

## Traitement des vrais et faux zéros dans les enquêtes sur le consentement à payer

### Treating the true and false zeros in willingness to pay surveys

### معالجة الأصفار الحقيقية والخاطئة في الدراسات حول القابلية للدفع

Brahim DJEMACI

Faculté des Sciences Economiques Sciences Commerciales et Sciences de Gestion

Université de Boumerdès

Brahim.djemaci@gmail.com

قدم للنشر في: 2017.11.07 & قبل للنشر في: 2017.12.16

*Received: 07.11.2017 & Accepted: 16.12.2017*

**Résumé:** Cet article a comme objectif d'étudier le traitement des valeurs nulles appelées les vrais et les faux zéros dans les études traitant la question du consentement à payer (CAP) utilisant les techniques de révélation de la méthode d'évaluation contingente du côté des modèles économétriques. Afin de calculer le consentement à payer moyen dans le cas d'existence de ces valeurs nulles nous utilisons la méthode d'Heckman en deux étapes ou la méthode Tobit.

**Mots clés:** Vrais et Faux Zéros, Consentement à Payer, Méthode D'heckman, Model Tobit, Méthode D'évaluation Contingente.

**Abstract:** The main objective of this study is treating the nulls values defined to false/true zero (or protest zero) in the studies employing the contingent valuation elicitation techniques when determining the willingness to pay (WTP). For the calculate the mean of the WTP in case existing the nulls values we using if the Heckman model of two steps or tobit model.

**Keywords:** Protest Zeros, Willingness to Pay, Heckman Method, Tobit Model, Valuation Contingent Method.

**ملخص:** يهدف هذا المقال الى دراسة كيفية معالجة القيم المدمومة أو ما يعرف بالأصفار الحقيقية والاصفار الخاطئة في الدراسات التي تبحث مسألة القابلية للدفع و التي تستعمل تقنيات طريقة التقييم الافتراضية الناحية النماذج القياسية. و من اجل حساب القيمة المتوسطة للقابلية للدفع في حالة وجود القيم المدمومة نستعين أما بطريقة هيكلان بمرحلتين أو طريقة توبيت.

**الكلمات المفتاح:** الأصفار الحقيقية والخاطئة، القابلية للدفع، طريقة هيكلان، طريقة توبيت، طريقة التقييم الافتراضي.

## I. Introduction :

Les enquêtes traitant la question du consentement à payer (CAP) ne cessent d'augmenter ces dernières années lors d'utilisation de la méthode d'évaluation contingente (MEC). Cette méthode est une méthode de base d'enquête via un questionnaire d'où la question de révélation du CAP est l'élément principal. Plusieurs formats existent de cette question à savoir : la question ouverte, fermée, double fermée, enchère, carte de paiement. Le choix du format de la question relative au CAP permet de définir dans la partie traitement des données le modèle économétrique à appliquer. Souvent chaque format a des avantages et des inconvénients. Les valeurs nulles concernant le CAP représentent l'inconvénient le plus délicat à traiter. Les individus interrogés peuvent donner un CAP nul ou ils ne répondent à cette question notamment dans le cas de la question ouverte. La non-réponse à cette question (ou la valeur nulle) peut influencer l'estimation du CAP moyen/médian qu'en cherche à extrapoler sur une population donnée.

Dans ce contexte le traitement de valeurs nulles nécessite un traitement *ex-ante* afin de réduire ce phénomène dans les enquêtes relatives au consentement à payer. Plusieurs études calculent deux types du CAP ; un CAP avec la prise en compte des valeurs nulles et en les considèrent comme des vrais zéros ou des faux zéros selon la réponse à une question de

contrôle posée juste après la question de révélation des préférences individuelles sur leur CAP. L'objectif de cet article est de présenter le problème des valeurs nulles des CAP des individus notamment dans les études environnementales (fixer une taxe, ticket d'entrer, valeur passif d'un bien non-marchand,...etc) et de voir comment classer les vrais et faux zéros. La question principale de cet article est comment analysons-nous les réponses nulles dans les enquêtes relatives au consentement à payer ? Pour répondre à cette problématique nous présentons dans le premier point un aperçu sur la méthode d'évaluation contingente et le principe du consentement à payer. Ensuite nous montrons la procédure d'identification des faux et des vrais zéros, ainsi que les modèles économétriques appliqués. A la fin de l'article, nous illustrons avec quelques études empiriques ayant analysées les faux et les vrais zéros.

## II. Définition de la méthode d'évaluation contingente et du CAP

La méthode d'évaluation contingente (MEC) est une méthode à base d'enquêtes fréquemment utilisée pour exprimer des valeurs monétaires sur des biens et services environnementaux non marchands<sup>1</sup>. Elle vise à obtenir directement auprès des individus concernés l'expression de leur consentement à payer pour bénéficier d'un actif environnemental ou leur consentement à recevoir (CAR) pour renoncer un bien ou une amélioration<sup>2</sup>. Une bonne enquête de la MEC nécessite certains outils à respecter ainsi que des biais à éviter. Elle comporte deux grandes étapes : la définition du scénario hypothétique ; et la révélation des préférences. Le scénario peut être hypothétique ou réel et il concerne un changement de la qualité environnementale d'un bien ou d'un service public par lequel les personnes interrogées font face à un choix entre deux niveaux différents des biens/de services. L'exemple habituel est le niveau de *statu quo* du bien contre un niveau alternatif qui entraînera une augmentation de coût indiquée<sup>3</sup>. Quant à la révélation des préférences passe premièrement par une présentation des conditions de paiement notamment, le véhicule et la durée de paiement, ensuite par la ou les questions de révélation du montant du CAP (CAR) : le véhicule de paiement signifie le moyen par lequel les paiements seront effectués. Par exemple, une taxation peut être ajoutée à la facture d'eau pour l'amélioration de sa qualité, ou une nouvelle taxe peut être instaurée pour un nouveau service. Ce véhicule de paiement doit être complété par une indication de la durée pour laquelle le montant du consentement est demandé ou des règles de paiement.

La forme de la question de révélation du CAP ou du CAR est l'outil le plus important dans la réalisation du questionnaire. Elle détermine le choix de la méthode et du modèle économétrique qui serviront en suite au calcul du CAP moyen. Plusieurs formes sont possibles : la question ouverte, la question fermée, la question double ou triple fermée, le système d'enchère et la carte de paiement.

Au cours de premières applications de la MEC, **la question ouverte** (*Open-Ended*) était souvent utilisée pour estimer le CAP des personnes interrogées. Une question ouverte pourrait être exprimée de la façon suivante : « *Combien êtes-vous prêts à payer pour l'amélioration de service de déchets ?* ». Dans le cas de la question ouverte, les personnes interrogées indiquent simplement le montant qui sont disposées à payer pour le bien à valoriser, sans avoir ni de référence ni de bornes. Cette méthode s'inscrit dans les méthodes des données continues. Une question ouverte génère une estimation directe du CAP de chaque répondant. Ce type de question est de moins en moins utilisé de nos jours en raison des valeurs manquantes pour le CAP. Elle n'incite pas à une révélation honnête des valeurs. Des questions de type ouvert ont tendance à donner beaucoup de zéros<sup>4</sup> mais elle ne souffre pas de biais de l'offre initiale. [Hanemann \(1984\)](#) soutient que les questions

ouvertes peuvent attirer le biais stratégique et les gens peuvent dire le coût plutôt que la vraie valeur<sup>5</sup>. Le consentement à payer moyen peut ainsi être calculé directement par une simple moyenne empirique. Dans le cas de faibles proportions de vrais zéros, l'estimation du consentement à payer peut être réalisée par le modèle économétrique d'Heckman sans les vrais zéros. En revanche, dans les autres cas de figure, un modèle Tobit sans les faux zéros peut être appliqué<sup>6</sup>. Nous examinons ce dernier point avec plus de détail dans le reste de l'article.

L'approche la plus largement utilisée pour la révélation du montant du CAP est la question de **choix discret binaire** qui propose à l'individu s'il accepte ou refuse de payer une somme X pour un actif environnemental. Seulement deux réponses sont possibles, « oui » ou « non » à la valeur proposée. Le CAP moyen est estimé en utilisant des modèles Probit ou Logit. Dans ce type de question, certains individus interrogés ont tendance à consentir, soit pour faire plaisir à l'enquêteur soit pour obtenir une approche sociale (ce dernier phénomène est qualifié de (*yea-saying*), par [Kanninen, 1995](#))<sup>7</sup>.

Face à l'inefficacité de cette forme, [Carson, et al., \(1986\)](#) proposent une autre alternative pour réduire cette inefficacité. Une deuxième question binaire doit être présentée selon la réponse à la première question. Si une personne interrogée indique un CAP positif à la première somme offerte, le nouveau seuil sera doublé. À l'inverse, si la personne interrogée ne veut pas payer la première somme offerte, le deuxième seuil sera réduit à environ la moitié de la somme initiale. Cette stratégie d'interrogation a aussi été appelée l'approche " **la double question fermée** " <sup>8</sup>. Cette efficacité a été confirmée par [Hanemann, et al., 1991](#)<sup>9</sup>. La question complémentaire posée dans le modèle *double-bounded* est de type discret avec une réponse binaire.

Des études plus récentes, la question initiale de choix binaire a été suivie par une question **complémentaire ouverte** (combien ... ?"). Les modèles traitant ce type de données ont été évalués avec des méthodes de maximum de vraisemblance (par exemple [Hanemann et al., 1991](#)). Malgré son efficacité statistique, ce format de question a été critiqué (par exemple [Herriges et Shogren 1996](#)). Ces derniers auteurs indiquent que des questions complémentaires sont fréquemment utilisées pour améliorer l'efficacité de questionnaires de la MEC à choix dichotomique<sup>10</sup>. Ils examinent la question du déplacement de l'offre de départ comme une explication du phénomène. [Cameron et Quiggin \(1994\)](#) ont examiné la question de révélation basée sur un choix discret simple et double. Ils concluent que les distributions du CAP issues de la première et la seconde question ne sont pas corrélées. Ainsi que les estimations du CAP fondées sur la première question sont plus élevées que celles basées sur la deuxième question. Et le nombre de réponses négatives à la deuxième question est trop élevé par rapport à une évaluation basée seulement sur une question binaire<sup>11</sup>.

Une autre approche alternative a été développée. Elle propose aux personnes interrogées une série de valeurs possibles sur une **carte de paiement**. Sur cette carte de paiement, l'individu choisira la somme qui représente son CAP. [Cameron et Huppert \(1988, 1989\)](#) ont donné une interprétation en indiquant que le vrai CAP se trouve entre la valeur choisie par l'individu et la valeur suivante sur la carte de paiement. Un modèle d'intervalle a été proposé pour calculer le CAP moyen. Cette approche a été critiquée du fait que les personnes interrogées pourraient limiter leurs CAP aux valeurs inscrites sur la carte de paiement<sup>1213</sup>. [Rowe et al., 1996](#), ont confirmé que cela ne pose pas de problème à condition

que les valeurs de la carte de paiement ne soient pas tronquées en haut. L'approche de la carte de paiement reste l'outil populaire du CAP<sup>14</sup>.

[Welsh et Bishop \(1993\)](#) utilisent un modèle appelé **la multiple question fermée** (*multiple bounded discrete choice*) [MBDC] d'où le format de question de révélation a été développé par des sociologues. Ce format combine la technique de la carte de paiement d'où une série d'offres est proposée avec celle de choix binaire où le répondant indique « oui » ou « non » pour le montant choisi. La technique de multiple question fermée conserve le format de choix discrets dans laquelle l'individu doit indiquer si « oui » ou « non » il sera prêt de payer chacun des montants proposés<sup>15</sup>. Donc, deux dimensions sont demandées aux personnes sondées, la première se base sur une demande aux répondants d'effectuer des choix sur le montant qu'ils seront tenus de payer, si le référendum est accepté. La deuxième dimension permet aux individus d'exprimer leur degré de certitude de vote pour le référendum à chaque valeur du dollar. Plutôt que de cocher une seule valeur ou un intervalle, le défendeur à un choix polychotomique. L'analyse des données du CAP issues de la technique MBDC est réalisée par un modèle proche de l'approche d'intervalle utilisant le maximum de vraisemblance.

La modélisation de cette approche est plus facile à comprendre, tout d'abord considérer le cas où l'individu a la possibilité de répondre « oui » simplement ou « non » une série de seuils en dinars plutôt que d'exprimer un niveau de certitude de vote. Parmi les avantages de ce type de format est que le format *double bounded* nécessite des entretiens individuels tandis que l'approche multiple peut être utilisée via des entretiens ou des sondages par courrier. Il permettra aux chercheurs de poser plusieurs questions à choix discret sur une grande variété d'offres. Ce mode peut sensiblement résoudre les difficultés de la sélection d'une distribution d'offre. Ainsi, l'utilisation de plusieurs bornes peut réduire ou éliminer le biais de l'offre initiale et réduira sensiblement les difficultés pratiques liées à la conception d'offres dans le modèle simple ou double. Elle est susceptible de fournir des estimations plus précises de la tendance centrale que le modèle à *double bounded*.

En résumé, dans de nombreuses applications pratiques, le modèle de multiple offre peut être moins coûteux à mettre en œuvre que le modèle à double question fermée, et fournira une précision (pour les paramètres estimés et pour la mesure de CAP). [Welsh et Poe \(1998\)](#) confirment les résultats des recherches précédentes que le choix de la forme de révélation dans la MEC peut influencer significativement les estimations du CAP moyen et médian<sup>16</sup>.

Le modèle MBDC proposé par les auteurs permet aux personnes interrogées d'exprimer leurs certitudes qu'ils voteraient en faveur d'un référendum qui propose une série de valeurs pour un bien public non marchand.

La technique MBDC a la possibilité de conserver un format de choix discrets du questionnement, tout en permettant au chercheur d'estimer une variété de valeurs moyennes du CAP. Par ailleurs, tout en conservant le format de choix discret, l'approche MBDC fournit des niveaux élevés de précision et dans le même temps d'éviter bien des difficultés liées au choix de l'offre nécessaire pour mettre en œuvre soit un modèle simple ou double limite. Ils indiquent que l'examen des fourchettes des estimations de valeur peut fournir suffisamment d'information pour la prise de décision. Par exemple, si les bénéfices d'une politique tels que mesurés par la valeur associée au modèle « oui certainement » dépassent les coûts de cette politique, il est assez clair que la politique effectuera un test coûts-

avantages. De même, si les coûts de la politique sont supérieurs aux bénéfices, tels que mesurés par les valeurs associées au modèle « pas sûr », cette politique est peu probable d'être adoptée selon un test coûts-avantages. Comme alternative, on peut choisir le modèle approprié MBDC basé sur les conséquences liées à des erreurs dans l'estimation des bénéfices. Adoptant cette perspective, l'évaluation pourrait être fondée sur le modèle « certainement oui » s'il y a des conséquences graves associées à une surestimation des bénéfices et des conséquences légères associées à des bénéfices sous-estimés. En termes de modèle MBDC, ce résultat suggère que le modèle « oui certainement » peut être plus approprié. Enfin, les auteurs reconnaissent que des moyens plus sophistiqués de modélisation des niveaux de certitude doivent être développés afin de mettre l'accent sur l'incertitude de modélisation de chaque seuil d'offre de référendum et de fournir une seule estimation du CAP.

La question de MBDC, utilisée par [Welsh et Poe](#), augmente le nombre d'intervalles possibles à  $k + 1$  (où  $k$  est le nombre d'offres proposé à un sondé), ce qui augmente encore l'efficacité de l'estimation du bien-être. Ils trouvent que leurs questions multiples délimitées avec 13 offres (14 intervalles) réduisent les limites de confiance autour des estimations du CAP de plus de 60% par rapport à une question simple avec la conception de même enchère. Dans un article [Alberini et al., \(2003\)](#) enquêtent sur la modélisation économétrique et les effets associés aux réponses MBDC, la question de paiement à choix polychotomique. Ils constatent que l'utilisation des offres multiples avec des réponses à chaque offre peut augmenter l'efficacité des estimations du bien-être, mais cette approche n'exclut pas les effets de la conception d'offres. Ainsi, explicitement la modélisation des réponses incertaines peut augmenter l'estimation de bien-être à plus de 100%<sup>17</sup>.

La littérature consacrée à la méthode d'évaluation contingente mentionne quelques limitations de celle-ci<sup>1819</sup> dues essentiellement de formats des questions de révélation. Nous regroupons ces biais dans les points suivants : (i) biais stratégique, (ii) biais d'information, (iii) biais hypothétique, (iv) biais d'ancrage, (v) biais d'inclusion, (vi) autres biais :

(i) *Le biais stratégique* découle du sentiment de la personne interrogée que leurs réponses peuvent avoir un effet sur la décision finale de la politique décrite dans le scénario. Par exemple, si un individu pense que l'accès au bien estimé sera gratuit, le comportement stratégique sera alors de surestimer son CAP. A l'inverse, si le répondant anticipe un accès payant, il aura tendance à sous-estimer son CAP. Le biais stratégique renvoie à ce comportement de passager clandestin consistant à souhaiter profiter d'un bien public sans contribuer à en payer le prix<sup>20</sup>. Selon [Mitchell et Carson \(1989\)](#), les raisons suivantes peuvent réduire le comportement stratégique des répondants dans une évaluation contingente :<sup>21</sup>

- la nécessité d'une grande quantité d'information,
- un grand nombre de personnes interrogées dans des enquêtes MEC et par conséquent, les répondants ont l'impression que leur CAP déclaré n'influence pas le résultat global ;
- rappeler aux répondants la contrainte budgétaire de sorte que les répondants ne pouvaient pas surestimer leur vrai CAP sur le véhicule de paiement.

(ii) *Le biais de l'information* peut résulter de la façon dont les alternatives sont présentées aux personnes interrogées. Particulièrement, si les individus n'ont pas visité ou n'ont pas utilisé un bien/service environnemental que nous considérons pour la

protection/amélioration. Il semble qu'en grande partie leur CAP dépend de la description de l'interviewer du secteur. Si ce n'est pas précis, le biais peut arriver.

(iii) *Le biais hypothétique*: L'information impartiale, manque de pertinence du scénario et de l'incertitude, peut mener à des différences entre les valeurs du CAP déclarées (réponses hypothétiques) par un sondé et les valeurs réelles qu'il aurait acceptées de payer si un véritable marché existait (comportement réel). [Robin et al., \(2008\)](#) observent que le CAP hypothétique est supérieur au CAP réel. En moyenne, le biais hypothétique induit une surestimation de 30%<sup>22</sup>.

(iv) *Le biais d'ancrage* résulte une forte corrélation entre le CAP annoncé et l'offre de départ. La cause principale de ce biais est l'absence de repères. Plus précisément, c'est l'incapacité des personnes interrogées à valoriser un bien pour lequel n'existe aucun prix de référence. [Flachaire et Hollard \(2007\)](#) montrent que lorsque les individus sont incertains, ils ont tendance à répondre oui et donc leurs réponses initiales sont soumises au biais d'ancrage<sup>23</sup>.

(v) *Le biais d'inclusion* existe dans une enquête lorsque les personnes interrogées annoncent des valeurs du CAP pour un actif global équivalant aux valeurs d'un actif particulier. Les individus ne prêtent pas une attention suffisante à la description spécifique exposée dans le scénario. Ce biais résulte du sentiment des agents d'agir pour une bonne cause.

(vi) *Le biais de l'enquêteur* découle de la bonne conscience des individus dont ils annoncent des montants de leur CAP supérieur à leur CAP réel afin de satisfaire l'enquêteur. Ce biais est appelé aussi *yea-saying* lorsque l'individu répond « oui » à l'offre proposée pour faire plaisir à l'enquêteur.

### III. Identification des vrais et des faux zéros

Dans les enquêtes empiriques utilisant la méthode d'évaluation contingente existe un taux important de consentement à payer nuls des individus est enregistré. Le traitement des valeurs nulles impose de distinguer vrais et faux zéro :

- **Les faux zéros**

Nous entendons par le concept des faux zéros, des zéro de protestation où des valeurs nulles sont déclarées ou choisies par les individus interrogés qui, dans d'autre partie du questionnaire déclarent un intérêt pour le bien ou le service. Ce CAP nul ne représente pas la vraie valeur donnée au changement contingent proposé aux individus dans le questionnaire. Terra (2005) déclare que à l'origine de ce comportement : le comportement de passer clandestin, la réaction hostile à l'entretien ou au véhicule de paiement adopté. Dans ce cas, le CAP exprimé par l'individu ne révèle pas son véritable consentement à payer. Afin de surmonter ce problème, nous proposons fréquemment des questions complémentaires de contrôle après la question sur le consentement à payer qui ont comme but d'identifier les faux et les vrais zéros. Il sera nécessaire de reconstituer la valeur des faux zéro à partir du modèle retenu<sup>24</sup>.

Deronzier & Terra (2006) dans leur enquête sur les usages récréatifs du Loir, ont demandé aux personnes ayant exprimé un consentement à payer nul de donner la raison de leur refus de payer. Plusieurs propositions ont été exposées :<sup>25</sup>

1. Ce n'est pas à moi de payer
2. Il n'est pas nécessaire de modifier l'état de cette rivière

3. Mes moyens financiers ne me le permettent pas
4. Je n'ai pas assez d'informations pour me décider
5. J'ai peur de payer pour les autres
6. Cela m'empêchera de pratiquer mes activités
7. Je paye déjà un permis de pêche
8. Je paye déjà pour pratiquer une activité de loisir
9. Je ne veux pas que la rivière soit modifiée
10. Je ne me sens pas concerné
11. Autres raisons
12. Ne se prononce pas

Les raisons 1, 4, 5, 7, 8, 11 et 12 correspondent à des faux zéros, les autres à des vrais zéros.

#### • Les vrais zéros

Dans les enquêtes sur le consentement à payer, les vrais zéros sont les valeurs réellement accordées par les personnes interrogées au bien ou service. Ces personnes expriment un CAP égal à zéro en estimant que leur niveau d'utilité restera dans son niveau initial si le programme/scénario proposé dans le questionnaire est mis en œuvre. Terra(2005) donne deux motivations pour ces vrais zéros :<sup>26</sup>

- ✓ L'insuffisance des bénéfices procurés par le bien/le service considéré pour motiver les personnes à déclarer un CAP positif. Cela signifie bien que la valeur nulle annoncée correspond à une variation d'utilité nulle entre la situation sans le bien/le service et la situation avec le bien/le service.
- ✓ La mise en avant l'insuffisance des revenus des personnes pour exprimer un CAP positif. Ici, il s'agit aussi d'un vrai zéro. En effet, si les personnes interrogées refusent de payer, cela signifie qu'elles ne sont pas prêtes à renoncer à une partie de leurs autres consommations pour disposer du bien environnemental. Elles accordent donc une valeur faible ou nulle à ce bien.

#### IV. Analyse et modèles économétriques

Une fois que les vrais et faux zéros et les CAP positif sont identifiés, il est possible de procéder au calcul de différentes valeurs de tendance centrale pour la distribution du CAP. En présence de valeurs aberrantes, il est nécessaire d'utiliser des moyennes tronquées. Sylvie Scherrer propose quatre hypothèses pour le calcul empirique des dommages moyens. Ces quatre hypothèses sont présentées dans l'encadré suivant<sup>27</sup>:

1. Le CAP moyen est calculé pour les seules personnes ayant exprimé un montant strictement positif.
2. Le CAP est calculé en considérant tous les zéros comme des valeurs nulles.
3. Le CAP est calculé en supprimant les faux zéros, ce qui revient à leur affecter la moyenne de l'ensemble des autres observations (CAP strictement positifs et vrais zéros).
4. On affecte aux « faux-zéros » la moyenne des CAP strictement positifs.

#### **Le tableau n°1 : démarches empiriques pour calculer les moyens du CAP :**

	CAP > 0	Vrais zéros	Faux zéros
1	Inclus	Exclus	Exclus
2	Inclus	Inclus avec valeur 0	Inclus avec valeur 0

3	Inclus	Inclus avec valeur 0	Exclus
4	Inclus	Inclus avec valeur 0	Inclus : moyenne des CAP > 0

Après avoir déterminé la démarche pour le calcul des CAP moyen, il utile de présenter les modèles économétriques pour intégrer les valeurs nulles dans l'analyse statistiques déterminants du consentement à payer. Il existe deux cas de figure :

- **Méthode d'Heckman :**

La proportion de vrais zéros dans l'échantillon est faible (existence des faux zéros), donc il est préférable d'exclure ces zéros de l'analyse. Dans ce cas, le modèle économétrique adapté est la méthode d'Heckman sui permet d'effectuer une analyse sur la valorisation positives et les faux zéro, en tenant compte du fait qu'il peut exister un biais de sélection. La méthode d'Heckman se base sur un modèle qui corrige le biais de sélection afin d'estimer correctement les paramètres des individus et du « bien-être ». Il prend en compte le fait que la valeur fournie par une personne lors de la question de valorisation est le résultat de deux processus stochastiques potentiellement corrélés : la personne donne une valeur au bien à partir d'un modèle de choix et décide de dévoiler ou non cette valeur (c'est-à-dire son prix de réserve) selon un autre modèle de choix.

Formellement, on notera  $d_i$  la variable dichotomique (0 ou 1) qui indique si l'individu (i) révèle la valeur qu'il accorde au bien environnemental évalué. On suppose que la variable latente mesurant le « vrai » montant du consentement à payer de i est déterminée par un ensemble  $x_i$  de variables explicatives :

$$CAP_i^* = x_i\beta + \sigma\mu_i$$

De même, on suppose que la décision de révéler ou non son véritable consentement à payer est déterminée par le signe de la variable latente  $d_i^*$  définie par

$$d_i^* = z_i\gamma + \varepsilon_i$$

où  $z_i$  constitue un ensemble de variables pouvant expliquer la décision de révéler ou non son véritable consentement à payer. Plus particulièrement,  $d_i = 1$  si  $d_i^* \geq 0$  et  $d_i = 0$  sinon. En combinant ces deux décisions, il est clair que le véritable consentement à payer n'est observable que si  $d_i = 1$  (c'est-à-dire si i décide de révéler la valeur qu'il accorde au bien).

On peut donc écrire :

$$CAP_i \begin{cases} CAP_i^* & \text{si } d_i = 1 \\ 0 & \text{si } d_i = 0 \end{cases}$$

$$CAP_i \begin{cases} x_i\beta + \sigma\mu_i & \text{si } z_i\gamma + \varepsilon_i \geq 0 \\ 0 & \text{si } z_i\gamma + \varepsilon_i < 0 \end{cases}$$

On suppose que la distribution conjointe de  $(\mu_i, \varepsilon_i)$  est une loi normale bivariée de moyenne nulle, de variance unitaire et de corrélation  $\rho$ . Quand  $\rho = 0$ , les deux décisions sont indépendantes et les paramètres des deux équations peuvent être estimés séparément.

Il faut également noter que :

$$E(CAP_i^*/d_i = 1) = x_i\beta + \rho\sigma\lambda(z_i\gamma)$$

où  $\lambda(z_i\gamma) = \frac{\varphi(z_i\gamma)}{\Phi(z_i\gamma)}$  est l'inverse du ratio de Mill.



Une méthode classique pour estimer ce type de modèle a été proposée par Heckman. Il s'agit d'une démarche en deux étapes :

1. La première étape consiste à estimer l'équation de participation (c'est-à-dire la décision de révéler ou non son véritable consentement à payer) par un modèle Probit. Cela permet d'estimer  $\gamma$  et donc  $\lambda$ .
2. La seconde étape consiste en une régression (par les moindres carrés ordinaires) de  $CAP_i$  sur  $x_i$  et  $\hat{\lambda}_i$ , pour les seuls consentements à payer strictement positifs.

Dans la pratique, il est recommandé de procéder de la façon suivante :

1. Estimer séparément chacune des deux équations (participation et valorisation) par un modèle Probit pour la participation et régression linéaire, par la méthode des moindres carrés ordinaires, pour la valorisation (pour des consentements à payer strictement positifs);
2. Estimer le modèle d'Heckman en deux étapes et tester la significativité du coefficient de  $\hat{\lambda}$ .
  - ✓ Si le coefficient n'est pas significativement différent de 0, accepter les estimations  $\hat{\lambda}$  obtenues pour l'équation de valorisation à la phase (1).
  - ✓ Si le coefficient est significativement différent de 0, accepter les estimations obtenues  $\hat{\lambda}$  pour l'équation de valorisation à la phase (2).

- **Calcul du consentement à payer moyen**

On peut calculer plusieurs types de prévisions à partir des coefficients estimés :

1. Calcul du CAP moyen à partir du modèle sans correction du biais de sélection (c'est-à-dire du modèle de régression linéaire estimé lors de la phase 1) et des moyennes des variables explicatives sur l'échantillon des « strictement positifs ».
2. Calcul du CAP moyen pour toutes les observations à partir de la deuxième étape de la méthode d'Heckman, en utilisant les coefficients (sauf celui associé au paramètre) et les valeurs moyennes des variables explicatives sur le sous-échantillon des strictement positifs et des faux zéros  $\hat{\lambda}$ .
3. Calcul du CAP moyen conditionnellement à la participation, en corrigeant le biais de sélection, en utilisant tous les coefficients de la deuxième étape de la méthode d'Heckman et les valeurs moyennes des variables explicatives sur le sous-échantillon des strictement positifs.

La différence entre les deux premières estimations du CAP moyen correspond au biais de sélection qui se produirait si les faux zéros étaient supprimés de l'échantillon.

**Le tableau<sup>o</sup> 2 : les modes de calcul du CAP moyen.**

Cas	Coefficients issus de	Valeurs moyennes calculées à partir de
1	Régression sans corriger le biais de sélection	$CAP > 0$
2	2ème étape de la méthode d'Heckman	$CAP > 0$ et faux zéros
3	2ème étape de la méthode d'Heckman	$CAP > 0$

- **Modèle tobit**

La proportion de zéro peut être élevée dans l'échantillon, alors le modèle Tobit est souhaité et permet d'analyser les vraies valorisations (positives ou nulles). Il a été construit par Tobin (1958) pour mieux expliquer les dépenses en biens durables des ménages. On

observe en effet, pour de nombreux biens de luxe, une dépense nulle de la part des faibles revenus. On ne peut donc pas tracer une seule courbe d'Engel pour les hauts et les bas revenus. Si l'on veut expliquer correctement la valeur de la variable dépendante, compte tenu d'un nombre élevé de valeurs nulles, une régression multiple n'est plus l'outil statistique approprié. Tobin propose un modèle statistique qu'il considère comme un hybride entre le modèle de type Probit et la régression multiple. Il utilise ce modèle pour expliquer la part des dépenses en biens durables dans le revenu disponible des ménages en fonction de l'âge du chef de famille et de la part des actifs liquides dans le revenu disponible. Il compare les résultats de son modèle avec ceux obtenus par une régression multiple.

Dans l'exemple de Tobin un non-achat correspond à une disponibilité marginale à payer inférieure au prix du marché. Ce dernier n'est jamais égal à zéro. En réalité un non-achat pourrait également provenir du fait que le bien est un non-bien : il n'entre pas dans la fonction d'utilité du ménage. On fait donc l'hypothèse que les individus ont des fonctions de préférence composées des mêmes arguments.

Présentation théorique du modèle

Si  $y^*$  est la variable latente, et  $x$  le revenu,

$$y_i^* = \beta x_i + \mu_i$$

avec  $\mu_i$  normalement distribué  $[0, \sigma^2]$

$y^*$  n'est pas observée, en revanche on peut observer la variable  $y_i$  telle que :

$y_i = \beta x_i + \mu_i$  pour les individus qui effectuent un achat, et  $y_i = 0$  pour ceux qui n'effectuent aucun achat. On observe les variables  $x_i$  pour toutes les valeurs de  $y_i$ . C'est ce qui différencie le modèle de régression censuré du modèle tronqué. Dans ce dernier cas, ni les  $y_i^*$  ni les  $x_i$  sont observés.

Si l'on ne prend en compte que  $y_i > 0$  la régression linéaire donne des résultats biaisés.

Le traitement de la variable censurée dans le modèle Tobit diffère de celui proposé par Heckman. En effet on n'a plus qu'un seul ensemble de variables explicatives pour la population qui refuse d'entrer sur le marché (valeurs égales à zéro) et la population qui accepte d'entrer sur le marché (valeurs positives), variables dont les paramètres sont estimés par la fonction de vraisemblance suivante

**Tableau n° 3: résumé ces deux approches. Valeurs à prendre en compte**

CAP > 0	Vrais zéros	Faux zéros	Modèle utilisé	Conditions de validité
Oui	Non	Oui	Méthode d'Heckman	Faible proportion de vrais zéros
Oui	Oui	Non	Tobit	Faux zéros similaires au reste de l'échantillon

## V. Illustration empirique

Djemaci (2012) dans son étude sur le consentement à payer pour améliorer le service de déchets en Algérie a traité cette question par d'autre type de questions de contrôle. Il a procédé en deux étapes : la première consiste à poser une question dichotomique pour identifier les individus qui acceptent de payer une somme d'argent, et dans la seconde étape une série des valeurs ont été proposées suivie par une troisième question pour confirmer le montant déclaré si le prélèvement est réel. Cela a permis de calculer les CAP positive uniquement, et éviter les faux zéros<sup>28</sup>.

Dans une étude de Kertous (2012) sur le consentement à payer pour améliorer le service d'eau en Algérie a trouvé des résultats similaires en le modèle MCO et le modèle Tobit et cela à un taux très faible des vrais zéros<sup>29</sup>.

Bonnieux et al (2000) ont présenté un travail sur la méthode d'évaluation contingente et décision publique. Ils proposent aux individus un projet pour la protection de trois espèces. Les auteurs ont demandé dans un premier lieu aux individus s'ils acceptent « le paiement d'une taxe », et dans un second lieu, les individus qui refusent le paiement sont distingués en trois groupes.<sup>30</sup>

- Les personnes ayant refusées le support de paiement (taxe) : leurs CAP sont considérés comme des vrais zéros et témoigne d'une variation d'utilité nulle.
- Les personnes non sensibles à l'environnement : leurs CAP sont considérées comme des zéros de protestation donc ils gardent ces zéros dans le calcul.
- Les personnes qui non pas données une justification du refus.

L'étude montre que la suppression des faux zéros dans l'échantillon entraîne une augmentation de 21% des CAP moyens.

### - Références bibliographiques :

<sup>1</sup> MITCHELL R.C., et R.T. CARSON, "Using surveys to value public goods: the contingent valuation method". Washington, DC: Resource for the Future; 1989.

<sup>2</sup> BEAUMAIS, O., et M. CHIROLEU-ASSOULINE, « Économie de l'environnement », Bréal, Collection Amphi, 2002.

<sup>3</sup> CARSON, R. T., "Contingent valuation : À User's Guide". Department of Economics, University of California, San Diego, discussion paper n°99-26.,1999.

<sup>4</sup> CARSON, R.T., N.E. FLORES et N. F. MEADE, "Contingent Valuation: Controversies and Evidence", *Environmental and Resource Economics*, 2001, Vol.19: p.173-210.

<sup>5</sup> HANEMANN, W. M., "Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses", *American Journal of Agricultural Economics*, 1984, Vol.56, p.332-341.

<sup>6</sup> TERRA, S. , « Guide de bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode d'évaluation contingente », MEDD, D4E, document de travail 05-M04. 2005 En ligne <http://www.ecologie.gouv.fr>.

<sup>7</sup> KANNINEN B.J, "Bias in Discrete Response Contingent Valuation", *Journal of Environmental Economics And Management*, 1995, vol. 28: p.114-125.

<sup>8</sup> CARSON, R.C., W.M. HANEMANN, et R.C. MITCHELL, "The use of simulated political markets to value public goods", *Resources for the Future*, 1986.

<sup>9</sup> HANEMANN, M., J. LOOMIS, et B. KANNINEN "Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation", *American Journal of Agricultural Economics*, 1991, Vol.73, N°.4, p.1255- 1263.

<sup>10</sup> HERRIGES J.A. et J.F. SHOGREN, "Starting Point Bias in Dichotomous Choice Valuation with Follow-Up Questioning" *Journal of Environmental Economics And Management*, 1996, n°30, p.112-131.

<sup>11</sup> CAMERON, T.A., et J. QUIGGIN, "Estimation using contingent valuation data from a "Dichotomous choice with follow-up" Questionnaire", *Journal of Environmental Economics and Management*, 1994, n° 27(3), p.218-34.

<sup>12</sup> CAMERON, T.A., et D.D. HUPPERT, " "Referendum" Contingent valuation estimates: sensitivity to the assignment of offered values". Working Paper 519 Department of Economics University of California. 1988, En ligne: <http://www.econ.ucla.edu/workingpapers/wp519.pdf>

<sup>13</sup> CAMERON, T.A., et D.D. HUPPERT, "OLS versus ML Estimation of Non-market Resource Values with Payment Card interval Data", *Journal of environmental economics and management*, 1989, n° 17, p.230-246.

<sup>14</sup> ROWE, R.D., W.D. SCHULZE, et W.S. BREFFLE, "A test for payment card biases", *Journal of environmental economics and management*, 1996, n°31, p.178-185.

<sup>15</sup> WELSH, M.P., et R.C. BISHOP, "Multiple Bounded Discrete Choice Models" In Benefits and Costs Transfer in Natural Resource Planning, Western Regional Research Publication, W-133, Interim Report 6,

Compiled by John C. Bergstrom, Department of Agricultural Economics, University of Georgia. 1993, pp. 332-352.

<sup>16</sup> WELSH, M.P., et G.L. POE, "Elicitation effects in contingent valuation: Comparisons to a multiple bounded discrete choice approach", *Journal of Environmental Economics and Management*, 1998, n° 36, p.170-185.

<sup>17</sup> ALBERINI, A., K. BOYLE, et M. WELSH, "Analysis of contingent valuation data with multiple bids and response options allowing respondents to express uncertainty", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, n° 45, p.40-62.

<sup>18</sup> VENKATACHALAM, L., "The contingent valuation method: a review", *Environmental Impact Assessment Review*, 2004, n° 24, p.89-124.

<sup>19</sup> CARSON, R.T., N.E. FLORES et N. F. MEADE (2001) op.cit

<sup>20</sup> ROBIN, S., A. ROZAN, et B. RUFFIEUX, « Mesurer les préférences du consommateur pour orienter les décisions des pouvoirs publics : l'apport de la méthode expérimentale », La Doc. Française, *Économie & prévision*, 2008, N° 182, p.113-127.

<sup>21</sup> MITCHELL R.C., et R.T. CARSON, "Using surveys to value public goods: the contingent valuation method". Washington, DC: Resource for the Future; 1989.

<sup>22</sup> ROBIN, S., A. ROZAN, et B. RUFFIEUX, « Mesurer les préférences du consommateur pour orienter les décisions des pouvoirs publics : l'apport de la méthode expérimentale », La Doc. Française, *Économie & prévision*, 2008, N° 182, p.113-127.

<sup>23</sup> FLACHAIRE, E., & G. HOLLARD, "Starting point bias and respondent uncertainty in dichotomous choice contingent valuation surveys", *Resource and Energy Economics*, 2007, n°29, p.183-194.

<sup>24</sup> TERRA, S. (2005) op.cit

<sup>25</sup> DERONZIER, P. & S. TERRA, Etude sur la valorisation des aménités du Loir, document de travail, 2006 n° 06-E-01.

<sup>26</sup> TERRA, S. (2005) op.cit

<sup>27</sup> Scherrer, S., Comment évaluer les biens et services environnementaux ?, La documentation Française, Paris. 2004.

<sup>28</sup> DJEMACI Brahim, La gestion de déchets municipaux en Algérie : études prospectives et éléments d'efficacité, thèse de doctorat en sciences économiques, université de Rouen (France), 2012.

<sup>29</sup> KERTOUS Mourad, « Analyse du consentement à payer des abonnées algériens pour améliorer la qualité du service en eau potable », *cahier du cread*, 2012, n° 98-99, p 103-124.

<sup>30</sup> Bonnieux et al, Méthode d'évaluation contingente et décision publique, Rapport final, Unité ESR INRA, UP 122, Rennes, 2000.