RANKING 1 TO 3  
RANDOM OF ITEMS**

1. Sur le site Internet du producteur
2. Sur le produit
3. Sur l'étiquette du produit en rayon
4. Sur les spots et les panneaux publicitaires
5. Dans les catalogues de produits
6. Sur les sites internet à caractère commercial (vente en ligne)
7. Sur Smartphone par lecture de code-barres ou de QR-code
  
8. Je ne sais pas **EXCLU NO RANDOM**



**Commissariat général au développement durable**

Service de l'économie, de l'évaluation et de l'intégration du développement durable

Tour Séquoia

92055 La Défense cedex

Tél : 01.40.81.21.22

**Retrouvez cette publication sur le site :**

<http://www.developpement-durable.gouv.fr/>

## ***Comportements d'achat en présence d'affichage environnemental : les enseignements d'une enquête par expériences de choix***

*L'affichage environnemental vise à sensibiliser les consommateurs à l'impact environnemental des produits qu'ils achètent. Il consiste à afficher une information quantitative, par exemple à travers une échelle graduée, sur l'empreinte environnementale des produits. L'étude analyse l'impact d'un tel dispositif sur les choix des consommateurs, à travers une enquête avec expériences de choix hypothétiques sur 5 000 répondants. Elle estime leurs consentements à payer pour des produits de meilleure qualité environnementale. Les résultats révèlent une grande hétérogénéité des préférences entre consommateurs et concluent à une forte sensibilité de ces derniers à la qualité environnementale. Le consentement à payer médian pour des produits plus respectueux de l'environnement serait ainsi près du double du consentement à payer pour les marques connues. Les résultats suggèrent également que l'affichage environnemental est susceptible de toucher une cible de population plus large que celle des écolabels (qui se traduisent par la présence d'un logo sur certains produits). Enfin, l'efficacité du dispositif diffère selon son caractère obligatoire ou volontaire : lorsque l'affichage n'est pas obligatoire, le consommateur tend à considérer les produits non étiquetés comme de qualité environnementale moyenne, conduisant les producteurs à ne révéler leur performance environnementale que lorsqu'elle est supérieure à la moyenne. L'affichage environnemental se rapproche alors des écolabels.*



Dépôt légal : Mai 2016  
ISSN : 2102 - 4723