



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Revue d'Études en Agriculture et Environnement

<http://www.necplus.eu/RAE>

Additional services for *Revue d'Études en Agriculture et Environnement*:

Email alerts: [Click here](#)

Subscriptions: [Click here](#)

Commercial reprints: [Click here](#)

Terms of use : [Click here](#)



Évaluation du consentement à recevoir des agriculteurs pour la restauration du lac Tchad

Patrick Arnold Ombiono Kitoto

Revue d'Études en Agriculture et Environnement / Volume 95 / Issue 04 / December 2014, pp 493 - 512
DOI: 10.4074/S1966960714014040, Published online: 09 February 2015

Link to this article: http://www.necplus.eu/abstract_S1966960714014040

How to cite this article:

Patrick Arnold Ombiono Kitoto (2014). Évaluation du consentement à recevoir des agriculteurs pour la restauration du lac Tchad. *Revue d'Études en Agriculture et Environnement*, 95, pp 493-512 doi:10.4074/S1966960714014040

Request Permissions : [Click here](#)



Évaluation du consentement à recevoir des agriculteurs pour la restauration du lac Tchad

Patrick Arnold OMBIONO KITOTO

Université de Yaoundé II, 1365 Yaoundé, Cameroun
e-mail: ombionopatrick@yahoo.fr

Résumé – À l'aide de la méthode d'évaluation contingente, cet article détermine le consentement à recevoir des agriculteurs pour adopter le projet de restauration du lac Tchad. À partir des données d'une enquête réalisée dans la partie camerounaise du lac Tchad, l'analyse statistique estime à 920 612 Francs CFA le consentement à recevoir moyen des agriculteurs. L'analyse économétrique confirme l'absence de biais stratégique en montrant que cette valeur dépend des facteurs suivants : revenu agricole, superficie cultivée, statut matrimonial et taille du ménage. En définitive, le choix d'une mesure de la valeur d'un bien environnemental devrait dépendre de la population ciblée.

Mots-clés : Restauration du lac Tchad, agriculture, méthode d'évaluation contingente, consentement à recevoir, biais stratégique

Assessment farmer's willingness to accept for restoration of Lake Chad

Abstract – Through contingent valuation method, this article determines farmer's willingness to accept for adoption the restoration project of Lake Chad. Using the survey data collected in the Cameroonian part of Lake Chad, the statistical analyses estimate the average farmer's willingness to accept to be 920 612 CFA Francs. The econometric analysis confirms the absence of strategic bias and shows in particular that this value depends on the following factors: farm income, cultivated surface, matrimonial statute and household size. Finally, the choice of a measure of the value of an environmental good should depend on the targeted population.

Keywords: Restoration of the Lake Chad, agriculture, contingent valuation method, willingness to accept, strategic bias

Classification JEL : O13, Q10, Q25, Q51

Introduction

Situé au cœur du continent africain, en milieu aride sahélien où chaque point d'eau est une source de vie, le lac Tchad constitue une grande oasis d'eau douce à laquelle les populations s'accrochent pour développer leurs activités économiques : agriculture, pêche et élevage. Cependant, sous les effets croissants du réchauffement climatique et de certaines actions humaines, cet actif naturel connaît des variations importantes de sa superficie d'eau. Celle-ci s'est réduite de 90 %, passant de 25 000 km² en 1964 à moins de 2 500 km² de nos jours, et exposant les populations riveraines qui y dépendent aux vulnérabilités climatiques¹, et dont la principale conséquence a été la détérioration des capacités productives de la région. Et, à en croire les experts de la CBLT², le niveau d'eau du lac Tchad continue de baisser. Ce faisant, cet actif pourrait disparaître si rien n'est fait pour inverser la tendance actuellement observée.

Les préoccupations sans cesse croissantes pour l'état actuel du lac Tchad ont conduit la CBLT à élaborer un projet de restauration de cet actif naturel à un niveau moyen, *via* la construction d'un canal par lequel il serait alimenté en eau par le fleuve Oubangui. Malgré une forte proportion d'opinions favorables, ce projet n'est pas socialement souhaitable au sens de Pareto³ puisqu'il procurerait à certains des gains et imposerait des coûts à d'autres. En effet, face aux bouleversements climatiques et aux transformations de l'environnement, les populations ont quitté leurs lieux de vie pour migrer vers les terres humides et fertiles laissées par le retrait du lac Tchad, où elles peuvent désormais pratiquer des activités agricoles très productives. Ce qui a d'ailleurs consolidé le rôle de l'agriculture comme activité économique majeure⁴ et principale source génératrice d'aliments, d'emplois et de revenus de la région.

Ainsi, outre son coût de réalisation très élevé, la mise en œuvre de ce projet va générer un autre coût pour la société dans la mesure où la restauration du lac Tchad à un niveau moyen risque d'avoir des effets contrastés non seulement sur l'environnement, mais également sur la population exerçant des activités agricoles sur ses rives et abords. Pour faire respecter le critère de Pareto, ces conséquences négatives sur le plan social nécessitent des transferts compensatoires reflétant les pertes encourues par la population locale. Dans

¹ En effet, outre l'assèchement du lac Tchad, les effets environnementaux ressentis suite à l'influence du changement climatique se traduisent par l'ensablement des terres, l'érosion des sols, la disparition des espèces pastorales, floristiques et halieutiques, *etc.*

² Commission du Bassin du lac Tchad. Organisme, créé en 1964 par les états riverains du lac Tchad : Cameroun, Niger, Nigéria et Tchad, chargé de la gestion équitable et durable des ressources du bassin lacustre pour le bien-être des populations concernées.

³ Pareto posait en effet pour principe qu'une politique ne peut être jugée bonne que si et seulement si personne ne subit une perte de bien-être et qu'au moins quelqu'un enregistre un gain.

⁴ L'intérêt pour l'agriculture a été également renforcé par la reconversion de la majorité des pêcheurs dans l'agriculture suite au rétrécissement du lac Tchad.

cette optique, nous posons l'hypothèse centrale que les agriculteurs possédant des champs agricoles à proximité du lac Tchad, et devant supporter les pertes de revenu agricole induites par des restrictions imposées à leurs droits de propriété du sol du fait de la restauration du lac Tchad, sont en droit de recevoir une indemnité⁵. Partant de cette hypothèse, de quels montants indemniser les victimes agricoles potentielles ? Quel est le coût social qu'induirait la réalisation d'un tel projet ?

Afin de répondre à ces différentes préoccupations, cette étude se propose de mesurer, de façon monétaire, la variation de bien-être des ménages agricoles associée à la restauration du lac Tchad. De façon spécifique, il est question ici d'évaluer le consentement des agriculteurs à recevoir une compensation financière pour supporter les pertes de bien-être qui surviendraient de la restauration du lac Tchad et de déduire le coût social induit par ce projet. Cette étape s'inscrit dans l'élaboration d'une analyse coûts-bénéfices tenant compte de l'ensemble des coûts du projet, et non pas seulement les ressources budgétaires qui pourraient être mobilisées à cet effet. La finalité recherchée ici est de mettre en évidence les éventuels effets pervers que pourraient avoir des préconisations limitées à la seule entité environnementale sur laquelle on voudrait maîtriser les dégradations. La suite de cet article se présente comme suit : la prochaine section expose sur le cadre théorique de l'étude. La seconde section présente la démarche méthodologique utilisée pour atteindre nos objectifs. La troisième et dernière section nous permet d'obtenir et d'analyser les résultats.

1. Cadre théorique d'analyse

La plupart des actifs naturels n'étant pas directement liés à des marchés, leur évaluation se fait généralement à partir des méthodes d'évaluation des biens non marchands, qui permettent de mesurer la variation du bien-être individuel induite par la mise en œuvre d'une politique publique donnée. Parmi ces méthodes, il est courant d'utiliser la méthode d'évaluation contingente (Wilson *et al.*, 2010). Cette méthode est d'ailleurs la mieux indiquée pour le genre d'exercice *ex-ante*⁶ que nous proposons de réaliser dans cet article. Aussi convient-il de présenter cette méthode plus en détail. Bien sûr, il ne s'agit pas d'en faire une description minutieuse, mais de revoir certains points en lien avec la réflexion menée dans cet article.

⁵ Ce choix de répartition des droits de propriété est d'une certaine manière arbitraire. On aurait tout aussi bien pu considérer que les terres laissées par le retrait du lac Tchad sont la propriété des États, et dans ces conditions, on aurait été amené à mesurer le consentement à payer des agriculteurs pour éviter que le projet se mette en place, étant donné qu'il leur serait imposé par les pouvoirs publics.

⁶ Notre but est d'évaluer le bien-être avant que le changement sur le milieu naturel se produise. Les autres méthodes observent par contre un phénomène déjà produit : ce sont des méthodes *ex post*.

1.1. Méthode d'évaluation contingente (MEC)

La MEC est une méthode de valorisation des biens non marchands qui permet de générer une estimation des mesures compensées de la variation du bien-être d'un individu. Son objectif est de créer et de simuler un marché hypothétique, sur la base d'un questionnaire, et sur lequel les agents sont amenés à révéler leurs préférences en termes de consentement à payer (CAP) pour recevoir un avantage et/ou de consentement à recevoir (CAR) en guise de compensation pour tolérer un coût donné (Faucheux et Noël, 1995). L'information sortant de ce type d'enquête permet de construire des courbes de demandes du bien et d'analyser ses déterminants à travers des modèles de régressions.

Cette méthode est d'usage simple et beaucoup utilisée de nos jours pour l'évaluation des biens environnementaux (Mitchell et Carson, 1989 ; Arrow *et al.*, 1993 ; Pearce *et al.*, 2006). Cependant, malgré la large application qui en est faite, la MEC fait néanmoins l'objet de vives critiques⁷, remettant en cause la fiabilité et la validité des valeurs obtenues (Hausman, 1993). Mais, au lieu de stopper son utilisation, ces critiques ont donné plutôt lieu à des travaux qui ont permis de la perfectionner aussi bien du point de vue des techniques de collecte des données que du traitement économétrique des réponses (Willinger, 1996). Dans cette optique d'ailleurs, un groupe d'experts de la National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) a édicté un certain nombre de directives à suivre dans le but d'améliorer la rigueur de cette méthode et d'éviter d'éventuels biais. Nous nous intéressons, dans ce qui suit, à l'une de ces recommandations ayant trait au choix de l'instrument de la mesure de la valeur. Le groupe affirme alors que : « le CAP doit être préféré au CAR puisqu'il correspond à l'estimation la plus prudente » (Arrow *et al.*, 1993). Pourtant, aucune raison évidente ne permet réellement de privilégier un instrument de mesure à un autre (Angel, 1995 ; Pearce *et al.*, 2006).

1.2. Le problème du choix entre CAP et CAR

La littérature est revenue de nombreuses fois sur la question du choix de la mesure et, en particulier, la référence au CAP ou CAR. À l'origine, le choix de l'une ou l'autre mesure n'inquiétait pas véritablement. Car, la théorie économique (Willig, 1976) montrait que l'écart entre les deux mesures devait être faible et n'avoir aucune conséquence pratique. Cependant, les résultats empiriques ne confirmaient pas cette convergence : le CAR étant généralement supérieur au CAP (Hammack et Brown, 1974 ; Bishop et Heberlein, 1979 ; Hatton *et al.*, 2010). Hammack et Brown (1974) montrent que des chasseurs

⁷ Il existe 2 types de critiques : les premières concernent la validité, c'est-à-dire la capacité de la méthode à estimer les concepts théoriques, ce qui conduit à s'interroger sur la cohérence des résultats. Les autres critiques sont relatives à la fiabilité du questionnaire. Ce dernier joue un rôle crucial dans l'étude.

de canards sont prêts à payer en moyenne 247 \$ pour éviter la perte d'une zone de chasse, mais demandent une compensation de 1 044 \$ pour accepter cette perte. Bishop et Heberlein (1979) parviennent aux mêmes conclusions dans leurs études sur les permis de chasse à l'oie (différence de 1 à 5). Une étude plus récente conduite par Hatton *et al.* (2010) montre que les individus consentent à recevoir une compensation de 29,10 \$ pour accepter une interruption supplémentaire de l'eau par an, mais sont prêts à payer 4,05 \$ pour bénéficier d'une en moins.

De nombreux auteurs se sont efforcés d'expliquer l'écart observé entre le CAP et le CAR (voir Angel, 1995 ; Pearce *et al.*, 2006). Il ne nous revient pas ici de détailler ces explications. Tout au plus, rappelons brièvement les trois principales. La première est donnée par l'effet revenu, la variation du revenu réel étant différente selon que l'individu doit verser ou recevoir une compensation (Pearce *et al.*, 2006). La deuxième est donnée par l'effet de substitution où Hanemann (1990) montre, intuitivement, que si les biens environnementaux n'ont que peu de substituts, une compensation très élevée sera nécessaire pour qu'une réduction des quantités soit tolérée. Enfin, la troisième concerne les effets de dotation (Kahneman et Tversky, 1979) selon laquelle les individus attribuent une valeur subjective aux gains et aux pertes, et ont tendance à surévaluer les pertes par rapport aux gains. Ce cas de figure a fait l'objet de nombreux ouvrages et a été à l'origine des notions d'« aversion pour la perte » et de « dépendance à l'égard du point de référence » (Pearce *et al.*, 2006). Nous constatons donc qu'aucun consensus quant aux raisons de cet écart ne paraît se dégager.

Cependant, comme le fait remarquer d'ailleurs Pearce *et al.* (2006), l'écart entre CAP et CAR n'aurait pas d'importance si les droits de propriété étaient clairement définis. Ainsi, le choix de l'un ou l'autre de ces moyens de mesures pourrait se ramener à un problème d'allocation des droits de propriété du bien étudié (Point, 1998). Si un individu dispose du droit d'utiliser une ressource, alors le CAR est la mesure appropriée. Si, par contre, il doit acheter le droit d'usage, c'est le CAP qu'il faut retenir. Cependant, dans le cas des actifs naturels, on ne sait souvent pas quels sont les droits de propriété et qui les détient⁸. D'où, même quand c'est, *a priori*, le CAR qui devrait être retenu, de nombreux économistes se sont rangés à l'idée qu'il faut faire recours au CAP (Carson, 1991 ; Arrow *et al.*, 1993).

En ce qui concerne notre cas d'étude, nous avons une perception différente qui consiste à nous interroger sur l'éventuel bien-fondé de la restauration du lac Tchad sans prise en compte de son impact potentiellement négatif sur les agriculteurs. Nous estimons que ces derniers ont également le droit de ne pas subir une dégradation de leur situation, en référence ici à l'optimum de Pareto. Suivant ce critère, la restauration du lac Tchad est socialement

⁸ Car au bien collectif ou commun correspond un statut (officiel ou non) de copropriétaire, intermédiaire entre les statuts de propriétaire et de non-propriétaire.

souhaitable s'il est possible de mettre en place des mesures compensatoires en faveur des agriculteurs de telle sorte que leur utilité ou bien-être reste au moins identique malgré la réalisation du projet. Ce procédé est connu sous le nom de principe de compensation de Kaldor-Hicks, également appelé critère de l'« amélioration potentielle de Pareto » (Pearce *et al.*, 2006).

Théoriquement, si une politique affecte négativement le bien-être d'un individu, ce dernier doit être interrogé sur son CAR en contrepartie de l'adoption de cette politique (Ami et Desaignes, 2000). Par ailleurs, le choix du CAR pour mesurer la variation du bien-être paraît logique dans le contexte du présent travail puisque les agriculteurs, la population à laquelle on s'intéresse, sont plutôt considérés comme des perdants. À ce titre, il est pertinent de les questionner sur leur CAR pour accepter la restauration du lac Tchad plutôt que sur leur CAP pour continuer à le dégrader. Jusqu'à présent, l'usage du CAR suscite de nombreuses réflexions méthodologiques en raison notamment des annonces éventuelles, de la part des personnes interrogées, des CAR très élevés (Angel, 1995 ; Terra, 2005) qui peuvent être interprétés comme des « biais stratégiques ne traduisant pas les préférences réelles des individus » (Mitchell et Carson, 1989). Certains auteurs défendent en effet l'idée qu'un individu qui énonce un CAR élevé ne révèle pas son vrai CAR, mais un CAR « stratégique » destiné à empêcher la réalisation du projet.

2. Méthodologie d'analyse

En matière d'évaluation, la MEC constitue le support méthodologique le mieux indiqué pour atteindre les objectifs de l'étude. Dupraz *et al.* (2003) montrent que l'évaluation contingente est une méthode fiable pour révéler les comportements des agriculteurs confrontés à l'adoption des mesures agri-environnementales. Cependant, ses applications relatives à la mesure du CAR des agriculteurs en contrepartie de la mise en œuvre des politiques publiques les affectant restent faibles, et celles référencées dans les publications scientifiques ont été menées principalement dans les pays occidentaux : Delvaux *et al.* (1999) en Belgique ; Amigues et Desaignes (1999) et Amigues *et al.* (2002) en France ; Buckley *et al.* (2012) en République d'Irlande. Ce travail offre donc l'opportunité d'alimenter cette partie de la littérature relativement mince de la MEC, en testant non seulement la pertinence de cette démarche méthodologique dans le contexte d'un pays en développement, mais également l'existence d'un comportement stratégique dans une situation où les individus doivent renoncer à l'usage d'un bien environnemental dont leur vie en dépend.

La mise en application de la MEC dans notre étude a nécessité une collecte des données et un traitement statistique et économétrique desdites données, afin de prédire un CAR moyen. Par extrapolation de cette valeur à l'échelle de la population concernée, ce dernier calcul nous permet d'obtenir les coûts sociaux consécutifs à la restauration du lac Tchad.

2.1. Données utilisées

Elles proviennent d'une enquête que nous avons réalisée en 2011 dans la partie camerounaise⁹ du lac Tchad. Cette opération nous a permis de recueillir des informations sur un échantillon de 98 ménages agricoles constitués à travers la combinaison de deux méthodes de sondage à choix raisonnés¹⁰ : la méthode des quotas et celle des itinéraires. Outre leur CAR¹¹ pour supporter les pertes liées à la réalisation du projet, les intéressés ont révélé d'autres informations les concernant : caractéristiques socio-économiques et opinions sur la sauvegarde du lac Tchad. Ces indications, connues sous le nom de facteurs potentiellement explicatifs des montants exprimés, sont nécessaires à l'analyse économétrique de ces derniers.

2.2. Modélisation économétrique

L'objectif de cette partie de l'étude est d'apporter des informations supplémentaires susceptibles d'aider à une meilleure compréhension de la formation des CAR des ménages. Dans cette optique, le choix d'un modèle économétrique pertinent est une étape fondamentale des études d'évaluation contingente, car il conditionne la qualité et la fiabilité des résultats.

2.2.1. Choix de la méthode de régression pertinente

Suivant la nature continue des données du CAR, un modèle de régression simple pourrait être utilisé pour identifier ses facteurs explicatifs clés. Cependant, comme il est habituellement observé dans la plupart des études d'évaluation contingente¹², certains ménages ont refusé le principe de compensation non pas parce qu'ils sont indifférents au scénario proposé mais pour protester contre le projet. Dans ce cas-ci, l'information relative aux vrais CAR de ces personnes devient manquante (Terra, 2005), car les montants

⁹ Ce choix s'est justifié principalement par l'indisponibilité du temps et des ressources nécessaires pour réaliser une étude régionale comprenant les quatre pays riverains à l'espace naturel.

¹⁰ Car l'utilisation d'un sondage probabiliste nécessite une base de sondage (listes de ménages ou de logements), hélas inexistante dans la région, et impossible (temps et moyens limités) à mettre sur pied.

¹¹ Pour obtenir cette valeur, le scénario hypothétique a été véhiculé comme suit : « Supposons, de façon totalement imaginaire, que les autorités publiques vous proposent d'abandonner vos champs agricoles situés à proximité du lac Tchad moyennant une compensation financière. Cependant, pour des raisons budgétaires, seuls les habitants annonçant les compensations les plus faibles seraient admis à bénéficier de ces subventions. Personnellement, dans ce cas imaginaire, seriez-vous prêt à accepter une compensation financière pour abandonner ces champs ? Si oui, combien seriez-vous prêt à accepter pour abandonner ces champs ? ».

¹² Des taux de non-réponse à la question d'évaluation situés entre 15 % et 30 % sont fréquemment observés (Grappey, 1999). Dans notre cas, ce taux est estimé à 9 %.

nuls révélés ne reflètent pas leur véritable intention à l'égard du lac Tchad. Par conséquent, utiliser un modèle de régression simple pour décrire un tel phénomène pourrait apparaître inadéquat. Une solution couramment adoptée dans la littérature revient à exclure les « protestataires » (Morrisson *et al.*, 2000), et donc à travailler sur un échantillon tronqué. Mais un tel procédé risque d'occasionner un biais de sélection (Grappey, 1999 ; Ami et Desaignes, 2000 ; Terra, 2005). Si tel est le cas, l'une des questions qui se posent est celle du choix du modèle économétrique à utiliser pour corriger le biais en question, si celui-ci est confirmé.

Deux types de modèles peuvent être utilisés pour corriger la présence d'un biais de sélection : le modèle de Heckman (1979) et le modèle Tobit (1958). Dans le modèle de Heckman, la régression est effectuée sur le sous-échantillon des valeurs positives, mais corrigée du biais de sélection par la prise en compte d'une variable explicative supplémentaire : l'inverse du ratio de Mills estimé à l'aide du modèle Probit appliqué à l'ensemble de l'échantillon. Dans le modèle Tobit, les valeurs nulles sont traitées comme des variables censurées¹³ pouvant prendre des valeurs négatives.

Contrairement au modèle Tobit, le modèle de Heckman présente l'avantage de pouvoir détecter l'existence d'un tel biais. Une autre limite de ce modèle est la possibilité de la variable latente de prendre une valeur négative, ce qui n'est plus cohérent avec l'hypothèse selon laquelle les consentements égaux à zéro correspondent à une absence de variation de la fonction d'utilité des individus (Desaignes et Point, 1993 ; Amigues et Desaignes, 1999). Par ailleurs, Ami et Desaignes (2000) montrent qu'il n'est pas pertinent d'utiliser un modèle Tobit aux données issues d'une enquête d'évaluation contingente, car les valeurs nulles ne peuvent pas être traitées uniformément comme des valeurs censurées puisqu'elles reflètent une absence de variation de la fonction de bien-être. Pour toutes ces raisons, nous faisons le choix d'utiliser la procédure d'estimation de Heckman (1979) dans ce papier.

2.2.2. Spécification de la procédure d'estimation en deux étapes de Heckman (1979)

Première étape : à l'aide du modèle Probit simple, nous estimons l'équation 2, c'est-à-dire de la probabilité que les individus acceptent le principe de la compensation. À cet effet, nous avons d'abord défini le modèle de choix¹⁴ suivant :

$$z_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{avec } y_i^* = X_i\beta + u_i \quad (1)$$

¹³ On est en présence de données censurées lorsqu'une partie des observations de la variable dépendante est absente, mais toutes les observations sur les variables explicatives sont observées.

¹⁴ La variable qualitative dichotomique prend ainsi la valeur 1 si l'individu accepte le principe de la compensation et la valeur 0 dans le cas contraire.

Et estimé ensuite la probabilité que $z_i = 1$ par le maximum de vraisemblance.

$$\text{Prob}(z_i = 1) = \text{Prob}(y_i^* > 0) = \text{Prob}(-u_i < \beta X_i) = F(\beta X_i) \quad (2)$$

où y_i^* est une variable latente non-observée, X_i le vecteur des variables explicatives, β le vecteur des paramètres, u_i le vecteur de termes d'erreurs suivant une loi normale de moyenne 0 et de variance σ^2 et $F(.)$ la fonction cumulée d'une distribution normale de probabilité.

Deuxième étape : à l'aide des moindres carrés ordinaires, nous estimons l'équation 3 permettant d'expliquer le niveau du CAR.

$$\ln(CAR_i) = \beta X_i + \delta \lambda_i + \mu_i \text{ pour } Z_i = 1 \quad (3)$$

où CAR_i est le consentement à recevoir de l'individu i ; β et δ vecteurs de paramètres à estimer, μ_i vecteur de termes d'erreurs et λ_i vecteur de ratios de Mills inversés issus de l'estimation de l'équation 2 correspondante.

2.2.3. Choix des variables explicatives de l'analyse économétrique

La principale difficulté de la méthode de Heckman est de parvenir à une estimation correcte de l'inverse du ratio de Mills, afin d'obtenir des coefficients non-biaisés dans la régression linéaire. Dans cette optique, le choix des variables explicatives a été fait en deux étapes. À la première étape, nous avons conservé dans la régression du modèle Probit les seules variables statistiquement significatives¹⁵, afin d'en améliorer la qualité des résultats. À la seconde étape, nous avons repris ces mêmes variables, afin de pouvoir comparer les coefficients. Toutefois, il faut souligner d'une part que parmi les variables non significatives du modèle Probit, aucune ne s'est révélée significative dans les régressions linéaires, et ensuite, la superficie cultivée et le revenu agricole n'ont pas été introduits dans un même modèle de régression, car il est démontré que ces deux variables sont fortement et positivement corrélées (tableau 3, annexe), et enfin, les régressions préliminaires ont montré que le modèle semi-logarithmique donne, en plus de réduire les effets potentiels d'une surestimation des valeurs du CAR, de meilleurs résultats que les autres. La spécification des variables explicatives est retranscrite dans le tableau 1 :

¹⁵ La prise en compte de toutes les variables dans la régression ne change en rien les résultats, mais alourdit sensiblement la présentation. Les variables exclues sont : sexe et niveau d'étude du répondant, le nombre d'années de résidence, la pratique de l'élevage et l'opinion du répondant par rapport au projet de restauration du lac Tchad.

Tableau 1. Définition des variables explicatives

Variabiles	Spécifications
Variabiles dépendantes	
Compensation	= 1 si le ménage accepte le principe de compensation et 0 sinon
Ln(CAR)	= Logarithme népérien des compensations énoncées par le répondant
Variabiles indépendantes	
Statut	= 1 si le répondant est marié et 0 sinon
Age	= 1 si l'âge de l'individu est compris entre 30 et 60 ans et 0 sinon
Superficie	= Superficie de terre cultivée, divisée en cinq classes par ordre croissant
Ln(Revenu)	= Logarithme népérien du revenu agricole annuel du ménage
Taille	= Nombre d'individus dans le ménage
Distance	= 1 si la distance qui sépare le domicile du lac Tchad est > 20 km et 0 sinon
Pêche	= 1 si le ménage participe à l'activité de pêche et 0 sinon

3. Résultats et commentaires

Les résultats de la présente étude sont structurés en trois grandes parties : la première présente les résultats descriptifs des données de notre échantillon, la seconde expose les résultats économétriques et la troisième estime le coût social du projet.

3.1. Résultats de l'analyse descriptive

L'objectif ici est de produire des statistiques descriptives des données recueillies au cours de l'enquête, afin d'offrir une vue d'ensemble du profil des ménages agricoles ayant répondu à l'enquête d'une part, et de dégager le CAR moyen de notre échantillon d'autre part. Les tableaux 2, 3 et 4 de l'annexe du présent article présentent le profil socio-économique des ménages de notre échantillon et leurs attitudes face au projet.

3.1.1 Profil socio-économique des ménages agricoles interrogés

Le tableau 2 révèle que 87,75 % des individus enquêtés sont des hommes. La tranche d'âges la plus représentée se situe entre 30 et 44 ans (33,68 %). 78,57 % des agents enquêtés déclarent être mariés. La taille moyenne des ménages avoisine les 10 membres. Le niveau d'étude des répondants est faible, où moins de 14 % déclarent avoir suivi des études secondaires et plus. Selon le tableau 3, 62,24 % des enquêtés déclarent avoir des superficies cultivées d'au moins 5 hectares. Le revenu agricole¹⁶ moyen annuel est estimé à 1 404 600 FCFA par ménage.

¹⁶ Les revenus agricoles sont définis ici comme la valeur de la production agricole annuelle englobant la quantité consommée au niveau du ménage, les ventes et la valeur des produits destinés à d'autres usages.

3.1.2. Attitudes des individus vis-à-vis du scénario hypothétique

Le tableau 4 indique que 70,40 % des individus interrogés estiment le projet de restauration du lac Tchad important. Cependant, ce pourcentage augmente légèrement lorsqu'on leur demande d'accepter le projet moyennant une compensation, passant ainsi à 86,73 %. L'analyse des motifs justifiant le refus du scénario proposé permet de classer les CAR nuls en deux catégories : les « vrais zéros » (46,15 %) pour lesquels la mise en œuvre du projet n'entraîne pas de variation du bien-être de l'individu et les « faux zéros » ou réponses de protestation (53,85 %) pour lesquels il y a effectivement variation de l'utilité.

3.1.3. Estimation empirique du CAR moyen

À partir de la classification des réponses en « vrais zéros », « faux zéros » et CAR strictement positifs, il est possible de calculer différentes valeurs empiriques du CAR moyen. Quatre hypothèses sont possibles. Le Tableau 5 présente les montants moyens des CAR empiriques pour chacune d'elle, ainsi que les écarts-types et intervalles de confiance correspondants.

Hypothèse 1 : le CAR moyen est calculé pour les seules personnes ayant exprimé un montant strictement positif.

Hypothèse 2 : le CAR moyen est calculé en considérant uniquement les CAR strictement positifs et les « vrais zéros ». Ce qui revient à affecter aux « faux zéros » la moyenne de l'ensemble des autres observations.

Hypothèse 3 : le CAR moyen est calculé en affectant aux « faux zéros » la moyenne des CAR strictement positifs.

Hypothèse 4 : le CAR moyen est calculé en considérant tous les zéros comme des valeurs nulles.

Tableau 5. Estimation empirique du CAR moyen (FCFA) suivant chaque hypothèse

Hypothèses	Effectifs	CAR moyen	[Intervalle de confiance à 95 % du CAR moyen]
Hypothèse 1	85	978 705	821 468 ; 1 135 942
Hypothèse 2	98	914 175	770 164 ; 1 058 186
Hypothèse 3	98	918 785	774 736 ; 1 062 834
Hypothèse 4	98	848 877	697 436 ; 1 000 318

Selon Terra (2005), l'hypothèse 3 est la mieux indiquée pour mesurer le CAR moyen empirique. Cette hypothèse est d'ailleurs conforme à la préoccupation de non-nullité des réponses de protestation d'Amigues et Desaignes (1999). Dans ce travail, on retient donc cette hypothèse, et le CAR moyen empirique correspondant est évalué à 918 785 FCFA. L'hypothèse 1 n'est pas retenue, car

estimation très haute. Les hypothèses 2 et 4 établissent des estimations très conservatrices¹⁷.

3.2. Résultats de l'analyse économétrique

Afin de mieux comprendre les déterminants des réponses (CAR) des enquêtés et de contrôler la validité des résultats obtenus, nous avons adopté deux modèles économétriques dont les résultats des régressions sont les suivants :

3.2.1. Déterminants du choix d'accepter le principe de la compensation

Le modèle Probit nous permet de déterminer les variables qui influent sur la probabilité que les individus acceptent une compensation financière en contrepartie de la réalisation du projet de restauration du lac Tchad. Les résultats du tableau 6 montrent que six variables ont un effet significatif sur cette probabilité : distance, âge, statut, taille, superficie et pêche.

Tableau 6. Application du modèle Probit à l'ensemble de l'échantillon (98 observations)

Variable dépendante = Compensation				
Variabiles explicatives	Coefficient	z-stat.	P > z	Effets marginaux
Distance	-1, 149 **	-2,240	0,025	-0,196
Age	0, 787*	1,930	0,054	0,098
Statut	-1, 344 **	-2,040	0,041	-0,087
Taille	0, 139 ***	2,680	0,007	0,015
Superficie	-0, 516 ***	-2,640	0,008	-0,055
Pêche	1, 177 **	2,150	0,031	0,075
Constante	2, 825 **	2,380	0,017	
Pseudo R ²	0, 31			
Log de la vraisemblance	-26, 474			

Notes : le modèle a été corrigé de l'hétéroscédasticité par la méthode de White. Les insignes ***, ** et * indiquent la significativité des variables aux seuils respectifs de 1, 5 et 10 %.

Les résultats indiquent que les individus âgés entre 30 et 60 ans se montrent plus sensibles à l'état du lac Tchad et seraient davantage prêts à accepter une compensation que les plus jeunes et les plus âgés. Contrairement à nos attentes, la taille a un effet positif, suggérant ainsi que les ménages de grandes tailles sont plus disposés à accepter le principe de la compensation que les autres. Ce résultat peut néanmoins s'expliquer par la volonté d'offrir en héritage ce patrimoine naturel. De même, la pratique de la pêche augmente significativement la probabilité du ménage d'accepter ce principe. Pour ces ménages, l'agriculture est certainement une activité secondaire menée

¹⁷ Conservatrice, en ce sens que la méthode de calcul affecte une valeur de zéro à l'ensemble des refus de compensation et qu'elle n'offre pas d'alternative au traitement des faux zéros.

pour faire face à la baisse des prises induite par le retrait du lac Tchad. En revanche, les trois autres variables restantes apparaissent diminuer la probabilité d'accepter le principe de compensation. Les chefs de ménage mariés ont donc une propension plus grande à refuser ce principe. De même que les individus qui ont de grandes superficies cultivées. Un résultat important est l'effet de la distance sur cette probabilité. Plus l'individu est éloigné du lac Tchad, plus la probabilité qu'il accepte d'être compensé diminue, ce qui reflète probablement un comportement moins opportuniste de sa part puisqu'il refuse de se comporter en victime potentielle pour bénéficier de la compensation proposée.

Le tableau 7 (*infra*) nous renseigne sur la qualité de prédiction¹⁸ du modèle pour la variable dépendante (compensation). Les résultats montrent que pour les individus qui ont accepté le principe de compensation (compensation = 1), 84 cas sur 94 ont été bien prédits et pour les individus n'ayant pas accepté la compensation (compensation = 0), 3 cas sur 4 ont été bien prédits. Étant la somme des cas correctement prédits (84 + 3 = 87) rapportée au nombre total d'observations (98), le taux de prédiction correcte du modèle est évalué à 88,78 %, ce qui est un score plus que satisfaisant.

Tableau 7. Table des effectifs prédits et observés de la variable dépendante (compensation)

	Valeurs observées de « compensation »		
	1	0	Total
Valeurs prédites de « compensation »			
1	84	10	94
0	01	03	04
Total	85	13	98

Note : ce tableau a été construit pour un seuil arbitraire de probabilité fixé à 0,5.

3.2.2. Les facteurs explicatifs du niveau du CAR

Deux estimations ont été effectuées : la première est faite à partir d'une régression linéaire simple sans correction du biais de sélection, c'est-à-dire sans prise en compte de la variable λ comme variable explicative ; la seconde est faite en tenant compte de la correction proposée par Heckman (1979). Les résultats obtenus sont retranscrits dans le tableau 8 :

Quelques observations peuvent être faites sur le tableau 8. Selon les critères usuels, on peut remarquer que les deux modèles sont globalement significatifs (F-Stat significatif à 1 %) et ont des pouvoirs explicatifs de bonnes

¹⁸ La table de succès de prédiction permet de confronter la structure réelle des choix observés avec celle des choix prédits par le modèle estimé.

qualités (R^2 proche des 75 %). En revanche, la prise en compte du biais de sélection modifie le poids relatif des coefficients : la variable statut n'est plus significative et la variable pêche n'a plus un effet négatif sur le niveau du CAR. En outre, le coefficient de la variable n'est pas significatif, et ce quelle que soit la forme fonctionnelle (linéaire *vs* logarithmique) du CAR retenue, suggérant ainsi l'absence de biais de sélection de l'échantillon. L'échantillon des ménages agricoles qui ont révélé un CAR positif correspond donc à un échantillon tiré au hasard au sein de l'échantillon total. Dans ce cas, le modèle de régression estimé pour le sous-échantillon ayant révélé un CAR positif est équivalent à la fonction de régression pour la population dans son ensemble. Ce qui nous permet de conclure que le modèle de régression linéaire sans correction est le mieux adapté à l'analyse des facteurs explicatifs du CAR. Ces résultats appellent les commentaires suivants.

Tout d'abord, nous constatons que les variables « distance », « âge » et « pêche » ne sont pas significatives. Ces variables auraient donc un effet indirect sur le CAR à travers leurs effets significatifs sur la décision d'accepter le principe de compensation.

Ensuite, le CAR révélé par les individus n'est pas une valeur annoncée au hasard, mais dépend principalement du niveau du revenu agricole. Ce résultat vient contredire la conclusion populaire selon laquelle la contrainte budgétaire ne joue pas dans la révélation du CAR, mais reste en cohérence avec ceux d'Amigues et Desaignes (1999), Amigues *et al.* (2002) et Buckley *et al.* (2012) qui trouvent une relation statistiquement significative et positive entre les niveaux de compensation demandés par les agriculteurs et le revenu agricole.

Tableau 8. Régressions linéaires sans et avec correction du biais de sélection

Variables explicatives	Variable dépendante = Ln(CAR)					
	Sans correction			Avec correction		
	Coefficient	t-stat.	P > t	Coefficient	t-stat.	P > t
Distance	- 0,176 NS	- 1,350	0,181	- 0,210 NS	- 1,420	0,159
Age	0,067 NS	0,900	0,369	0,103 NS	1,340	0,185
Statut	0,209*	1,860	0,067	0,156 NS	1,160	0,251
Taille	0,013*	1,730	0,088	0,018**	2,100	0,039
Pêche	- 0,027 NS	- 0,280	0,781	0,037 NS	0,310	0,757
Ln(Revenu)	0,684***	10,600	0,000	0,672***	10,560	0,000
Constante	3,677***	4,210	0,000	3,748***	4,330	0,000
λ				0,296 NS	1,020	0,309
R^2	0,7314			0,7352		
F-Stat.	29,84			25,81		
Prob (F-Stat.)	0,0000			0,0000		
Nombre d'observations			85			

Notes : les modèles ont été corrigés de l'hétéroscédasticité par la méthode de White. Les insignes ***, ** et * indiquent la significativité des variables aux seuils respectifs de 1, 5 et 10 %. NS : Non significatif.

Le signe positif du coefficient indique que les ménages ayant des revenus agricoles élevés ont tendance à exiger une compensation plus élevée que les autres. Ce résultat rassure en quelque sorte la rationalité des ménages dans leur réponse, et témoigne de la relation étroite entre le revenu agricole et le niveau du CAR. Toute chose restant égale par ailleurs, le calcul de l'élasticité du CAR par rapport au revenu montre qu'une hausse du revenu de 10 % entraînerait un accroissement du CAR de 6,84 %, confirmant ainsi le rôle prépondérant du revenu agricole dans la formulation du CAR. Rappelons que le revenu agricole est corrélé à la superficie cultivée, traduisant ainsi l'influence que celle-ci peut également avoir sur le CAR.

Enfin, les résultats mettent en évidence les rôles positifs du statut matrimonial et de la taille des ménages sur le niveau du CAR. Les ménages en couple exigeraient ainsi une compensation supérieure par rapport aux autres. De même, les ménages comptant de nombreux membres ont tendance à exprimer des CAR plus élevés que les autres. Ces résultats peuvent en partie s'expliquer par la tendance forte qu'ont ces ménages à pratiquer des activités agricoles (Ombiono, 2012), et donc seraient plus vulnérables aux effets induits du projet. Ils mettent également en exergue un manque à gagner plus important pour ces ménages agricoles qu'induirait la réalisation du projet, et suggèrent par conséquent de moduler les compensations éventuelles en fonction de ces critères.

3.2.3. Estimation économétrique du CAR moyen

Le modèle sans correction du biais de sélection présenté dans le tableau 8 permet d'obtenir sur la base des coefficients estimés, entre autres, les valeurs prédites des CAR pour tous les individus de l'échantillon, même pour celles qui n'ont pas été prises en compte dans la régression. Le CAR moyen issu de la modélisation économétrique est ainsi estimé à 920 612 FCFA dans un intervalle de confiance à 95 % de [816 656 ; 1 024 568].

3.3. Estimation des coûts sociaux liés à la restauration du lac Tchad

Les coûts sociaux liés au projet de restauration du lac Tchad sont obtenus en multipliant le CAR moyen par le nombre de victimes potentielles.

Les statistiques descriptives montrent que le CAR moyen empirique est très proche de celui prédit. Cependant, les CAR prédits sont concentrés autour de la moyenne et moins dispersés que les autres. Pour cette raison, on fait le choix de retenir comme CAR moyen la somme de 920 612 FCFA par ménage.

Lors de la collecte des données, il n'a pas été possible de déterminer le nombre exact de ménages agricoles qui pourrait être affecté par la réalisation du projet. Par conséquent, ce nombre a été estimé à partir de la population agricole totale des arrondissements camerounais ayant le lac Tchad en commun, soit 27 008 ménages agricoles en 2010 (MINADER, 2010).

Suivant les données recueillies, les coûts sociaux sont évalués à 24 863 888 896 FCFA avec un intervalle de confiance à 95 % de [22 056 245 248 ; 27 671 532 544]. Cette valeur représente l'évaluation monétaire des dommages qu'imposerait la réalisation du projet de restauration du lac Tchad à la population agricole riveraine.

Conclusion

Comme la plupart des projets d'intérêt collectif, la restauration du lac Tchad procurerait à certains des gains et imposerait des coûts à d'autres, principalement aux agriculteurs. La connaissance de ces coûts constitue une étape indispensable pour les décideurs, et devrait figurer aux côtés des coûts financiers du projet. C'est dans ce cadre que cet article s'est fixé comme objectif de mesurer, en faisant recours à la MEC, les consentements des agriculteurs à recevoir une compensation financière pour renoncer à l'usage agricole des berges du lac Tchad. Ce qui a nécessité une collecte des données et la mobilisation des techniques statistiques et économétriques pour leur analyse.

Les résultats économétriques dégagés montrent que les ménages agricoles sont disposés à recevoir en moyenne 920 612 FCFA. Le coût total du projet avoisinerait la somme de 24 863 888 896 FCFA¹⁹. Notre travail met également en évidence le rôle central du revenu agricole dans la révélation de cette valeur, reflétant probablement l'absence de biais stratégique telle que la volonté de bloquer le projet ou l'annonce des montants de compensation totalement disproportionnés aux coûts réels subis induits par le projet. Les CAR obtenus doivent donc être considérés comme normaux, car ils sont formulés en fonction des pertes agricoles encourues. Ce résultat vient ainsi contredire celui qui est souvent avancé dans la littérature, notamment le caractère anormalement élevé ou infini des valeurs du CAR (Angel, 1995). Cet auteur s'est d'ailleurs posé la question suivante : « les CAR anormalement élevés sont-ils anormalement élevés ? ». Par ailleurs, le CAR augmente avec la superficie cultivée, le statut matrimonial et la taille du ménage. Étant donné notre hypothèse de départ, l'examen du CAR permet donc d'envisager une différenciation des montants de compensation en fonction des contraintes propres à chaque ménage agricole.

Deux conclusions peuvent être tirées de cette contribution. Tout d'abord, le CAR, au même titre que le CAP, peut tout aussi bien donner une mesure de la valeur des biens environnementaux. Le choix d'une des deux mesures devrait dépendre de la population ciblée par l'étude, et non sur des considérations basées sur la prudence comme l'ont évoqué Arrow *et al.* (1993). Nous

¹⁹ On rappelle que ce montant doit être utilisé avec prudence, car il prend en compte l'ensemble des ménages agricoles des arrondissements concernés, et non les victimes potentielles du projet.

rejoignons ainsi la conclusion d'Ami et Desaignes (2000) selon laquelle : « il est toujours préférable de distinguer correctement les populations afin de poser la bonne question de révélation des préférences à la population concernée ». Ensuite, nos résultats mettent également en évidence l'importance du lac Tchad pour les agriculteurs. Malgré leurs dépendances aux services productifs qu'il procure, 70 % sont favorables à la réalisation du projet. Ce pourcentage atteint environ 87 % lorsqu'une compensation financière est proposée en contrepartie. Ces résultats statistiques pourraient traduire la volonté de la population locale de transmettre en héritage cet actif naturel aux générations futures.

Néanmoins, les résultats produits restent soumis à deux limites importantes. La première est liée à l'impossibilité de dénombrer les victimes potentielles du projet. Ce qui a peut-être sur ou sous-évalué les coûts induits. La seconde est liée à la faible représentativité de l'échantillon par rapport à la population agricole du lac Tchad. L'omission d'une partie de la population concernée dans l'échantillon nous prive d'informations utiles sur une possible contribution de cette couche à l'analyse.

Malgré ces limites, les résultats que nous venons d'établir grâce à la MEC sont à titre indicatifs pour tous choix politiques, et devraient fournir une base pour entreprendre un dialogue en toute connaissance de cause entre les autorités publiques et les collectivités locales ou les communautés concernées par le projet de restauration du lac Tchad.

Remerciements

L'auteur remercie le Codesria et la fondation Trustafrica qui ont financé la collecte des données, ainsi que les rapporteurs anonymes de leurs remarques et commentaires lors de l'élaboration de cet article. Cependant, les opinions de cet article sont formulées sous la responsabilité unique de l'auteur.

Bibliographie

- Amigues J.-P., Boulatoff C., Desaignes B., Gauthier C. et Keith J.E. (2002) The benefits and costs of riparian analysis habitat preservation: a willingness to accept/willingness to pay contingent valuation approach, *Ecological Economics*, 43(1), 17-31.
- Amigues J.-P., Desaignes B. (1999) L'évaluation d'une politique de protection de la biodiversité des forêts riveraines de la Garonne, Chapitre 3, in : *La valeur économique des hydrosystèmes. Méthodes et modèles d'évaluation des services délivrés*, sous la direction de Patrick Point, Paris, Economica, 211 p.

- Ami D., Desaignes B. (2000) Le traitement des réponses égales à zéro dans l'évaluation contingente, *Economie et Prévision*, 143-144, 227-236.
- Angel M. (1995) *Calcul économique et politique environnementale : limites de l'évaluation économique et de l'analyse coût-avantage*, Rapport de recherche du CERNA, École nationale supérieure des Mines de Paris, 63 p.
- Arrow K., Solow R., Portney P., Leamer E., Radner R. et Schuman H. (1993) Report of the NOAA Panel on contingent valuations, *US Federal Register*, 58(10), 4601-4614.
- Bishop R.C., Heberlein T.A. (1979) Measuring values of extramarket goods: Are indirect measures biased?, *American Journal of Agricultural Economics*, 61(5), 926-930.
- Buckley C., Hynes S. et Mechan S. (2012) Supply of an ecosystem service: Farmers' willingness to adopt riparian buffer zones in agricultural catchments, *Environmental Science and Policy*, 24, 101-109.
- Carson R.T. (1991) Constructed Markets, in : *Measuring the Demand for Environmental Quality*, Braden J.B., Kolstad C.D. (eds), North Holland, Elsevier Science Publishers B.V., 121-162.
- Delvaux L., De Frahan B.H., Dupraz P. et Vermersch D. (1999) Adoption d'une MAE et consentement à recevoir des agriculteurs en région wallonne, *Économie rurale*, 249, 71-81.
- Desaignes B. et Point P. (1993) *Economie du patrimoine naturel : la valorisation des bénéfices de protection de l'environnement*, Paris, Economica, 317 p.
- Dupraz P., Vermersch D., De Frahan B. H., Delvaux L. (2003) The Environmental supply of farm households: A flexible willingness to accept model, *Environmental and Resource Economics*, 25, 171-189.
- Faucheux S. et Noël J.F. (1995) *Économie des Ressources Naturelles et de l'Environnement*, Paris, Armand Colin, 370 p.
- Grappey C. (1999) Fiabilité des résultats de la méthode d'évaluation contingente et modes d'interrogation, *Économie rurale*, 254, 45-53.
- Hammack J. et Brown G. M. (1974) *Waterfowl and wetlands: towards bioeconomic analysis*, Resources for the Future, Washington, D.C., 95 p
- Hanemann W. M. (1990) Willingness to pay and willingness to accept: how much can they differ?, *American Economic Review*, 81(3), 635-647.
- Mc Donald D., Hatton D., Morrison M. D. et Barnes M. B. (2010) Willingness to pay and willingness to accept compensation for changes in urban water customer service standards, *Water resources management*, 24(12), 3145-3158.
- Hausman J.A. (1993) *Contingent Valuation: a critical assessment*, Hausman J.A. (eds), North-Holland, Elsevier Science Publishers B.V., 516 p.

- Heckman J.J. (1979) Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Kahneman D. et Tversky A. (1979) Prospect theory: an analysis of decisions under risk, *Econometrica*, 47(2), 263-291.
- MINADER (2010) Campagne agricole 2010, Ministère de l'agriculture et du développement rural du Cameroun, *Rapport annuel d'activité de la délégation départementale du Logone et Chari*.
- Mitchell R. C. et Carson R.T. (1989) *Using surveys to value public goods: the contingent valuation method*, Resources for the future, Washington D.C, 463 p.
- Morrison M. D., Blamey R. K. et Bennett J. W. (2000) Minimising payment vehicle bias in contingent valuation studies, *Environmental and Resource Economics* 16, 407-422.
- Ombiono K. P. A. (2012) *Polarisation des activités économiques et restauration des zones humides en Afrique : une analyse coûts-bénéfices appliquée à la région du lac Tchad*, Rapport de recherche du Fonds de Recherche - Climat d'Investissement et l'Environnement des Affaires (FR-CIEA) n°22/12, Trustafrica, Dakar, Sénégal, 37 p.
- Pearce D., Atkinson G. et Mourato S. (2006) *Analyse Coûts-Bénéfices et Environnement : Développements Récents*, OCDE, Paris, 355 p.
- Point P. (1998) La Place de l'évaluation des biens environnementaux dans la décision publique, *Revue de l'Institut d'Economie Publique*, 1, 36 p.
- Terra S. (2005) *Guide de bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode d'évaluation contingente*, Ministère de l'Ecologie et du Développement Durable, D4E, Document de travail n° 05- M04, 83 p.
- Willig R.D. (1976) Consumers' surplus without apology, *American Economic Review*, 66(4), 589-597.
- Willinger M. (1996) La méthode d'évaluation contingente : de l'observation à la construction des valeurs de préservation, *Natures-Sciences-Sociétés* 4(1), 6-22.
- Wilson J. J., Lantz V. A. et MacLean D. A. (2010) A benefit-cost analysis of establishing protected natural areas in New Brunswick, Canada, *Forest Policy and Economics*, 12(2), 94-103.

Annexes

Tableau 2. Répartition de l'échantillon selon le profil socio-économique

Profil socio-économique		Effectifs	Proportion
Taille moyenne du ménage		9,74	
Durée moyenne de résidence		36	
Etat civil	Marié	77	78,57 %
	Séparé(e)	13	13,27 %
	Célibataire	8	8,16 %
Sexe	Homme	86	87,76 %
	Femme	12	12,24 %
Age	Age < 30	19	19,39 %
	30 ≤ Age < 45	33	33,67 %
	45 ≤ Age ≤ 60	25	25,51 %
	Age > 60 ans	21	21,43 %
Etude	Aucun	53	54,08 %
	Primaire	32	32,65 %
	Secondaire 1 ^{er} cycle	9	9,18 %
	Secondaire 2 nd cycle	4	4,08 %

Tableau 3. Répartition du revenu moyen agricole en fonction de la superficie

Superficie en hectares (ha)	Effectifs	Proportion	Revenu Agricole M.
Superficie < 1	4	4,08 %	580 000
1 ≤ Superficie < 2	15	15,31 %	1 014 000
2 ≤ Superficie < 5	18	18,37 %	1 478 000
5 ≤ Superficie < 10	32	32,65 %	1 505 000
Superficie ≥ 10	29	29,59 %	2 446 000
Total	98	100 %	1 404 600

Tableau 4. Répartition selon l'attitude des individus vis-à-vis du scénario fictif

		Effectifs	Proportion	
Opinion sur le projet	Très important	15	15,31 %	
	Important	54	55,10 %	
	Peu important	26	26,53 %	
	Pas du tout important	03	3,06 %	
Favorable à la compensation	Oui	85	86,73 %	
	Non	13	13,27 %	
Motifs de refus	Type de zéro			
	Je ne me sens pas concerné	Vrais zéros	06	46,15 %
	Je veux continuer mes activités	Faux zéros	05	38,46 %
	Cette action n'est pas nécessaire	Faux zéros	02	15,38 %