



**HAL**  
open science

## **Ruissellement érosif et bien-être des citoyens**

Dimitri Laroutis, Patrice Lepelletier

► **To cite this version:**

Dimitri Laroutis, Patrice Lepelletier. Ruissellement érosif et bien-être des citoyens. *Économie rurale*, 2021, janvier-mars (375), pp.7-24. <10.4000/economierurale.8484>. <hal-04379104>

**HAL Id: hal-04379104**

**<https://hal.science/hal-04379104v1>**

Submitted on 20 Nov 2024

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

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



Distributed under a Creative Commons CC BY-NC 4.0 - Attribution - Non-commercial use - International License

---

## Ruissellement érosif et bien-être des citoyens : une nouvelle approche de l'estimation du consentement à payer

*Erosive runoff and citizen well-being: A new approach to the estimation of willingness to pay*

Dimitri Laroutis et Patrice Lepelletier

---



### Édition électronique

URL : <https://journals.openedition.org/economierurale/8484>

DOI : [10.4000/economierurale.8484](https://doi.org/10.4000/economierurale.8484)

ISSN : 2105-2581

### Éditeur

Société Française d'Économie Rurale (SFER)

### Édition imprimée

Date de publication : 30 mars 2021

Pagination : 7-24

ISSN : 0013-0559

### Référence électronique

Dimitri Laroutis et Patrice Lepelletier, « Ruissellement érosif et bien-être des citoyens : une nouvelle approche de l'estimation du consentement à payer », *Économie rurale* [En ligne], 375 | janvier-mars, mis en ligne le 02 janvier 2023, consulté le 04 janvier 2023. URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/8484> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economierurale.8484>

---



Creative Commons - Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale 4.0 International - CC BY-NC 4.0

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

# Ruissellement érosif et bien-être des citoyens

## *Une nouvelle approche de l'estimation du consentement à payer*

**Dimitri LAROUTIS** • EM Normandie, Métis Lab, Le Havre  
dlaroutis@em-normandie.fr

**Patrice LEPELLETIER** • UniLaSalle, Mont-Saint-Aignan  
patrice.lepelletier@unilasalle.fr

À travers la mise en place de la méthode d'évaluation contingente (MEC), les auteurs cherchent à révéler le consentement à payer (CAP) des individus pour une réduction du risque de ruissellement érosif dans la vallée du commerce (Haute-Normandie). Une enquête a été administrée auprès de 221 individus. L'une des finalités de ce travail consiste à proposer une nouvelle méthode (liée à une fonction de score) visant à améliorer l'estimation du consentement à payer dans le cadre de la MEC. L'estimateur alternatif révèle un CAP inférieur au CAP déclaré par les répondants mais plus précis dans les prévisions de CAP individuels par rapport à l'utilisation d'un modèle Tobit. Les résultats suggèrent également que les prévisions du Tobit surévaluent le CAP et leur estimateur alternatif le sous-évalue.

**MOTS-CLÉS** : *consentement à payer, estimation, évaluation contingente, fonction de score, modèle de prévision*

### ***Erosive runoff and citizen well-being: A new approach to the estimation of willingness to pay***

*Through the implementation of the contingent valuation method (CVM), the authors seek to reveal individuals' willingness to pay for a reduction of the risk of erosive runoff in the Commerce Valley (Upper Normandy). A survey was conducted among 221 individuals. One of the goals of this study is to propose a new method to improve the estimation of willingness to pay in the framework of the CVM. This alternative estimator appears to reveal a WTP lower than the actual WTP, but more accurate in individual WTP forecasts than the use of a tobit model. The results also suggest that while the tobit's forecasts overstate the WTP, their alternative estimator undervalues it. (JEL: C34, C35, Q51, R11, R14)*

**KEYWORDS**: *contingent valuation, score function, willingness to pay, runoff*

L'érosion des sols constitue une des formes de dégradation des territoires les plus sérieuses à travers le monde (Jayasuriya, 2003). Les problèmes d'érosion et de dégradation des sols sont actuellement de plus en plus au centre des discussions en raison du déclin induit de la production agricole mondiale (Knowler et Bradshaw, 2007 ; Spalevic *et al.*, 2015 ; Matthews *et al.*, 2017 ; Mahbulbul, 2018).

Face à ces constats, les agriculteurs sont mis à contribution, de façon croissante afin de réduire le taux d'érosion (Colombo *et al.*, 2006). Récemment, les pratiques culturelles orientées vers la préservation de l'environnement se développent fortement (Dale et Plasky, 2007 ; Panagos *et al.*, 2015 ; Prosdocimi *et al.*, 2016 ; Nayak *et al.*, 2018) et font l'objet pour certaines d'un label *Agriculture Conservation* par

la *Food and Organization of the United State Nation* (NOAA) et la *European Conservation Agriculture Federation* (Ecaf). L'érosion se définit, selon Jayasuriya (2003), comme « *the removal (eating away) of soil material by water or wind at rates in excess of soil formation*<sup>1</sup> ». Deux principales causes à l'érosion peuvent être identifiées (Jayasuriya, 2003) : des causes abiotiques (conséquences dues par exemple aux vents et à l'eau) et des causes biotiques (conséquences dues entre autres à l'activité anthropique). Le développement anthropique, à travers l'urbanisation des territoires et la croissance des terres agricoles, favorise les phénomènes de ruissellement érosif. Ces derniers, qui se caractérisent par une érosion due à l'action de l'eau, engendrent de nombreuses externalités négatives pour la société à travers les inondations ou encore les éboulements (Hudson, 1971).

Jayasuriya (2003) considère que les coûts de l'érosion se divisent en deux types : les coûts touchant directement l'exploitation agricole (*in-site*) et les coûts externes à l'exploitation (*off-site*). Généralement, les coûts *in-site* révèlent un impact direct sur la productivité de l'exploitation agricole et entraînent un déclin des rendements (induit par les pertes de terres et de nutriments) et des changements dans la capacité de rétention de l'eau de la terre. Les effets *off-site* se caractérisent par des impacts environnementaux lourds (augmentation de la sédimentation dans les réservoirs, rivières, canaux d'irrigation, etc.), d'importantes inondations après les pluies (provoquant également des dommages aux bâtis, la perte d'infrastructures, de vies humaines, de bétails et de récoltes), des pénuries d'approvisionnement en eau d'irrigation, en eau domestique et en eau industrielle, des pollutions générales de l'eau dans les réservoirs et les rivières. Pour Sawnsom

et Claar (1984) et Upstill et Yapp (1987), les coûts *off-site* peuvent parfois être largement supérieurs aux impacts *on-site* en raison d'une maintenance coûteuse des systèmes de drainage et des impacts matériels voire humains (destruction d'infrastructures, pertes de vies humaines). Depuis le début des années 1980, la fréquence des phénomènes de ruissellement érosif d'origine agricole se multiplie, notamment au nord de l'Europe (Boardman *et al.*, 1994 ; Souchère *et al.*, 2003). Colombo *et al.* (2006) considèrent que des réponses rationnelles de la part des gouvernements nécessitent, d'un point de vue purement économique, des informations sur le coût des conséquences environnementales, sur les préférences des individus pour la mise en place de programmes de réduction des coûts des inondations et de l'érosion.

Les économistes ont développé depuis une cinquantaine d'années des méthodes permettant d'évaluer monétairement les impacts d'externalités négatives notamment environnementales (méthode des prix hédonistes, des coûts de transport, etc.). Progressivement, l'idée de valoriser monétairement l'environnement et plus précisément les impacts (ou externalités négatives) de l'activité économique sur l'environnement s'est développée. L'ampleur des conséquences écologiques liées à l'échouement de l'Exxon Valdez en 1989 sur les côtes de l'Alaska a conduit, à l'évidence, à la nécessité d'évaluer monétairement ces conséquences sur des sites écologiques d'une grande richesse. La méthode d'évaluation contingente (créée par von Ciriacy-Wantrup en 1952 et stabilisée par Mitchell et Carson en 1989 (Milanesi, 2011) a été mise en œuvre afin d'évaluer les impacts environnementaux de cet échouement (estimés par celle-ci à près de 5 milliards de dollars). Depuis cette date, la méthode d'évaluation contingente ne cesse de s'améliorer sur un plan scientifique (Arrow *et al.*, 1993 ; Johnston *et al.*, 2017). Au centre de cette méthode,

1. « la dégradation des sols par l'eau ou le vent à un taux plus élevé que la formation des sols ».

nous trouvons un questionnaire qui vise à révéler le consentement à payer (CAP) des individus pour des biens hors-marché notamment environnementaux (par exemple la conservation de forêts [Rekola, 2014] ou encore la préservation de zones humides [Beaumais, Laroutis et Chakir, 2008]). Depuis un certain temps, les études se sont multipliées sur le risque de ruissellement érosif. En France par exemple, Martin *et al.* (2014) ont souhaité identifier les meilleures pratiques agricoles visant à réduire le ruissellement érosif. Crastes *et al.* (2014) s'intéressent, quant à eux, au ruissellement érosif au sein de bassins versant durement touchés par ce phénomène et au CAP des individus pour une réduction des externalités. Au niveau mondial, Kanchanarook et Aslam (2018) étudient la capacité des agriculteurs à participer à un programme agro-environnemental en Thaïlande afin de réduire les externalités induites par leur activité (telles que le ruissellement). Récemment, Li *et al.* (2019) ont analysé la capacité des habitants du Delaware (États-Unis) à adopter des pratiques de gestion des eaux de ruissellement pour réduire les impacts du ruissellement.

Le processus de construction du questionnaire s'avère crucial puisqu'il détermine par la suite la fiabilité des résultats obtenus (Arrow *et al.*, 1993 ; Zhongmin *et al.*, 2003 ; Johnston *et al.*, 2017). Le traitement statistique des données recueillies se fait généralement à travers des modèles standards paramétriques (modèles Logit, Probit et Tobit). Ce type de traitement est simple et rapide mais la variabilité des données amène à des pertes d'informations, à des résultats parfois décevants en termes de prédiction en raison de la faible significativité des modèles. Comme le soulignent Hess et Turner (2017), plusieurs travaux ont démontré la faiblesse des méthodes statistiques traditionnelles dont les résultats peuvent être améliorés par des méthodes statistiques originales. Laroutis et Taïbi-Hassani (2011) ont par exemple

comparé les performances prédictives des analyses discriminantes et des forêts aléatoires dans le cadre d'une application de la méthode d'évaluation contingente.

Dans le cadre de cet article, nous cherchons à évaluer les impacts du ruissellement érosif sur un territoire fortement touché de Normandie : la Vallée du Commerce. En effet, face aux phénomènes de ruissellement érosif récurrents, les habitants voient leur bien-être altéré. Ce territoire est reconnu, sur un plan régional, comme très sensible aux phénomènes de ruissellement érosif (Crastes *et al.*, 2014 ; Martin *et al.*, 2014). Au-delà de l'analyse du seul bien-être des habitants et de leur perception du risque, nous avons souhaité travailler, dans la continuité des travaux portant sur l'amélioration des méthodes d'évaluation, sur la possibilité d'améliorer la prédictibilité de la MEC *via* une méthode de traitement statistique originale. Notre objectif vise à proposer une méthode alternative pour estimer le CAP afin d'améliorer le pouvoir prédictif de la MEC. Cette méthode se base sur une fonction de score qui note l'éloignement entre un individu dont on cherche le CAP et un individu de notre base dont le CAP est connu. La minimisation de cette fonction de score nous permet de déterminer l'individu le plus proche dans notre base et d'attribuer le CAP connu au CAP que l'on souhaite estimer. Cette méthodologie fut développée et adoptée très tôt dans le domaine de la bio-informatique pour résoudre des problèmes de comparaisons de branches d'ADN, de détection de similarités entre des séquences d'ADN (*National Research Council*, 1995). Outre les progrès technologiques avec des ordinateurs de plus en plus puissants pour l'exécution des calculs de plus en plus nombreux, des progrès en biologie dans le séquençage de l'ADN, le recours à ces matrices de similarités en bio-informatique a permis des avancées rapides dans ce champ disciplinaire. Actuellement, l'utilisation de cette méthodologie n'est pas remise en cause,

les recherches se tournent plutôt sur la constitution de ces matrices (Keul *et al.*, 2017).

Nous souhaitons, dans cette étude, appliquer cette méthodologie, peu utilisée en économétrie, à la MEC afin de pouvoir comparer et détecter des CAP similaires dans leurs caractéristiques et améliorer la prédictibilité du CAP.

La deuxième partie présente la zone d'étude (Vallée du Commerce) sur un plan sociodémographique. La troisième partie souligne la méthodologie adoptée pour construire le questionnaire et l'administrer auprès de 221 personnes. Nous présentons les principaux résultats statistiques de l'enquête réalisée. Cette section nous permettra également d'exposer la méthodologie adoptée pour sélectionner les variables discriminantes que nous intégrerons dans le modèle Tobit et l'estimateur alternatif que nous proposons. Dans la quatrième partie, nous présentons les résultats obtenus par le modèle Tobit ainsi que le CAP moyen recalculé des foyers et les effets marginaux. Nous expliquons également les étapes de la construction de notre estimateur alternatif. Celui-ci a été élaboré dans le but de réduire les pertes d'informations constatées lors des traitements statistiques standards. Cet estimateur pourrait alors devenir un substitut plus fiable pour le traitement des données d'enquête dans le cadre de la MEC. Nous terminons cette dernière partie par une discussion autour des méthodes utilisées (Tobit et estimateur alternatif) et une comparaison des résultats obtenus.

### L'aire d'étude

Le bassin versant de la Vallée du Commerce se situe à une quarantaine de kilomètres de la ville du Havre (département de la Seine-Maritime) et s'étend sur 310 km<sup>2</sup>. Les 49 communes du bassin représentent une population approximative de 62 000 habitants. Un peu moins de 50 % de la population habitent l'une

des trois agglomérations principales du territoire : Bolbec (12 600 habitants), Lillebonne (9 600 habitants) et Notre-Dame-de-Gravenchon (8 600 habitants). Territoire de tradition industrielle, la Vallée du Commerce, dès le XIV<sup>e</sup> siècle, s'est tournée vers l'industrie textile pour progressivement se développer vers les industries chimiques et la production de combustibles avec l'implantation notamment de la société Exxon, du groupe Esso, de Oril Industrie, etc. Du point de vue agricole, même si le nombre d'exploitations a diminué de près de 55 % en l'espace de 20 ans (passant de 765 à 347), la surface totale exploitée est restée relativement stable avec environ 20 000 hectares de terres. Ces exploitations, en raison notamment d'une plus faible rentabilité des productions animales, se sont orientées en partie vers des systèmes de polyculture avec en particulier le développement du maïs qui laisse le sol nu en hiver. Parallèlement, la surface en prairie permanente s'est réduite de 45 % ces dix dernières années avec l'augmentation des cultures industrielles (*tableau 1*).

La population de la Vallée du Commerce représente plus de 24 000 ménages (2,53 personnes en moyenne par ménage) (*tableau 2*). Le taux de chômage est de 11 % (les zones urbaines connaissent les plus forts taux de chômage avec 16 % pour Bolbec et 14 % pour Lillebonne) et 15,5 % de la population totale sont des retraités. En raison de son orientation industrielle, le territoire compte près de 34 % d'ouvriers et seulement 5 % de cadres (10,7 % au niveau national). Le bassin versant du Commerce (*figure 1*) constitue l'un des territoires particulièrement touchés par les phénomènes de ruissellement érosif et donc d'inondations en Seine-Maritime. Le service ruissellement érosif de la communauté de commune de Lillebonne souligne alors que le phénomène d'inondation vécu dans les villes du bassin versant est dû en grande partie au phénomène de ruissellement érosif. En 20 ans, les 49 communes

Tableau 1. Principales caractéristiques des exploitations agricoles

	1988	2000	2010	Évolution sur la période 1988-2010
Nombre d'exploitations agricoles	765	456	347	-54.64 %
Terres cultivées	20109	20196	19391	-3.57 %
Terres toujours en herbe	8862	6231	4866	-45.1 %

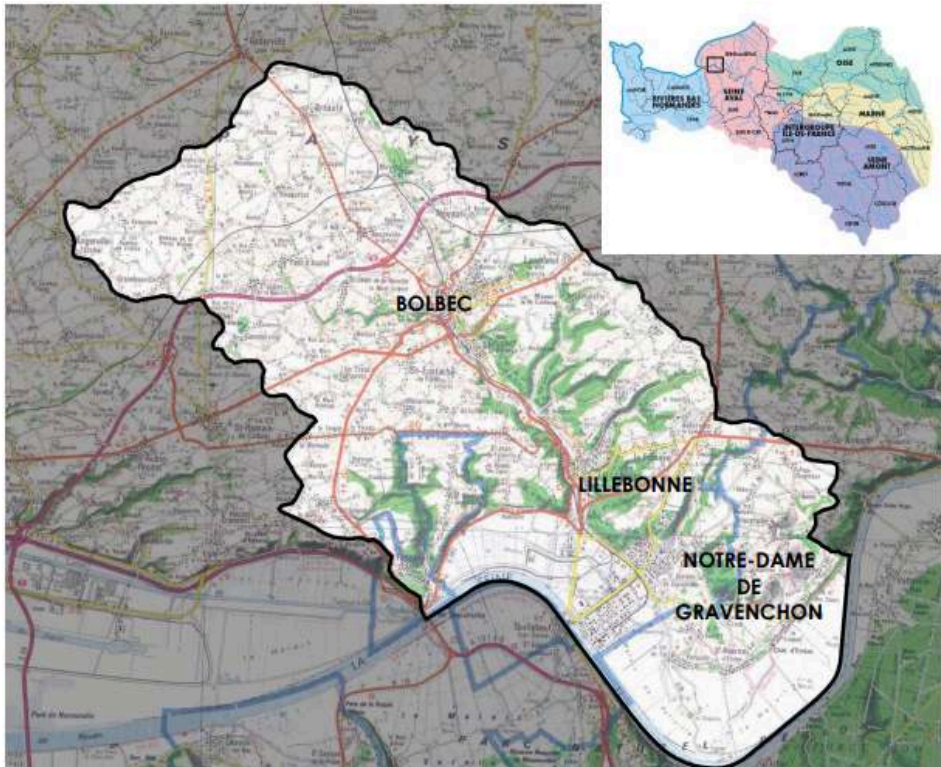
Source : Agreste (2017) : <http://www.agreste.agriculture.gouv.fr>

Tableau 2. Caractéristiques des habitants de la Vallée du Commerce

	Vallée du Commerce	Seine-Maritime	France
Population	62 450	1 257 699	66 190 280
Nombre de foyers	24 679	557 664	29 011 957
Nombre moyen de personnes / foyer	2.53	2.25	2.28
Revenu médian / foyer (Euros)	20 899	20 153	20 150
Revenu médian / personne (Euros)	8 260	8 956	8 837

Source : Insee (2015) : <http://www.insee.fr>

Figure 1. Vallée du Commerce



Source : les auteurs.

constituant le bassin versant du Commerce ont fait l'objet, au moins une fois, d'un arrêté de catastrophes naturelles de type inondation/coulées boueuses. Les épisodes les plus marquants pour la population sont ceux de 1993 où 37 communes du bassin du Commerce ont été touchées en juin par des inondations et coulées de boues puis 28 communes en décembre. Sur cette même période, certaines communes ont été touchées plus de 7 fois. En tout, ce sont 191 phénomènes d'inondations et 1 100 jours d'inondations cumulées que la vallée du Commerce a connus. L'une des principales conséquences du ruissellement érosif pour la société se caractérise alors par de lourds phénomènes d'inondations qui touchent directement les individus habitant le territoire.

## Méthodologie

### 1. Construction du questionnaire

Dans les études mettant en œuvre la méthode d'évaluation contingente, plusieurs types de biais peuvent conduire à remettre en cause la fiabilité des résultats. Pour ces raisons, afin que cette méthode puisse apporter des informations pertinentes, la construction et l'administration du questionnaire doivent faire l'objet d'une attention particulière. Dans ce cadre, l'appel à des experts du ruissellement érosif a permis de décrire précisément les différents impacts et d'identifier les causes. Nous avons donc fait appel aux experts du service ruissellement érosif de la communauté de communes de Lillebonne afin d'être le plus précis et exact possible dans notre description. De plus, afin de tester les différents biais éventuels, nous avons introduit des questions de contrôle portant sur les biais de compréhension, d'importance, de non-familiarité (Mitchell et Carson, 1989). Le questionnaire initial a également été pré-testé auprès de 18 individus afin d'identifier les ambiguïtés ou mauvaises interprétations des questions et d'analyser

la clarté des aides visuelles telles que les photos ou les cartes. Le questionnaire final comporte 47 questions et se divise en trois parties :

- La première partie concerne la connaissance du phénomène de ruissellement érosif par les habitants de la vallée du Commerce. Les questions posées visent à savoir si les individus sont familiarisés avec les notions de ruissellement, d'inondations et s'ils subissent régulièrement ce type de phénomènes. Nous leur demandons également d'évaluer l'importance perçue de ces phénomènes et des impacts sur leur environnement personnel.
- La deuxième partie vise à révéler le CAP des individus pour un programme de réduction du phénomène de ruissellement et d'inondations au sein du bassin versant du Commerce. Une description détaillée des origines et des impacts de ces phénomènes, essentielle pour obtenir une estimation précise (Loomis et Walsh, 1997 ; Loomis *et al.* 2000 ; Johnston *et al.*, 2017), leur sont présentées. La description d'un programme de lutte contre les inondations au sein du bassin versant leur est également fournie. Ce programme a été validé par le service ruissellement érosif de la communauté de communes de Lillebonne. Ensuite, l'avis des interviewés est sollicité sur ce programme de lutte et sur leur éventuelle participation financière (pendant quinze ans) par le biais de la taxe d'habitation ou par la mise en place d'un fonds spécial ; il est en effet nécessaire que le mécanisme de paiement soit plausible (Johnston *et al.*, 2017).
- La troisième partie collecte les données socio-économiques standards telles que le nombre de personnes dans le foyer, le niveau d'études, le revenu net global du foyer.

Le questionnaire final a été ainsi administré auprès de personnes âgées de 18 ans

Tableau 3. Test du khi deux sur la représentativité de l'échantillon

Caractéristique et leurs modalités		Effectifs de l'échantillon	Répartition de la population de la vallée du commerce	$\chi^2$	p-value
Genre	Masculin	100	49,4%	1,52	0,217
	Féminin	121	50,6%		
Âge	Moins de 35	69	37,8%	4,79	0,091
	35-49	72	31,5%		
	50 et plus	80	30,7%		
CSP	CSP A	30	10,2%	6,55	0,088
	CSP B	72	35,4%		
	CSP C	45	25,3%		
	Inactive	74	29,1%		

Source : les auteurs.

Tableau 4. Principales caractéristiques de l'échantillon

Variables		Nb	%	CAP
Genre	Masculin	100	45	19.55
	Féminin	121	55	23.67
Âge	Moins de 35	69	31	19.04
	35-49	72	33	24.31
	50 et plus	80	36	21.94
PCS <sup>2</sup>	CSP A	30	14	35.83
	CSP B	72	33	28.54
	CSP C	45	20	5.93
	Inactive	74	33	19.22
Niveau d'étude	CAP-BEP-BEPC	106	48	13.75
	Baccalauréat	42	19	21.67
	Bac+1/2	35	16	23.2
	Bac+3/4/5	30	14	41
	Bac+6 et +	8	3	51.25
Revenus mensuels du foyer	Moins de 1 000 euros	13	6	9.62
	1 000-1 500 euros	48	22	21.31
	1 500-3 000 euros	100	45	23.67
	3 000-4 000 euros	35	16	23.82
	Plus de 4 000 euros	19	8	24.26
	Ne se prononce pas	6	3	1.67

Source : les auteurs.

2. CSP A : artisan, commerçant, chef d'entreprise, cadre et professions intellectuelles supérieures ; CSP B : Employés et ouvriers qualifiés, professions intermédiaires ; CSP C : agriculteurs, ouvriers et employés non qualifiés.

ou plus, habitant le bassin versant du Commerce. La méthode d'échantillonnage adoptée est celle des quotas par sexe, âge et CSP. Pour vérifier la représentativité des données, nous utilisons les tests du khi deux. Nous pouvons constater (*tableau 3*) que pour ces trois caractéristiques les tests de conformités du khi deux sont non significatifs pour un risque de 5 %. Ainsi les répartitions au sein de l'échantillon comparées à celles de la population de la vallée du Commerce de ces trois caractéristiques ne sont pas différentes. La représentativité est validée.

Près de 221 individus ont été interrogés, en face à face, à leur domicile. À l'exception du format de la question (question ouverte), les directives suggérées par le NOAA Panel (1993) et Johnston *et al.* (2017) ont été suivies pour l'élaboration et l'administration de ce questionnaire. Les principales caractéristiques de l'échantillon sont déclinées dans le *tableau 4*.

## 2. Détermination des facteurs retenus

La base de données compte 47 questions, soit 47 facteurs potentiellement explicatifs du CAP. Pour un souci de comparaison du modèle Tobit et de l'estimateur, nous avons souhaité dans un premier temps réduire le nombre de facteurs pris en considération en ne gardant que les facteurs les plus discriminants par rapport au CAP.

Nous sommes en présence d'une variable quantitative (le CAP) et de variables qualitatives (les facteurs). Afin de sélectionner les facteurs les plus discriminants, il convient alors d'utiliser une Anova<sup>3</sup>. L'utilisation des Anova nous a ainsi permis d'identifier 11 facteurs avec un risque inférieur à 10 %. Notons que, pour chaque facteur, la variabilité des modalités est

relativement stable exceptée pour les facteurs 6 et 7. Ces deux facteurs ont la particularité d'avoir une réponse au CAP toujours égale à 0 pour une de leur modalité. Nous remarquons aussi quelques modalités sous-représentées (modalité 0 pour le facteur 4 et 1 pour le facteur 6). Ces facteurs nous semblent, malgré tout, suffisamment pertinents pour les garder dans la suite de l'étude en raison de la valeur de la p-value.

C'est donc à partir de ces 11 mêmes facteurs que nous allons pouvoir comparer l'efficacité des deux traitements statistiques proposés (le Tobit et l'estimateur alternatif). Nous utiliserons les 221 observations qui sont rentrées dans la base. Les facteurs retenus et les résultats de l'Anova sont regroupés dans le *tableau 5*. Nous noterons ces facteurs F1, ..., F11.

## Traitements statistiques

### 1. Modèle Tobit

Nous avons utilisé un modèle Tobit afin d'évaluer le CAP des individus habitant la Vallée du Commerce. Le Tobit est un modèle à variable censurée. Le modèle Tobit permet de tenir compte du fait que les individus ne peuvent annoncer un CAP négatif. L'utilisation d'un tel modèle se justifie par le nombre important d'individus ayant révélé un CAP égal à 0 euro (environ 40 %). Ce pourcentage de réponses nulles est comparable à celui rapporté dans de nombreuses études recourant à la méthode d'évaluation contingente (Reiling *et al.*, 1989 ; Chambers *et al.*, 1998 ; Yelkouni, 2005).

Le modèle Tobit s'écrit alors de la manière suivante pour une version simplifiée [cf. Greene *et al.* (2011) pour une description précise du modèle] :

$$CAP_i = \begin{cases} w_i\beta + u_i & \text{si } x_i\beta + u_i > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (1)$$

où les  $w_i$  correspondent aux variables explicatives,  $\beta$  est le coefficient de ces variables

3. L'Anova est une analyse statistique qui détecte des écarts de moyennes entre les différentes modalités d'un facteur. Cette analyse nous permettra de cibler les facteurs qui ont un impact sur la variable quantitative (le CAP).

Tableau 5. Facteurs retenus

	Modalités des facteurs (effectifs)	Écart-type	p-value de l'Anova
Facteur 1 Hab	1 si le répondant habite le territoire depuis plus de 15 ans (145)	37,7	0,0295
	0 sinon (76)	36,7	
Facteur 2 Env	1 si l'individu accorde de l'importance à l'environnement (73)	42,9	0,0881
	0 sinon (148)	34,0	
Facteur 3 Inon	1 si l'individu a eu connaissance de phénomènes d'inondation (19)	50,1	0,0282
	2 l'individu ne se prononce pas (117)	35,7	
	0 sinon (85)	35,1	
Facteur 4 Prog	1 si l'individu est d'accord avec le programme (206)	38,2	0,0469
	0 sinon (15)	12,9	
Facteur 5 Dons	1 si l'individu effectue des dons (136)	40,0	0,0025
	2 sinon (85)	30,5	
Facteur 6 Rempl	1 si l'individu remplacerait une partie ou la totalité des dons déjà effectués (11)	32,3	< 10 <sup>-5</sup>
	3 les dons viendraient en plus des dons déjà effectués (66)	43,4	
	4 l'individu ne souhaite pas participer (69)	0	
	0 sinon (75)	32,1	
Facteur 7 Dép	1 réduction des dépenses (33)	46,2	< 10 <sup>-5</sup>
	2 pas de réduction des dépenses (73)	41,1	
	0 sinon (115)	0	
Facteur 8 CSP	1 si CSP A (30)	48,0	0,0015
	2 si CSP B (72)	42,9	
	3 si CSP C (45)	20,9	
	4 si inactif (74)	30,8	
Facteur 9 Étud	1 si niveau BEPC/BEP (106)	33,1	0,0005
	2 si niveau Bac (42)	34,8	
	3 si niveau Bac+1/bac+2 (35)	34,1	
	4 si niveau sup à Bac+2 (38)	45,9	
Facteur 10 Prop	1 si l'individu est propriétaire (68)	28,4	0,0223
	0 sinon (153)	40,2	
Facteur 11 Foyer	1 si le foyer se compose de 2 personnes (139)	39,4	0,0686
	0 sinon (82)	32,8	

Source : les auteurs.

et  $u_i$  le terme aléatoire suivant une loi normale de moyenne 0 et de variance  $\sigma^2$ .

L'objectif principal de l'étude est de comparer l'estimateur alternatif au modèle classiquement utilisé (le modèle Tobit). Habituellement au vu des résultats présentés ci-dessous, nous garderions les facteurs F5, F6 et F7 (tableau 6) car ils sont significatifs pour le modèle. Cependant ?

pour que la comparaison entre le modèle Tobit et notre estimateur alternatif soit intéressante, nous utiliserons les 11 facteurs dans la partie 4.3 pour évaluer la fiabilité des 2 méthodes d'estimation. En effet, bien qu'ils soient non significatifs pour le modèle Tobit, ils apportent tout de même une contribution dans l'explication du CAP. Ainsi pour respecter l'équité dans la

Tableau 6. Modèle Tobit

WTP	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Hab (F1)	-11.0807	8.815054	-1.26	0.210	[-28.45804	6.296631]
Env (F2)	9.624582	9.093027	1.06	0.291	[-8.300727	7.54989]
Inon (F3)	-5.544249	4.577924	-1.21	0.227	[-14.56882	3.480326]
Prog (F4)	-53.84438	35.46325	-1.52	0.130	[-123.754	16.06521]
Dons (F5)	-48.76371	19.01261	-2.56	0.011**	[-86.24375	-11.28368]
Rempl (F6)	-10.71295	6.000881	-1.79	0.076*	[-22.54264	1.116731]
Dep (F7)	50.51347	6.458701	7.82	0.000**	[37.78127	63.24566]
CSP (F8)	-4.227249	4.052509	-1.04	0.298	[-12.21606	3.761563]
Etud (F9)	6.437591	10.41793	1.58	0.116	[-1.610154	14.48534]
Prop (F10)	12.5598	10.41793	1.21	0.229	[-7.978139	33.0961]
Foyer (F11)	-1.104164	9.546665	-0.12	0.908	[-68.48017	106.0751]
_cons	18.79746	3.387144			Ancillary parameter	
Number of obs = 221				LR $\chi^2 = 181.26$		
Pseudo $r^2 = 0.1386$				Prob > $\chi^2 < 0.0000$		
				Log likelihood = -563.34594		

Notes : Obs. Summary: 118 left-censored observations at  $c \leq 0$  ; 103 uncensored observations.

Source : les auteurs.

comparaison des deux modèles, nous garderons les mêmes facteurs pour les deux méthodes par la suite. Le tableau 6 présente ainsi le coefficient affecté à chaque variable (effet marginal pour les modalités des facteurs), le t de student et les intervalles de confiance.

Ainsi, le fait de devoir limiter certaines dépenses du foyer pour pouvoir participer au financement du programme de lutte contre le ruissellement (Dép.) jouerait positivement sur le CAP. Ce type de répondants révélerait une forme d'altruisme consistant à réduire ses capacités de consommation en vue de pouvoir participer au programme de réduction du ruissellement érosif. La prise en compte de l'altruisme dans la méthode d'évaluation contingente a engendré un certain nombre de débats. Certains économistes considèrent effectivement que seules les motivations qui concernent étroitement l'individu interviewé doivent être étudiées. Cependant, comme le soulignent Beaumais *et al.* (2008) ou bien encore Carson (1998): « *The axiomatic development of economic*

*utility theory does not a priori exclude any motive or any good from an agent's utility function. [...] Economic theory only requires that preferences be consistent with few basic axioms of choice*<sup>4</sup>. »

Au contraire, le fait de vouloir donner pour d'autres causes en dehors de ce programme (Dons) ou de réduire certains dons déjà effectués pour pouvoir participer au programme (Rempl) conduit à révéler un impact significativement négatif sur le CAP. Ces individus ne souhaitent donc pas arbitrer dans leur démarche de dons et révèlent un CAP inférieur aux autres. Ils effectuent déjà des dons sur des sujets qui les touchent particulièrement et n'envisagent alors pas ou peu de donner pour d'autres problématiques.

4. « Le développement axiomatique de la théorie de l'utilité économique n'exclut a priori aucun motif ni aucun bien de la fonction d'utilité d'un agent. La théorie économique exige seulement que les préférences soient cohérentes avec quelques axiomes de base du choix. »

Au-delà de ces éléments d'analyse, le CAP moyen estimé à partir du modèle proposé serait de 22,65 €/foyer/an soit un CAP annuel global (pour les 25 000 foyers) de l'ordre de 565 000 euros/an. À travers nos différents échanges, les experts du ruissellement érosif de la communauté de communes nous ont indiqué qu'un budget annuel de l'ordre de 600 000 à 800 000 euros serait tout à fait pertinent pour réduire de façon significative les impacts du ruissellement érosif sur le territoire. Nos résultats apparaissent cohérents avec la réalité opérationnelle et justifieraient parfaitement une demande de contribution de la part des habitants.

En outre, les effets marginaux révèlent qu'un individu qui consentirait à réduire ses dépenses pour participer au programme de lutte donnerait 50,51 € de plus que les autres. Au contraire, les personnes voulant donner pour d'autres causes donneraient 48,76 € de moins et celles qui remplaceraient leurs dons actuels par celui-ci donneraient 10,71 euros de moins.

## 2. Construction de l'estimateur

La construction de l'estimateur ne se résume pas à une seule équation. Considérons l'ensemble des combinaisons de modalités des facteurs retenus par les ANOVA. En combinant le nombre de modalités de chaque facteur, nous obtenons un total de  $N = 36\ 864$  combinaisons possibles. Notre objectif est d'élaborer une méthode qui, pour chaque combinaison, va rechercher l'individu de la base de données qui est le plus proche en termes de modalités de facteurs. Nous estimerons ensuite le CAP inconnu de cette combinaison de modalités des facteurs par le CAP de son plus proche voisin au sein de notre base.

Posons  $n$  le nombre total de données ( $n = 221$ ),  $k$  le nombre de facteurs ( $k = 11$ ) et  $x = (x_1, \dots, x_k)$  une combinaison où  $x_i$  correspond à la modalité du  $i^{\text{ème}}$  facteur. La base de données dont nous disposons

repose sur  $n$  individus pour lesquels nous connaissons le CAP. Nous noterons cette base  $B = (b_{ij})_{\substack{1 \leq i \leq n \\ 1 \leq j \leq k}}$ , où  $b_{ij}$  correspond à la  $j^{\text{ème}}$  modalité du  $i^{\text{ème}}$  individu. Par ailleurs, la notation  $(c_i)_{1 < i < n}$  représentera le CAP du  $i^{\text{ème}}$  individu de la base.

La fonction de score consiste à cibler les individus de la base les plus proches d'une combinaison de modalités de facteurs dont nous voulons estimer le CAP. Supposons que nous constatons une différence de modalités entre la combinaison  $x$  et un individu  $b_i$  de la base. Alors nous pénaliserons cette différence par une valeur  $p_{ij} > 0$  (les fonctions de score sont traditionnellement positives). Dans le cas où plusieurs différences de modalités sont constatées, la fonction de score sera la somme des pénalités. Ainsi la fonction de score est définie par

$$\forall i \in \{1, \dots, n\}, s(x, b_i) = \sum_{j=1}^k p_{ij} (1 - \chi_{b_{ij}}(x_j)) \quad (2)$$

où  $\chi$  correspond à la fonction indicatrice ( $\chi_{b_{ij}}(x_j)$  vaut 1 si  $x_j = b_{ij}$  et 0 sinon). Finalement l'estimation du CAP se fera, par l'intermédiaire de la fonction de score, de la manière suivante

$$\widehat{c(x)} = \frac{\sum_{i \in I} c_i}{\text{Card}(I)} \quad (3)$$

où

$$I = \{i \in \{1, \dots, n\} / s(x, b_i) = \min_{1 < i < n} \{s(x, b_i)\}\} \quad (4)$$

Notons que dans le cas trivial, consistant à estimer un CAP dont les modalités sont exactement les mêmes que celles d'au moins un individu de la base, la fonction de score serait nulle et nous estimerions alors le CAP par la moyenne des CAP de ces individus. Nous pouvons compter au maximum  $n$  cas triviaux ( $n = 221$ ) sur les 36 864 combinaisons possibles dont il faut estimer le CAP.

Une partie de la traduction de cette méthode en un algorithme (langage c) pouvant tourner sur un ordinateur est disponible (cf. *annexe 1*).

### 3. Comparaison des résultats

Afin de tester la précision et la robustesse du modèle Tobit et de l'estimateur, nous utilisons une technique de bootstrap. Les techniques de bootstrap consistent à ré-échantillonner l'échantillon déjà existant.

Nous avons choisi de constituer un échantillon d'apprentissage (150 individus) et un échantillon test (71) qui permettent de tester les estimateurs. Cette proportion (2/3 et 1/3) correspond à une norme prise lors de l'application des techniques de bootstrap.

Les comparaisons, que ce soit au niveau de la précision ou encore au niveau de la robustesse, se feront à travers le CAP moyen (obtenu par le modèle Tobit et par l'estimateur alternatif) et du calcul de la SCE (somme du carré des écarts) :

$$SCE = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (5)$$

Ces moyennes seront réalisées sur cent mille répétitions afin d'éviter les biais du rééchantillonnage. Les différences notables de résultats entre le modèle Tobit et notre estimateur seront principalement identifiées à partir de la base de 71 individus n'ayant pas été pris en compte.

Les principaux résultats obtenus sont les suivants (*tableau 7*).

Nous constatons, face à ces résultats, que les CAP moyens du Tobit et de l'estimateur alternatif sont proches du CAP déclaré par les répondants (réciproquement

22,82 € et 20,30 € contre 21,81 € pour le CAP déclaré). Le CAP moyen révélé par le modèle Tobit semble supérieur à la moyenne de la base conduisant alors à une surestimation apparente du CAP de l'ordre de 5 %. L'estimateur que nous avons construit révèle quant à lui un CAP moyen inférieur au CAP moyen de la base induisant une sous-estimation de l'ordre de 7 %. Ces différences apparaissent peu importantes. La principale différence se situe essentiellement au niveau de la SCE moyenne. En effet, le Tobit révèle une SCE très largement supérieure à celle de notre estimateur (1093 contre 522, soit plus de deux fois plus grande). Ce constat signifie que ponctuellement les CAP estimés par le modèle Tobit peuvent être très différents des CAP déclarés. Les variations du CAP estimé par rapport au CAP déclaré peuvent ainsi apparaître, de façon individuelle, très différentes *via* une modélisation de type Tobit. Notre estimateur, quant à lui, permettrait de réduire cette différence d'estimation du CAP individuel (SCE inférieure). Il semble donc beaucoup plus précis dans le cadre d'une estimation individuelle du CAP.

\*  
\* \*

Nos travaux de recherche ont permis de souligner l'importance de la mise en œuvre de projets d'aménagement du territoire visant à réduire les impacts du ruissellement érosif au sein de la vallée du Commerce. En effet, notre traitement économétrique a permis d'estimer le CAP moyen/foyer de l'ordre de 22 €/an conduisant à un investissement potentiel annuel de l'ordre de 550 000 euros pour

Tableau 7. CAP moyens et SCE

	CAP Moyen	SCE moyenne
Tobit	22.82	1093
Estimateur alternatif	20.30	522

Source : les auteurs.

l'ensemble du territoire considéré. Les bénéfices perçus par les habitants sont donc quasi égaux aux coûts induits par la mise en place d'un programme de lutte contre le ruissellement. Ce constat justifierait l'intervention des collectivités pour un tel programme afin d'améliorer le bien-être de la population. À travers les échanges que nous avons pu avoir avec des experts du ruissellement, le coût d'un tel programme de lutte contre le ruissellement a pu être estimé entre 600 000 et 800 000 euros/an. Ce programme aurait intégré non seulement des actions de communication auprès de la population pour une meilleure information mais aussi des investissements lourds (de type bassins d'orage).

Au-delà de ces résultats, nous avons souhaité également mettre en œuvre une démarche alternative à l'évaluation du

Consentement à payer (CAP) généralement réalisée à travers l'utilisation de modèles paramétriques de type Tobit ou Probit/Logit. Les faiblesses de ces modèles nous ont conduits à vouloir créer un estimateur alternatif. Cet estimateur, visant à trouver le CAP de chaque observation, se construit à travers la minimisation de la fonction de score, en utilisant le CAP de l'individu le plus proche en termes de caractéristiques. Nos résultats soulignent alors que notre estimateur tend à sous-estimer légèrement le CAP moyen mais révèle une capacité à évaluer de façon plus précise le CAP individuel. La SCE est en effet deux fois plus faible par rapport au modèle Tobit. Notre estimateur apparaît ainsi plus robuste et plus précis que le modèle Tobit notamment sur les estimations individuelles du CAP. ■

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Arrow K., Solow R., Leamer E., Portney P., Randner R., Schuman H. (1993). Report of the NOAA panel on contingent valuations. *U. S. Federal register*, vol. 58, n° 10, pp. 4601-4614.
- Beaumais O., Laroutis D., Chakir R. (2008). Conservation versus conversion des zones humides : une analyse comparative appliquée à l'estuaire de la Seine. *Revue d'économie régionale et urbaine*, n° 4, pp. 565-590.
- Boardman A. E., Mallery W. L., Vining A. R. (1994). Learning from ex ante/ex post cost-benefit comparisons: the coqui halla highway example. *Socio-economic Planning Sciences*, n° 28, pp. 69-84.
- Brouwer R., Akter S., Brander L., Haque E. (2007). Socioeconomic vulnerability and adaptation to environmental risk: a case study of climate change and flooding in bangladesh. *Risk Analysis*, n° 27, pp. 313-326.
- Carson R. T. (1998). Valuation of tropical rainforests: Philosophical and practical issues in the use of contingent valuation. *Ecological Economics*, n° 24, pp. 15-29.
- Chambers C., Chambers P., Whitehead J. (1998). Contingent valuation of quasi-public goods: validity, reliability and application to valuing a historic site. *Public Finance Review*, vol. 26, n° 2, pp. 137-154.
- Colombo S., Calatrava-Requena J., Hanley N. (2006). Analysing the social benefits of soil conservation measures using stated preference methods. *Ecological Economics*, n° 58, pp. 850-861.
- Crastes R., Beaumais O., Arkoun O., Laroutis D., Mahieu P. A., Rulleau B., Hassani-Taïbi S., Barbu V. S., Gaillard D. (2014). Erosive runoff events in the european union: using discrete choice experiment to assess the benefits of integrated management policies when preferences are heterogeneous. *Ecological Economics*, n° 102, pp. 105-112.
- Dale V. H., Polasky S. (2007). Measures of the effects of agricultural practices on ecosystem Services. *Ecological Economics*, n° 64, pp. 286-296.
- Edgar R. C. (2009). Optimizing substitution matrix choice and gap parameters for sequence alignment. *BMC Bioinformatics*, vol. 10, n° 396.
- Hess J., Turner S. (2017). *Accuracy of risk assessment in corrections population management, in Handbook on Risk and Need Assessment: Theory and Practice*. Taylor & Francis Eds, New York, pp. 93-113.
- Hudson N. W. (1971). *Soil Conservation*. Cornell University Press. Ithaca, NY, p. 319.
- Jayasuriya R. T. (2003). Measurement of the scarcity of soil in agriculture. *Resources Policy*, n° 29, pp. 119-129.
- Johnston R. J., Boyle K. J., Adamowicz W., Bennett J., Brouwer R., Cameron T. A., Hanemann W. M., Hanley N., Ryan M., Scarpa R., Tourangeau R., Vossler C. A. (2017). Contemporary Guidance for Stated Preference Studies. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, vol. 4, n° 2, pp. 319-403.
- Kanchanaroek Y., Aslam U. (2018). Policy Schemes for the transition to sustainable agriculture – Farmer preferences and spatial heterogeneity in northern Thailand. *Land Use Policy*, n° 78, pp. 227-235.
- Keul F., Hess M., Goesele M., Hamacher K. (2017). PFASUM: a substitution matrix from Pfam structural alignments. *BMC Bioinformatics*, vol. 18, n° 293.
- Knowler D., Bradshaw B. (2007). Farmers' adoption of conservation agriculture: A review and synthesis of recent research. *Food Policy*, n° 32, pp. 25-48.
- Laroutis D., Taïbi S. (2011). Discriminant Analysis versus Random Forests on Qualitative Data: Contingent Valuation Method applied to Seine Estuary Wetlands. *International Journal of Ecological Economics & Statistics*, vol. 20, n° 11, pp. 1-19.
- Li T., Fooks J. R., Messer K. D., Ferraro P. J. (2019). A field experiment to estimate the effects of anchoring and framing on residents' willingness to purchase water runoff

- management technologies. *Resource and Energy Economics*, Article In press, p. 10.
- Loomis J. B., Kent P., Strange S., Fausch K., Covich A. (2000) Measuring the total economic value of restoring ecosystem services in an impaired river basin: results from a contingent valuation survey. *Ecological Economics*, n° 33, pp. 103-117.
- Loomis J. B., Walsh R. G. (1997). *Recreation Economic Decisions: Comparing Benefits and Costs*. Second ed. Venture Publishing, Inc, State College, PA, pp. 159-176
- Mahbubul A. (2018). Ecological and economic indicators for measuring erosion control services provided by ecosystems. *Ecological Indicators*, n° 95, pp. 695-701.
- Martin P., Ronfort C., Laroutis D., Souchère V., Sebillotte C. (2014). Cost of best management practices to combat agriculture runoff and comparison with the local populations' willingness to pay: Case of the Austreberthe watershed (Normandy, France). *Land Use Policy*, n° 38, pp. 454-466.
- Matthews Y., Scarpa R., Marsh D. (2017). Using virtual environments to improve the realism of choice experiments: a case study about coastal erosion management. *Journal of Environmental Economics and Management*, n° 81, pp. 193-208.
- Milanesi J. (2011). Une histoire de la méthode d'évaluation contingente. *Genèse*, n° 84, pp. 6-24.
- Mitchell R., Carson R. (1989). *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*. Resources for the Future, Washington DC, 441 p.
- National Research Council (1995). In Lander E.-S., Waterman M.-S., *Calculating the Secrets of Life: Applications of the Mathematical Sciences in Molecular Biology*. National Academies Press, Avril 1995, Washington DC, 300 p.
- Nayak T. T., Jaiswal R. K., Galkate R. V., Thomas T. (2018). *Impact assessment of alternate land cover and management practices on soil erosion: A case study*. In Hydrologic Modeling, pp. 211-223.
- Panagos P., Borelli P., Poesen J., Ballabio C., Lugato E., Meusburger K., Montanarella L., Alewell C. (2015). The new assessment of soil loss by water erosion in Europe. *Environmental Science & Policy*, n° 54, pp. 438-447.
- Prosdociami M., Tarolli P., Cerdà A. (2016). Mulching practices for reducing soil water erosion: A review. *Earth-Science Reviews*, n° 161, pp. 191-208.
- Reiling S. D., Boyle K. J., Cheng H., Phillips M. L. (1989). Contingent Valuation of a Public Program to Control Black Flies. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, n° 18, pp. 126-134.
- Rekola M. (2004). *Incommensurability and uncertainty in contingent valuation: willingness to pay for forest and nature conservation policies in Finland*. Doctoral dissertation, University of Helsinki, 108 p.
- Spalevic V., Vujacic D., Barivic G., Simunic I., Moteva M., Tanaskovikj V. (2015). Soil erosion evaluation in the Rastocki Potok Watershed of Montenegro using the erosion potential Method. *2nd International Symposium for Agriculture and Food – ISAF 2015*, Faculty of Agricultural Sciences and Food, Skopje, 7-9 October, Ohrid, Macedonia.
- Swanson B., Claar J. (1984) The history and development of agricultural extension. In Swanson B. (ed.), *Agricultural extension, a reference manual*, FAO, pp. 1-19.
- Souchère V., King C., Dubreuil N., Lecomte-Morel V., Le Bissonnais Y., Chalal M. (2003). Grassland and crop trends: role of the European Union Common Agriculture Policy and consequences for runoff and soil erosion. *Environ. Science & Policy*, n° 6, pp. 7-16.
- Upstill G., Yapp T. (1987) Offsite costs of land degradation. In Chisolm A., Dumsday R. (eds.), *Land degradation: Problems and policies*. Cambridge, UK, Cambridge University Press, pp. 99-107.
- Yelkouni M. (2005). Évaluation contingente des ressources naturelles : le cas de la forêt de Tiogo au Burkina Faso. *Économie appliquée*, n° 58, pp. 139-160.
- Zhongmin X., Guodong C., Ziquiang Z., Zhiyong S., Loomis J. (2003). Applying contingent valuation in China to measure the total economic value of restoring ecosystem services in Ejina region. *Ecological Economics*, n° 44, pp. 345-358.

## ANNEXE

## Annexe 1. Extrait de l'algorithme (estimateur alternatif)

```

const int   MaxModalite=7,N=221,NbFact=12,NEst=150;
const char
    facteur[17][10]={"Num","Q1Habite15","Q34aEnv","Q9a1","Q11bis","Q23","
Q26","Q27","S4","S5bis","S7sans3","S82","Q15CAP","Q15Est","Q15Fait","Obs"};
const double   ConstEco=10;

double       cKiss,tmp;
int          T[16][221]={réponse du questionnaire },
            EchBoot[221][30]={echantillon bootstrap} ;

double
    CAPM=0,Freq[12][7],modalite[12][7],moyenne[12][7],variance[12][7],pen
alite[12][7],estimation[221][3][5],CAP[3][3][4][3][3][5][4][5][5][3][3];
unsigned long   i=0,j=0,k=0;

double Kiss()
{génération d'une valeur aléatoire entre 0 et 1}

void Calcul_Modalite()
{
    int i,j,k,test,tmp;

    for (i=1;i<NbFact;i++)
        modalite[i][0]=0;
    for (i=1;i<NbFact;i++)
        for (j=0;j<N;j++)
            {
                test=1;
                for (k=1;k<=modalite[i][0];k++)
                    if (T[i][j]==modalite[i][k])
                        {
                            k=modalite[i][0]+1;
                            test=0;
                        }
                if (test==1)
                    {
                        modalite[i][0]=modalite[i][0]+1;
                        tmp=modalite[i][0];
                        modalite[i][tmp]=T[i][j];
                    }
            }
    modalite[0][0]=1;
    for (i=1;i<NbFact;i++)
        modalite[0][0]=modalite[0][0]*modalite[i][0];
}

void Calcul_Moy_Var()
{
    int i,j,k,nb;
    double S,S2;

    for (i=1;i<NbFact;i++)
        for (j=1;j<=modalite[i][0];j++)
            {
                nb=0;
                S=0;
                S2=0;
            }
}

```

```

        for (k=0;k<N;k++)
            if ((T[i][k]==modalite[i][j]) & (T[15][k]==1))
                {
                    nb++;
                    S=S+T[12][k];
                    S2=S2+pow(T[12][k],2);
                }
        moyenne[i][j]=S/nb;
        variance[i][j]=S2/nb-pow(moyenne[i][j],2);
    }
    variance[0][0]=0;
    for (i=1;i<NbFact;i++)
        for (j=1;j<=modalite[i][0];j++)
            if (variance[i][j]>variance[0][0])
                variance[0][0]=variance[i][j];
}

void Calcul_Pen()
{
    int i,j;

    for (i=0;i<MaxModalite;i++)
        for (j=0;j<NbFact;j++)
            penalite[i][j]=0;
    for (i=1;i<NbFact;i++)
        for (j=1;j<=modalite[i][0];j++)
            penalite[i][j]=ConstEco-variance[i][j]/variance[0][0];
}

void Calcul_Estim_CAPTous()
{
    double diff=0,estim_tmp,CAPTtot=0,estim[3];
    int
a1,a2,a3,a4,a5,a6,a7,a8,a9,a10,a11,i,indice,j,k,l,m,mem[222],stop1;
    long compt=0;

    for (i=1;i<3;i++)
        estim[i]=0;
    for (a1=1;a1<=modalite[1][0];a1++)
    for (a2=1;a2<=modalite[2][0];a2++)
    for (a3=1;a3<=modalite[3][0];a3++)
    for (a4=1;a4<=modalite[4][0];a4++)
    for (a5=1;a5<=modalite[5][0];a5++)
    for (a6=1;a6<=modalite[6][0];a6++)
    for (a7=1;a7<=modalite[7][0];a7++)
    for (a8=1;a8<=modalite[8][0];a8++)
    for (a9=1;a9<=modalite[9][0];a9++)
    for (a10=1;a10<=modalite[10][0];a10++)
    for (a11=1;a11<=modalite[11][0];a11++)
    {
        compt++;
        estim[0]=100;
        mem[0]=0;
        for (j=0;j<N;j++)
            {
                estim_tmp=0;
                if (modalite[1][a1]!=T[1][j])
                    estim_tmp=estim_tmp+penalite[1][a1];
                if (modalite[2][a2]!=T[2][j])
                    estim_tmp=estim_tmp+penalite[2][a2];
                if (modalite[3][a3]!=T[3][j])
                    estim_tmp=estim_tmp+penalite[3][a3];
                if (modalite[4][a4]!=T[4][j])
                    estim_tmp=estim_tmp+penalite[4][a4];
            }
    }
}

```

```
        if (modalite[5][a5]!=T[5][j])
            estim_tmp=estim_tmp+penalite[5][a5];
        if (modalite[6][a6]!=T[6][j])
            estim_tmp=estim_tmp+penalite[6][a6];
        if (modalite[7][a7]!=T[7][j])
            estim_tmp=estim_tmp+penalite[7][a7];
        if (modalite[8][a8]!=T[8][j])
            estim_tmp=estim_tmp+penalite[8][a8];
        if (modalite[9][a9]!=T[9][j])
            estim_tmp=estim_tmp+penalite[9][a9];
        if (modalite[10][a10]!=T[10][j])
            estim_tmp=estim_tmp+penalite[10][a10];
        if (modalite[11][a11]!=T[11][j])
            estim_tmp=estim_tmp+penalite[11][a11];
        if (estim_tmp<estim[0]&T[15][j]>0)
        {
            estim[1]=T[15][j];
            estim[2]=T[12][j]*T[15][j];
            estim[0]=estim_tmp;
        }
        else
            if (estim_tmp==estim[0]&T[15][j]>0)
            {
                estim[1]=estim[1]+T[15][j];
                estim[2]=estim[2]+T[15][j]*T[12][j];
            }
        if (estim_tmp==0)
        {
            mem[0]++;
            mem[mem[0]]=j;
        }
        }
        estim[2]=estim[2]/estim[1];
        CAPtot=CAPtot+estim[2];
CAP[a1][a2][a3][a4][a5][a6][a7][a8][a9][a10][a11]=estim[2];
    }
}

main()
{
    int i;

    for (i=0;i<30;i++)
    {
        CAPM=0;
        Calcul_Modalite();
        Calcul_Moy_Var();
        Calcul_Pen();
        Calcul_Estim_CAPTous();
    }
    {Ecriture des résultats}
}
```