



Estimation du poids d'un attribut environnemental : influence et effet des mesures d'évaluation

Eline Jongmans, Alain Jolibert, Julie Irwin

► To cite this version:

Eline Jongmans, Alain Jolibert, Julie Irwin. Estimation du poids d'un attribut environnemental : influence et effet des mesures d'évaluation. 2014, 23 p. halshs-01185772

HAL Id: halshs-01185772

<https://shs.hal.science/halshs-01185772>

Submitted on 15 Dec 2015

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Centre d'Études et de Recherches Appliquées à la Gestion_ U.M.A. C.N.R.S. 5880

CAHIER DE RECHERCHE n°2014-01 E3

Estimation du poids d'un attribut environnemental : influence et effet des mesures d'évaluation

JONGMANS Eline

JOLIBERT Alain

IRWIN Julie



Unité Mixte de Recherche CNRS / Université Pierre Mendès France Grenoble 2

150 rue de la Chimie – BP 47 – 38040 GRENOBLE cedex 9

Tél. : 04 76 63 53 84 Fax : 04 76 54 60 68



**Estimation du poids d'un attribut environnemental : influence et effet des
mesures d'évaluation**

Eline Jongmans *

Attachée Temporaire d'Enseignement et de Recherche

CERAG - Université de Grenoble

Alain Jolibert

Professeur des Universités

CERAG – INSEEC

Julie Irwin

Professeur de Marketing

McCombs School of Business TX

* Université Pierre Mendès France, 150, rue de la Chimie, BP 47 38040 GRENOBLE cedex 9,
eline.jongmans@upmf-grenoble.fr, 04 76 63 53 82

Estimation du poids d'un attribut environnemental : influence et effet des mesures d'évaluation

Résumé :

Cet article étudie l'influence des mesures d'évaluation utilisées sur le poids alloué à un attribut environnemental lors de l'évaluation d'un produit. Les résultats de deux expérimentations montrent que les consommateurs tendent à systématiquement surévaluer un attribut environnemental lorsqu'il est évalué en mesure non monétaire et/ou jointe (par rapport à une évaluation en mesure monétaire et/ou séparée). Les conclusions de cette étude remettent en question le principe d'invariance de procédure et invitent les chercheurs et praticiens à prendre en considération la nature de la mesure d'évaluation utilisée pour évaluer le poids de tels attributs par les consommateurs.

Mots-clés : invariance de procédure, attribut environnemental, consentement à payer, probabilité d'achat, choix discret

Estimating environmental attribute weight: valuation measurement influence and impact

Abstract:

The objective of this paper is to study the influence of the valuation measurements on the weight associated to an environmental attribute. The results of two experiments show that consumers tend to overweight an environmental attribute in non-monetary and/or joint measurements (compared to monetary and/or separate measurements). The findings of this research question the principle of invariance of procedure and invite researchers and practitioners to consider the type of valuation measurements when estimating consumers weigh for environmental attributes.

Key-words: procedure invariance, environmental attributes, willingness to pay, purchase likelihood, discrete choice

Estimation du poids d'un attribut environnemental : influence et effet des mesures d'évaluation

Introduction

Les préférences sont généralement utilisées pour prédire les choix réels de produit par les consommateurs. La relation de préférence entre différentes options d'un même produit traduit la valeur de chaque option et de ses attributs (Tversky, Sattath et Slovic, 1988). Obtenir un jugement de préférence précis et fiable est fondamental pour les responsables du marketing. Dans les recherches en marketing, les préférences des consommateurs sont considérées comme indépendantes des mesures utilisées (Tversky, Sattath et Slovic, 1988). C'est le principe d'invariance de procédure de la théorie du choix rationnel, selon lequel des mesures d'estimation des préférences différentes mais équivalentes devraient conduire au même ordre de préférence (Irwin & al., 1993). Ainsi, un consentement à payer plus important pour une marque que pour une autre marque devrait se retrouver dans la proportion de choix entre ces deux mêmes marques. Selon cette supposition, les chercheurs en marketing emploient des mesures variées pour évaluer et prédire les préférences des consommateurs (*e.g.* mesures de notation, de classement d'ordre ou encore des mesures d'adéquation¹) (Nowlis et Simonson, 1997). Au contraire, de nombreux travaux remettent en cause la théorie du choix rationnel et ont montré des biais systématiques indiquant une inversion de préférence selon la nature de la mesure utilisée (*e.g.* Baron, 1997; Irwin & al., 1993; Müller, Kroll et Vogt, 2012; Mochon, 2013).

Les attributs renvoyant à des valeurs morales, plus difficiles à évaluer, sont particulièrement sujets à ces biais systématiques (Irwin & al., 1993 ; Baron, 1997). Cet article concerne le jugement de valeur des attributs environnementaux, définis comme une caractéristique positive vis-à-vis de l'environnement (*e.g.* un écolabel). Comme le montre la recherche de Comas et Seifert (2012), les

¹ Cette mesure consiste pour les répondants à donner une valeur monétaire (*e.g.* en \$) dans le but d'arriver à une équivalence entre deux options (Tversky & al., 1988).

attributs environnementaux sont de plus en plus présents sur les produits. Les responsables du marketing ont besoin d'estimer de manière fiable la valeur de ces attributs sur leur produit.

Cette recherche s'intéresse à la manière dont les individus évaluent les attributs environnementaux, en étudiant l'effet de la mesure d'évaluation utilisée. Cet article comporte plusieurs originalités : (1) il étudie la validité convergente des mesures d'évaluation déclaratives indirectes très utilisées en marketing ; (2) il porte sur l'étude de deux caractéristiques des mesures d'évaluation (mesure monétaire vs. non monétaire et mesure jointe vs. séparée) ce qui n'a à priori jamais été effectué ; (3) finalement, il étudie les effets des mesures d'évaluation sur le poids cardinal alloué aux attributs environnementaux et non pas sur l'ordre de préférence obtenu.

1. Remise en cause du principe d'invariance de procédure lors de l'évaluation

Des travaux ont montré que les mesures de préférences enfreignent systématiquement le principe d'invariance de procédure (Irwin & al., 1993), et proposent au contraire, que les réponses données par les individus soient propres à chaque mesure (Fischer et Hawkins, 1993). Pour cette raison, la mesure d'évaluation utilisée conduit à des préférences différentes (Fischer et Hawkins, 1993; Nowlis et Simonson, 1997; Hsee & al., 1999; Louviere et Islam, 2008). Ces résultats correspondent au phénomène de renversement des préférences (Fischer et Hawkins, 1993). Celui-ci s'exerce lorsque l'utilisation de différentes mesures, théoriquement équivalentes, conduit de manière systématique à une surpondération d'un attribut dans une mesure par rapport à l'autre (Irwin & al., 1993; Bazerman & al., 1999). Par exemple, une loterie H pour laquelle il y a une chance élevée de gagner un faible gain est davantage choisie qu'une loterie L pour laquelle il y a une chance faible de gagner un gain élevé. Par contre, le consentement à payer pour la loterie L sera plus élevé que pour la loterie H (Tversky, Sattath et Slovic, 1988; Annexe 1).

2. Les mesures d'évaluation d'un attribut de produit et leur effet

Les mesures de préférences déclarées peuvent être sujettes à un biais dit *hypothétique*, induit par la nature hypothétique de la tâche, conduisant à des réponses données plus élevées que celles données dans les mesures réelles (Voelckner, 2006). Les mesures de préférences déclarées peuvent toutefois avoir un bon pouvoir prédictif et conduire à des décisions de prix exacts (Voelckner, 2006). Ce travail s'intéresse spécifiquement aux mesures déclaratives indirectes (*i.e.* analyse conjointe) très utilisées en marketing (Wittink et Cattin, 1989). Ce sont les mesures pour lesquelles les poids des attributs sont estimés selon un modèle basé sur un jugement global de préférence (Miller & al., 2011). Deux caractéristiques distinctives existent (1) le fait que la mesure soit monétaire ou non monétaire; et (2) que la mesure soit séparée ou jointe.

2.1. Les mesures monétaires versus non monétaires

La distinction effectuée entre mesures monétaires ou non monétaires porte sur le fait que les mesures de jugement de préférences sont basées sur un prix ou non (Fischhoff & al., 1993; Irwin & al., 1993; Irwin et Baron, 2001). Les résultats de travaux montrent globalement qu'un attribut de type monétaire a plus de poids en mesure monétaire que non monétaire. Au contraire, l'attribut prééminent (*i.e.* le plus important) a une valeur plus importante en mesure non monétaire (*e.g.* choix) (Tversky, Sattath et Slovic, 1988; Nowlis et Simonson, 1997; Fischer et Hawkins, 1993; Hsee & al., 1999). L'exemple de la loterie illustre cet effet de mesure d'évaluation (Annexe 1).

Deux explications principales sont mises en évidence concernant la différence d'effet entre mesures d'évaluation monétaires vs. non monétaires : (1) le principe de prééminence (Tversky, Sattath et Slovic, 1988) ; et (2) le principe de compatibilité de la mesure au stimulus (Tversky, Sattath et Slovic, 1988; Fischer et Hawkins, 1993). L'attribut prééminent est celui qui pèse le plus lourd dans la décision et forme les raisonnements ou les arguments convaincants (Irwin & al., 1993). Les mesures non monétaires (*e.g.* choix) s'appuient davantage sur les raisons et les arguments que les mesures monétaires (Irwin & al., 1993). L'attribut prééminent est alors plus

important en mesure d'évaluation non monétaire que monétaire (Tversky, Sattath et Slovic, 1988; Fischer et Hawkins, 1993; Irwin et Baron, 2001). Le principe de prééminence peut lui-même être expliqué par le principe de compatibilité de la mesure avec le stimulus. Ce principe s'appuie sur l'hypothèse de la compatibilité entre le stimulus et la réponse (Fischer et Hawkins, 1993) qui privilégie l'attribut qui est le plus compatible avec la mesure (Tversky, Sattath et Slovic, 1988, p. 376). L'exemple des deux loteries illustre ce principe, le montant élevé de gain est plus valorisé en mesure monétaire (*e.g.* CAP) tandis que la chance élevée de gagner est plus valorisée en mesure non monétaire (*e.g.* choix) (Annexe 1).

2.2. Les mesures séparées *versus* jointes

Les mesures séparées d'évaluation sont effectuées sur un produit présenté seul tandis que pour les mesures jointes d'évaluation les produits sont présentés conjointement (Hsee & al., 1999). Dans la littérature, un effet apparaît lors de l'utilisation de l'une ou l'autre de ces mesures (Hsee & al., 1999). Globalement, les résultats indiquent que les attributs « moins difficiles à évaluer », ayant plus de sens en évaluation individuelle, ont plus de poids lorsque les préférences sont estimées en mesures séparées. Au contraire, les attributs « difficiles à évaluer » mais qui peuvent avoir des comparaisons faciles et précises, ont un poids plus important lors d'une mesure de comparaison directe (*i.e.* mesure jointe) (Nowlis et Simonson, 1997; Hsee & al., 1999). Plusieurs explications de l'effet des mesures d'évaluation (séparée vs. jointe) sont proposées dans la littérature : (1) le principe « d'évaluabilité » ; (2) le principe de la compatibilité avec le but de la tâche ; (3) les multiples sois et (4) la théorie des normes. Le principe « d'évaluabilité » (Bazerman, Tenbrunsel et Wade-Benzoni, 1998; Bazerman & al., 1999; Hsee & al., 1999) indique que la surpondération de l'attribut plus difficile en mesures jointes serait due à une capacité plus importante d'évaluation en mesure jointe (Bazerman, Tenbrunsel et Wade-Benzoni, 1998). Le principe de compatibilité du but de la tâche fait référence à l'utilisation d'une mesure qui va activer un but particulier pour les

consommateurs (Irwin et Naylor, 2009). En mesure jointe, la tâche porte sur une comparaison directe entre deux options. Le but du consommateur est de différencier l'attribut le plus important (prééminent), étant donné que les options varient sur cet attribut. Par conséquent, en moyenne, cet attribut obtient un poids plus important (Irwin et Naylor, 2009). Le principe des multiples sois propose une distinction entre ce que l'individu voudrait faire (« le soi du vouloir ») et ce que l'individu devrait faire (« le soi du devoir ») (Bazerman, Tenbrunsel et Wade-Benzoni, 1998). Ainsi, nous avons tous un « système de sois », activés selon les différents contextes dans lesquels nous vivons (Tenbrunsel & al., 2010). Le « soi du vouloir » est pragmatique, émotionnel, affectif, impulsif, orienté vers une maximisation des intérêts à court terme tandis que le « soi du devoir » est idéaliste, rationnel, cognitif, réfléchi et orienté vers une maximisation des intérêts à long terme (Tenbrunsel & al., 2010). Bazerman, Tenbrunsel et Wade-Benzoni (1998) proposent que la comparaison directe entre des options (*i.e.* mesure jointe) conduise à favoriser « le soi du devoir », l'attribut le plus justifiable, celui qu'ils pensent devoir valoriser, est surpondéré. Le principe issu de la théorie des normes (Kahneman et Miller, 1986), stipule qu'en mode d'évaluation séparée, les individus sont amenés à surpondérer l'attribut qui est spontanément évoqué (Bazerman, Tenbrunsel et Wade-Benzoni, 1998). En effet, lorsque les individus sont exposés à un seul produit à évaluer, ils ont plus de mal à lui donner du sens. Ils utilisent alors des référents internes disponibles et évaluent et comparent le produit dans le contexte de ces référents. Au contraire, si les répondants évaluent une option parmi plusieurs, ils utilisent les différentes options pour l'évaluation.

3. Évaluer un attribut environnemental, l'effet des mesures d'évaluation utilisées

Les attributs environnementaux sont liés à un bien non marchand, la protection de l'environnement (Veisten, 2007). Ils sont généralement considérés comme des attributs de croyance (Darby et Karni, 1973) et peuvent renvoyer à des valeurs morales importantes pour les

individus, appelées valeurs protégées (Baron et Spranca, 1997; Baron et Leshner, 2000; Baron et Ritov, 2009), ce qui peut rendre difficile leur évaluation. Ces spécificités des attributs environnementaux conduit à s'interroger sur la validité convergente des mesures d'évaluation lors de la mesure du poids accordé à ces attributs.

Des résultats ont montré qu'un produit ayant des implications environnementales est davantage valorisé lors d'un choix qu'en mesure d'adéquation (Irwin & al., 1993; Irwin et Baron, 2001). Irwin & al. (1993) ont observé que le produit de consommation était surévalué en mesure monétaire tandis que le bien environnemental l'était en mesure non monétaire. Ils expliquent leur résultat en proposant que les individus peuvent frauder en mesure monétaire et donner le montant le plus petit possible qu'ils seraient prêts à payer pour recevoir le bien, au lieu de donner le montant maximum qu'ils seraient prêts à payer (CAP). Ceci conduit à un poids moins important du produit environnemental en mesure monétaire. Irwin et Baron (2001) montrent que la mesure non monétaire favorise la surpondération d'attributs moraux et que les mesures monétaires sont particulièrement peu susceptibles de renvoyer à des considérations morales (Irwin et Baron, 2001). Ces résultats permettent de formuler l'hypothèse suivante : ***(H1) Le poids de l'attribut environnemental sera plus grand en mesure non monétaire que monétaire.***

D'après Bazerman, Tenbrunsel et Wade-Benzoni (1998), en évaluation jointe, le besoin de justification augmente, ce qui conduit à une surpondération du choix socialement acceptable. De plus, même si le travail d'Irwin & al. (1993) ne portait pas sur la distinction entre les mesures séparées ou jointes, les résultats indiquent que le produit de consommation est valorisé en mesure séparée tandis que le produit environnemental est favorisé en mesure jointe. Ceci permet de proposer l'hypothèse suivante : ***(H2) Le poids de l'attribut environnemental sera plus grand en mesure jointe que séparée.***

4. Méthodologie

Pour tester les hypothèses, deux expérimentations sont menées au printemps/été 2012, par questionnaire en ligne utilisant le logiciel Qualtrics, auprès d'échantillons américains. La première étude teste l'influence de l'utilisation d'une mesure monétaire (vs. non monétaire) sur le poids attribué à l'attribut environnemental (H1). La deuxième étude vérifie l'existence d'un effet de la mesure monétaire (vs. non monétaire) (H1) et d'un effet de l'utilisation d'une mesure jointe (vs. séparée) sur le poids de l'attribut environnemental (H2).

4.1. Stimulus

Le stimulus choisi est un bureau en bois, déjà été utilisé dans des travaux portant sur la prise de décision pour des produits avec attributs environnementaux (Irwin et Baron, 2001; Ehrich et Irwin, 2005). Deux attributs environnementaux sont considérés : dans la première étude, un attribut environnemental certifié (*i.e.* écolabel) et un attribut environnemental autoproclamé (*i.e.* marque verte) ; dans la seconde, deux écolabels. Chaque attribut environnemental possède deux modalités possibles. Pour rendre la tâche d'évaluation plus réaliste, un prix de marché (350\$ ou 550\$, repris d'Ehrich et Irwin, 2005) est attribué au bureau en bois (Annexe 2).

4.2. Protocol expérimental et calcul des poids des attributs

Une tâche d'évaluation est affectée à chaque répondant. Le contexte d'évaluation est expliqué au répondant, ainsi que les attributs, leurs modalités et la tâche à réaliser. Le répondant évalue ensuite les différentes options qui sont présentées de manière aléatoire, puis, il répond à une série de questions, destinées à déterminer son profil (âge, genre, etc.).

En expérimentation 1, une mesure de consentement à payer (CAP - monétaire) et de probabilité d'achat (PA - non monétaire) sont utilisées. Le CAP consiste à demander « combien seriez-vous prêt à payer au maximum pour ce produit ? » (lors de la phase d'explication de la tâche à réaliser, il est dit au répondant que le budget souhaité est compris entre 350\$ et 550\$, afin de rendre les

conditions les plus comparables possibles). La PA consiste à demander « quelle est la probabilité que vous achetiez ce produit » sur une échelle à 7 échelons, de « pas du tout probable » à « tout à fait probable ». Les répondants sont invités à donner un PA (ou CAP) pour chaque profil possible de stimuli. Chaque profil comporte 2 attributs environnementaux et un prix (sauf en CAP). Chacun des attributs ayant deux modalités possibles, 8 profils sont évalués en PA et 4 en CAP.

L'expérimentation 2 inclut, en plus des mesures de CAP et de PA, une mesure de choix discret CBC (*Choice-Based Conjoint* – non monétaire et jointe). Il s'agit de choisir entre deux profils de produit présentés au répondant, l'intitulé indique « si vous deviez choisir entre ces deux produits, lequel achèteriez-vous ? ». Les répondants font un choix entre toutes les paires de choix possibles. Étant donné qu'il y a 8 profils de bureau, chaque répondant est confronté à une série de 28 choix à réaliser de manière aléatoire². La mesure d'évaluation correspond au nombre de fois selon lequel le profil est choisi. Comme il y a 8 possibilités, le nombre d'évaluations varie entre 0 et 7.

Pour obtenir les poids des attributs environnementaux, un modèle de régression par individu est utilisé. Pour chaque répondant, les réponses données pour chaque option (*i.e.* PA, CAP ou choix) sont régressées sur les modalités des attributs, codées -1 ou 1. Pour pouvoir comparer les résultats entre les mesures d'évaluation utilisées, les valeurs données lors des mesures conjointes sont centrées réduites. Les coefficients de la régression pour les attributs sont utilisés pour chaque individu (Lefkoff-Hagius et Mason, 1993; Ehrich et Irwin, 2005). Le Tableau 1 présente les poids moyens obtenus pour chaque attribut dans chaque condition pour les deux expérimentations.

5. Étude 1 : PA et CAP

Échantillon : 108 étudiants américains de licence de gestion participent à l'étude. Deux individus sont retirés de l'échantillon en raison de valeurs extrêmes obtenues après le calcul des poids des attributs environnementaux. Finalement, il y a 54 individus en condition PA et 52 en condition

² Calcul du nombre de combinaisons de 2 éléments parmi 8 profils :

$$\binom{8}{2} = \frac{8!}{2! \times (8-2)!} = \frac{8 \times 7 \times 6 \times 5 \times 4 \times 3 \times 2 \times 1}{2 \times 1 \times 6 \times 5 \times 4 \times 3 \times 2 \times 1} = \frac{56}{2} = 28$$

CAP. L'échantillon est composé de 38,9% d'hommes dont la moyenne d'âge est de 20,6 ans ($\sigma=1,89$). Les échantillons des deux conditions sont comparables en termes de proportion de genre ($X^2(1)=,71$ $p=,399$) et de moyennes d'âge ($F(1,104)=,68$ $p=,411$).

Attributs environnementaux : deux attributs environnementaux sont utilisés, un nom de marque (environnemental vs. non) et un écolabel (présent vs. absent). Ils sont présentés au répondant : « Les bureaux en bois que vous voyez dans le magasin ne varient que sur les caractéristiques suivantes : (1) l'écolabel PEFC : il garantit la gestion durable des forêts et de ses produits dérivés ; (2) le nom de marque : Proverde, une marque particulièrement engagée envers l'environnement et son impact énergétique, ou Beavara, une marque de mobilier classique ». Le prix (\$350 ou \$550) est aussi précisé pour la condition PA.

Vérification de manipulation : la manipulation des attributs environnementaux est vérifiée. Un produit avec le nom de marque Proverde est perçu comme plus environnemental qu'un produit avec le nom de marque Beavara ($M_{\text{diff(Proverde-Beavara)}}=,54$ ($\sigma=1,16$) $t(105)=4,76$ $p<,0001$). De même, un produit avec un l'écolabel PEFC est perçu comme environnemental (valeur de test =4 - le milieu de l'échelle-, $M_{\text{PEFC}}=4,70$ ($\sigma=1,20$) $t(105)=6,01$ $p<,0001$).

	Attribut	Mesures	N	Poids moyens	Écart-type
Expé. 1	Nom de marque	PA	52	,057	,251
		CAP	54	,034	,164
	Écolabel	PA	52	,288	,265
		CAP	54	,174	,281
Expé. 2	Écolabel CO2	PA	56	,166	,208
		CAP	51	,121	,136
		CBC	46	,407	,221
	Écolabel Matière recyclée	PA	56	,168	,117
		CAP	51	,076	,223
		CBC	46	,278	,179

Tableau 1. Poids moyens des attributs environnementaux (expérimentations 1 et 2)

Poids relatifs des deux attributs environnementaux : l'écolabel a un poids relatif plus grand que le nom de marque verte ($M_{\text{diff}(\text{écolabel-nom de marque})} = ,184$ ($\sigma = ,32$) $t(105) = 5,54$ $p < .0001$). Globalement, l'écolabel a plus de poids que le nom de marque (Tableau 1).

Test de l'effet de mesure d'évaluation monétaire vs. non monétaire (H1) : pour tester l'effet de la mesure d'évaluation utilisée, un test t est effectué (CAP vs. PA). Les résultats indiquent que les moyennes ne sont pas statistiquement différentes entre les deux conditions pour le nom de marque ($t(104) = ,55$ $p = ,581$). Par contre, les moyennes sont statistiquement différentes pour l'écolabel ($M_{\text{PA}} = ,288$ vs. $M_{\text{CAP}} = ,174$ $t(104) = 2,13$ $p = ,035$). Le poids de l'écolabel est plus grand en mesure PA que CAP (Tableau 1). Ce résultat permet de valider H1 pour l'écolabel.

6. Étude 2 : PA, CAP, CBC

L'étude 1 ayant montré que l'effet de la mesure d'évaluation sur les poids des attributs environnementaux apparaît davantage pour un écolabel, l'expérimentation 2 est centrée sur ce type d'attribut environnemental certifié. Le protocole expérimental reste globalement le même à quelques exceptions près. La tâche de choix discret (CBC) est ajoutée et des questions liées aux caractéristiques des mesures d'évaluation sont introduites (*i.e.* l'incertitude ressentie, le besoin de se justifier et la difficulté de la tâche ; mesurée sur une échelle à 7 échelons de « pas du tout d'accord » à « tout à fait d'accord »).

Échantillon : un échantillon américain de 153 personnes est recruté pour l'expérimentation qui se déroule à l'aide d'un questionnaire effectué en ligne (ils reçoivent 0,50cts pour leur participation) et sont affectés à une des trois conditions : 56 en PA, 51 en CAP et 46 en CBC. L'âge moyen de l'échantillon est de 32,7 ans ($\sigma = 12,9$), 37,9% sont des hommes, 50,3% vivent en couple, 63,4% n'ont pas d'enfant. Les trois conditions sont comparables en termes de genre ($X^2(2) = 4,61$ $p = ,100$), de revenu ($X^2(10) = 2,80$ $p = ,986$), de statut marital ($X^2(8) = 9,21$ $p = ,325$), de moyenne de nombre d'enfants ($F(2,150) = ,60$ $p = ,549$) et d'âge ($F(2,150) = 2,36$ $p = ,098$).

Attributs environnementaux : deux écolabels fictifs sont utilisés, ayant cette fois-ci des modalités « faible » ou « élevée ». Pour les rendre crédibles, il est dit au répondant qu'ils sont certifiés par un organisme tiers et indépendant. Ils sont présentés au répondant : « Les bureau en bois que vous voyez dans le magasin ne varient que sur les caractéristiques suivantes : (1) l'écolabel bilan carbone (engagement à diminuer les émissions de CO₂ de 25% ou de 10%); (2) l'écolabel matière recyclée (21% de bois recyclé ou 14% de bois recyclé) ». Le prix (\$350 ou \$550) est aussi précisé pour les conditions PA et CBC.

Vérification de manipulation : La manipulation des attributs environnementaux est vérifiée, un produit avec l'écolabel « -25% de CO₂ » est perçu comme plus environnemental qu'un produit avec « -10% de CO₂ » ($M_{([-25\%deCO_2]-[-10\%deCO_2])}=,42(\sigma=,67) t(152)=7,78 p<,0001$). De même, un produit avec un l'écolabel « 21% de matière recyclée » est perçu comme plus environnemental qu'un produit avec « 14% de matière recyclée » ($M_{([21\%mat.recycl.]-[14\%mat.recycl.])}=,67 (\sigma=,93) t(152)=8,95 p<,0001$).

Poids relatifs des deux attributs environnementaux : l'écolabel CO₂ a un poids relatif plus grand que l'écolabel matière recyclée ($M_{([écolabelCO_2]-[écolabel mat.recycl.])}=,0531 (\sigma=,23) t(152)=2,812 p=,006$). Ce résultat est cohérent avec d'autre recherche de la littérature (Irwin et Spira, 1997). L'écolabel signalant l'engagement de l'entreprise vis-à-vis du bilan carbone semble plus important que celui lié à la matière recyclée utilisée pour le produit.

Comparaison des caractéristiques des tâches (difficulté, incertitude, besoin de se justifier) : En tâche jointe, les répondants ont perçu moins d'incertitude ($M_{CBC}=3,26 (\sigma=1,58) M_{PA}=4,16 (\sigma=1,59) M_{CAP}=4,14 (\sigma=1,73) t(150)=-3,074 p=,003$), ont eu moins besoin de se justifier ($M_{CBC}=3,26 (\sigma=1,58) M_{PA}=4,16 (\sigma=1,59) M_{CAP}=4,14 (\sigma=1,73) t(150)=-1,92 p=,056$) et ont perçu la tâche moins difficile ($M_{CBC}=2,17 (\sigma=1,27) M_{PA}=2,63 (\sigma=1,55) M_{CAP}=3,10 (\sigma=1,80) t(150)=-2,766 p=,007$) que dans les mesures séparées. Il n'y a pas différence statistiquement significative entre les mesures monétaires et non monétaires.

Test de l'effet de mesures d'évaluation monétaire vs. non monétaire (H1) et séparée vs. jointe (H2) : pour tester l'effet de la mesure d'évaluation utilisée une analyse de variance est effectuée testant l'effet des trois mesures utilisées (CAP, PA et CBC) sur les poids des écolabels. Pour analyser les conditions inter-sujets, des codages orthogonaux sont créés (Cohen, 1968) selon le type de mesure utilisée. Les résultats indiquent que les poids des écolabels CO2 et Matière recyclée sont plus importants en mesure non monétaire (PA et CBC) que monétaire (CAP) (écolabel CO2 : $F(1,150)=5,022$ $p<,0001$; écolabel Matière recyclée : $F(1,150)=4,771$ $p<,0001$; voir moyennes du Tableau 1). Ces résultats pour les deux écolabels confirment H1. Un contraste planifié additionnel indique également que le poids des écolabels CO2 et Matière recyclée sont plus importants en mesures jointes (CBC) que séparées (PA et CAP) (écolabel CO2 : $F(1,150)=7,804$ $p<,0001$; écolabel Matière recyclée : $F(1,150)=4,931$ $p<,0001$; voir moyennes du Tableau 1). Ces résultats pour les deux écolabels vérifient H2.

7. Conclusion

L'originalité de cette recherche réside dans l'étude de l'effet de deux types de mesures de préférences déclarées (monétaire vs. non monétaire et jointe vs. séparée) sur le poids donné aux attributs environnementaux. Les résultats démontrent que les mesures d'évaluation ont effectivement un effet sur le poids attribué. Les mesures non monétaires (jointes) conduisent à un poids plus élevé que les mesures monétaires (séparées). En expérimentation 2, la mesure non monétaire et jointe (CBC) conduit au poids de l'attribut environnemental le plus élevé.

Compte tenu des résultats obtenus, quelle mesure doit-on utiliser ? Utiliser une mesure de choix, jointe et non monétaire, est perçue comme plus proche des décisions réelles d'un consommateur sur le marché (Allenby & al., 2005; Louviere et Islam, 2008). Les consommateurs choisissent généralement un produit plutôt qu'un autre, ils n'ont pas à estimer un consentement maximum à payer ou une probabilité d'achat. Kalish et Nelson (1991) s'intéressent aux mesures monétaires ou

non monétaires en analyses conjointes et rappellent que la mesure monétaire, plus difficile que non monétaire, conduit à une moins bonne capacité prédictive. Cependant, en mesure monétaire, le prix n'est pas indiqué dans les options, ce qui peut rendre la tâche d'évaluation plus facile (Kalish et Nelson, 1991). De plus, ces auteurs obtiennent des réponses plus comparables entre les répondants en mesures monétaires que non monétaires. Les conclusions issues de la littérature ne font pas consensus. Globalement, les résultats confirment l'intérêt de prendre en compte le type de mesure utilisée lors de l'évaluation d'un poids d'un attribut environnemental puisque les poids obtenus semblent propres à la mesure. Il paraît pertinent de s'intéresser à la validité prédictive des mesures d'évaluation pour des comportements réels. En effet, si les individus déclarent qu'ils vont payer plus pour un produit environnemental, ils ne l'achètent pas pour autant sur le marché (Irwin et Naylor, 2009). Il conviendrait également de prendre en compte les caractéristiques individuelles afin de comprendre plus précisément les mécanismes de ces effets inhabituels de la mesure d'évaluation sur le poids des attributs environnementaux. Des individus plus engagés envers la cause environnementale seraient davantage affectés par des effets non-rationnels liés à l'évaluation d'attributs environnementaux (Irwin et Spira, 1997). Ces caractéristiques individuelles pourraient peut-être expliquer que le nom de marque verte, ayant un poids plutôt faible, n'ait pas été influencé par le type de mesure monétaire ou non (expérimentation 1).

La définition d'un attribut prééminent reste mal spécifiée selon les personnes ou les contextes (Tversky, Sattah et Slovic, 1988; Bazerman, Tenbrunsel et Wade-Benzoni,). En se référant à l'exemple des loteries H et L, il n'y a pas de raison évidente pour que la chance de gagner (faible ou élevée) soit plus prééminente que le montant de gain (faible ou élevé) et *vice versa* (Tversky, Sattah et Slovic, 1988). L'attribut environnemental est considéré comme non monétaire et plutôt « difficile à évaluer », du fait de sa nature d'attribut de croyance, et qu'il pouvait être important pour les individus. En accord avec les principes explicatifs de prééminence et de compatibilité de la mesure au stimulus, cet attribut semble avoir un poids plus grand en mesure non monétaire. En

effet, les résultats indiquent que l'attribut environnemental a un poids plus important en mesure non monétaire (*i.e.* PA en expérimentation 1 ; PA et CBC en expérimentation 2) par rapport à la mesure monétaire (*i.e.* CAP). De plus, le poids de l'attribut environnemental est également plus important dans la mesure CBC, plus facile, pour laquelle il y a moins d'incertitude et moins besoin de se justifier (expérimentation 2). Ceci semble vérifier le principe « d'évaluabilité » (Hsee & al. 1999) qui postule que l'attribut difficile est surévalué en mesure jointe. Par contre, les résultats obtenus semblent partiellement en accord avec la proposition de Bazerman, Tenbrusel et Wade-Benzoni (1998), qui considérait que la mesure jointe favorise « le soi du devoir » et ainsi l'attribut le plus justifiable ou socialement bien vu (*i.e.* l'attribut environnemental). Les résultats indiquent que l'attribut environnemental est davantage valorisé en mesure jointe (*i.e.* CBC) et que l'incertitude est plus faible dans cette mesure mais contrairement à la proposition de Bazerman & al. (1998), le besoin de justification est plus faible en CBC. Ce dernier point reste à approfondir.

Certaines limites, inhérentes à la méthodologie expérimentale, doivent être aussi soulignées. Les expérimentations ont été réalisées auprès d'échantillons composés principalement d'étudiants, à une époque particulière et en utilisant des noms de marques fictifs. La validité externe des résultats peut donc être discutée. De plus, des mesures particulières pour chacun des types de mesures d'évaluation ont été sélectionnées. Il convient donc de répliquer cette étude avec d'autres mesures appartenant à ces catégories de mesures d'évaluation (*e.g.* une mesure d'adéquation [monétaire jointe] ; un choix binaire [non monétaire séparée]) pour vérifier la validité convergente des résultats. Les valeurs centrées réduites des réponses données par les répondants ont été utilisées pour comparer les mesures d'évaluation. Une approche d'estimation monétaire pour les mesures non monétaires aurait aussi pu être envisagée. Cette approche utilise un ratio $[(\text{prix}_{\text{élevé}} - \text{prix}_{\text{faible}}) / \text{poids du prix}]$ pour chaque répondants pour transformer en valeur monétaire le poids d'un attribut. Le problème de cette approche est que des valeurs manquantes ou aberrantes apparaissent si le poids du prix est proche ou égal à zéro (Sonnier, Ainslie et Otter, 2007).

Bibliographie

- Allenby G., Fennell G., Huber J., Eagle T., Gilbride T., Horsky D., Kim J., Lenk P., Johnson R., Ofek E., Orme B., Otter T et Walker J. (2005), Adjusting choice models to better predict market behavior, *Marketing Letters*, 16, 3-4, 197–208.
- Baron J. (1997), Biases in the quantitative measurement of values for public decisions, *Psychological Bulletin*, 122, 1, 72–88.
- Baron J. et Leshner S. (2000), How serious are expressions of protected values? *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 6, 3, 183–194.
- Baron J. et Ritov I. (2009), Protected values and omission bias as deontological judgments, in D. Bartels, C. Bauman L. Skitka et D. Medin (coord.), *Moral judgment and decision making*, San Diego, Academic Press, 133–167.
- Baron J. et Spranca M. (1997), Protected values, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 70, 1, 1–16.
- Bazerman M., Moore D., Tenbrunsel A., Wade-Benzoni K. et Blount S. (1999), Explaining how preferences change across joint versus separate evaluation, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 39, 1, 41–58.
- Bazerman M., Tenbrunsel A. et Wade-Benzoni K. (1998), Negotiating with yourself and losing: making decisions with competing internal preferences, *Academy of Management Review*, 23, 2, 225–241.
- Cohen J. (1968), Multiple regression as a general data-analytic system, *Psychological Bulletin*, 70, 6, 426-43.
- Comas J. et Seifert R. (2012), Reviewing the adoption of ecolabels by firms, *A survey Report*, EPFL - IMD International, Switzerland, EPFL - IMD, 23.
- Darby M. et Karni E. (1973), Free competition and the optimal amount of fraud, *Journal of Law and Economics*, 16, 1, 67–88.

Ehrich K. et Irwin J. (2005), Willful ignorance in the request for product attribute information, *Journal of Marketing Research*, 42, 3, 266–277.

Fischer G. et Hawkins S. (1993), Strategy compatibility, scale compatibility, and the prominence effect, *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 19, 3, 580–597.

Fischhoff B., Quadrel M., Kamlet M., Loewenstein G., Dawes R., Fischbeck P., Klepper S., Leland J. et Stroh P. (1993), Embedding effects: stimulus representation and response mode, *Journal of Risk and Uncertainty*, 6, 3, 211–234.

Hsee C., Loewenstein G., Blount S. et Bazerman M. (1999), Preference reversals between joint and separate evaluations of options: a review and theoretical analysis, *Psychological Bulletin*, 125, 5, 576–590.

Irwin J. et Baron J. (2001), Response mode effects and moral values, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 84, 2, 177–197.

Irwin J. et Naylor R. (2009), Ethical decisions and response mode compatibility: weighting of ethical attributes in consideration sets formed by excluding *versus* including product alternatives, *Journal of Marketing Research*, 46, 2, 234–246.

Irwin J., Slovic P., Lichtenstein S. et McClelland G. (1993), Preference reversals and the measurement of environmental values. *Journal of Risk and Uncertainty*, 6, 1, 5–18.

Irwin J. et Spira J. (1997), Anomalies in the values for consumer goods with environmental attributes, *Journal of Consumer Psychology*, 6, 4, 339–363.

Kahneman D. et Miller D. (1986), Norm Theory: comparing reality to its alternatives, *Psychological Review*, 93, 2, 136–153.

Kalish S. et Nelson P. (1991), A comparison of ranking, rating and reservation price measurement in conjoint analysis. *Marketing Letters*, 2, 4, 327–335.

Le Gall-Ely M. et Robert-Demontrond P. (2005), *Méthodes d'évaluation contingente et d'analyse conjointe*, Paris, Apogée.

Lefkoff-Hagius R. et Mason C. (1993), Characteristic, beneficial, and image attributes in consumer judgments of similarity and preference, *Journal of Consumer Research*, 20, 1, 100–110.

Louviere J. et Islam T. (2008), A comparison of importance weights and willingness-to-pay measures derived from choice-based conjoint, constant sum scales and best–worst scaling, *Journal of Business Research*, 61, 9, 903–911.

Miller K., Hofstetter R., Krohmer H. et Zhang Z. (2011), How should consumers' willingness to pay be measured? an empirical comparison of state-of-the-art approaches, *Journal of Marketing Research*, 48, 1, 172 –184.

Mochon D. (2013). Single-option aversion, *Journal of Consumer Research*, 40, 3, 555–566.

Müller H., Kroll E. et Vogt B. (2012), Violations of procedure invariance—The case of preference reversals in monadic and competitive product evaluations, *Journal of Retailing and Consumer Services*, 19, 4, 406–412.

Nowlis S. et Simonson I. (1997), Attribute-Task Compatibility as a Determinant of Consumer Preference Reversals, *Journal of Marketing Research*, 34, 2, 205.

Sonnier G., Ainslie A. et Otter T. (2007), Heterogeneity distributions of willingness-to-pay in choice models, *Quantitative Marketing and Economics*, 5, 3, 313–331.

Tenbrunsel A., Diekmann K., Wade-Benzoni K. et Bazerman M. (2010), The ethical mirage: a temporal explanation as to why we are not as ethical as we think we are, *Research in Organizational Behavior*, 30, 153–173.

Tversky A., Sattath S. et Slovic P. (1988), Contingent weighting in judgment and choice, *Psychological Review*, 95, 3, 371–384.

Veisten K. (2007), Willingness to pay for eco-labelled wood furniture: choice-based conjoint analysis versus open-ended contingent valuation, *Journal of Forest Economics*, 13, 1, 29–48.

Voelckner F. (2006), An empirical comparison of methods for measuring consumers' willingness to pay, *Marketing Letters*, 17, 2, 137–149.

Wittink D. et Cattin P. (1989), Commercial use of conjoint analysis: an update, *Journal of Marketing*, 53, 3, 91–96.

Annexe 1 : Phénomène d'inversion de préférences (adapté de Tversky, Sattath et Slovic, 1988)

	Loterie H	Loterie L
Gain	faible (\$4)	élevé (\$40)
Chance de gagner	élevée (32/36)	faible (9/36)
Préférences	choix plus grand	consentement à payer plus élevé

Annexe 2 : Visuel utilisé pour le bureau en bois (expérimentations 1 et 2)

