

# Bénéfices et coûts de la protection de l'eau : application de l'approche contingente à la pêche sportive

Francois Bonnieux, Dominique Vermersch

► **To cite this version:**

Francois Bonnieux, Dominique Vermersch. Bénéfices et coûts de la protection de l'eau : application de l'approche contingente à la pêche sportive. *Revue d'Economie Politique*, Editions Dalloz, 1993, 103 (1), pp.131-152. <hal-01594132>

**HAL Id: hal-01594132**

**<https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01594132>**

Submitted on 26 Sep 2017

**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.

FB 81  
154470

A  
R  
T  
I  
C  
L  
E  
S

**François Bonnieux**

*INRA (Centre de Rennes)*

**Dominique Vermersch (\*)**

*INRA (Centre de Rennes)*

**Bénéfices et coûts  
de la protection de l'eau :  
application de l'approche contingente  
à la pêche sportive**

***Benefits and Costs  
of Water Preservation :  
using the Contingent Approach  
to value Sport Fishing***

Actifs naturels - Méthode d'évaluation contingente - Biens rationnés - Modèle Tobit - Pêche de loisirs

*Natural Assets - Contingent Valuation Method - Rationed Goods - Tobit Model - Recreational Fishing*

(\*) Les auteurs tiennent à remercier P. RAINELLI et un lecteur anonyme pour leur lecture attentive de cet article et leurs suggestions.

*Rev. écon. pol.* 103 (1) janv.-févr. 1993

**Résumé.** — Les pêcheurs sportifs sont parmi les principaux bénéficiaires d'une amélioration de la qualité de l'eau. Aussi cet article est-il consacré à une évaluation de la pêche au saumon et à la truite de mer. Il s'appuie sur les résultats d'enquêtes de terrain et d'enquêtes postales qui portent sur quatre rivières. Au-delà de la fourniture d'informations générales sur les pêcheurs (coût d'une saison de pêche, surplus du pêcheur) un objectif de ces enquêtes était d'évaluer *ex ante* des mesures de gestion des pêcheries. Pour ce faire on a utilisé l'approche contingente en recourant au système de la carte de réponse. Pour la truite de mer on s'est intéressé aux avantages en termes monétaires, que pourrait entraîner un allongement du parcours de pêche. À partir du programme dual de minimisation des dépenses, on montre que le consentement à payer des pêcheurs peut être représenté par un modèle Tobit. Il est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance et conduit à des évaluations du consentement à payer agrégé.

**Summary.** — *Most benefits of water quality improvement involve non-market goods. Among them sport fishing plays an important role. This paper deals with this activity and considers salmon and sea-trout angling in France. The valuation experiment concerns four rivers, three predominantly for salmon and one predominantly for sea-trout. It combines onsite surveys and mail surveys.*

*Onsite surveys were run during the 1990 fishing season. They used a common questionnaire designed to provide background material on anglers' characteristics, fishing experience and effort, and expenditures it gives sufficient information to apply the travel cost approach on micro data so estimates of the surplus of a fishing day are provided. The general objective of the contingent experiment was to derive an ex ante assessment of several proposals dealing with fishery management.*

*The sea-trout case is emphasized. There are new opportunities, to increase the length of banks available for angling but these banks are privately owned so angling societies wish to obtain an access to the river in order to increase recreational angling supply and therefore improve the fishing for their members. One possibility would be to buy a narrow corridor along the river provided enough money is collected. Therefore people were asked to voluntarily participate in a fund to buy extra km of river banks, knowing they would be entitled to fish freely for three years. The payment card elicitation method has been used in order to derive the WTP for the first 5 km and then to buy 5 more.*

*There is a game angling market and people will pay something: a license to join angling societies and specific fees. Therefore a positive WTP implicitly means a greater demand. For those who reject the deal there is empirical evidence that some of them are unsatisfied with their fishing experience and that others only fish a small portion of the river. The comments they made show they would like to reduce the fishing fees. To deal with both categories a Tobit model has been specified. It is used to estimate mean WTP. Assuming the surveyed individuals to be representative of individuals angling in the river it has been possible to derive an aggregate amount for extra km. We got a higher value for the first 5 km section than for the second section. It is consistent with theory and moreover this value interval includes market price for river banks.*

L'application de la loi sur l'eau du 16 décembre 1964 s'est traduite par l'instauration de redevances perçues par les agences de bassin et dont le produit sert à financer des investissements de lutte contre la pollution. Ce dispositif a permis d'engager une lutte efficace contre les pollutions classiques, comme le montre la diminution des rejets de matières en suspension, de matières oxydables et surtout de matières toxiques par les industries (Conseil économique et social [1991]; p. 54). Ce système de redevances a donc eu des effets incitatifs en favorisant l'adoption de techniques moins polluantes. Les discussions récentes à l'occasion de

la refonte du droit sur l'eau ont conduit à s'interroger sur son extension à l'agriculture. Le dépassement fréquent dans les zones d'agriculture intensive de la norme européenne de 50 mg de nitrates par litre d'eau sert de toile de fond à ces interrogations.

Une part appréciable de la pollution existante peut être attribuée à des sources diffuses qu'il s'agisse des foyers non raccordés aux stations d'épuration ou des activités productives. Il est difficile d'évaluer la contribution des différents secteurs, mais il ne fait guère de doute que l'agriculture a une responsabilité particulière dans la contamination des eaux par les nitrates, les phosphates et divers produits toxiques, du fait du développement de l'élevage hors-sol et de l'utilisation massive d'engrais et de pesticides.

L'extension du système de redevances aux pollutions d'origine agricole est rendue délicate compte tenu de l'existence de discontinuités spatiales et temporelles, qui ne permettent pas de déterminer les fonctions de dommages. Une solution du problème d'économie publique posée consiste à taxer les inputs polluants (engrais, pesticides, aliments du bétail). C'est la voie suivie par certains pays (Suède, Norvège). Sans être une solution de premier rang, elle favorise l'adoption de techniques agricoles moins polluantes, au moindre coût pour le secteur dès lors que le produit de la redevance est redistribué. On a pu montrer l'efficacité potentielle de cette politique dans le cas de la France (Vermersch *et al.* [1991], Rainelli [1991]).

Outre les coûts privés supportés par les agriculteurs, la mise en place de cette politique se traduirait par des coûts administratifs, de vulgarisation et de recherche. L'ensemble de ces coûts doit donc être confronté aux avantages que l'on peut en attendre. Une amélioration de la qualité de la ressource se traduirait tout d'abord par des gains pour les producteurs d'eau potable, relativement faciles à appréhender tout au moins pour ce qui concerne les nitrates (Finck et Hasse [1987]). Mais les gains les plus importants concernent les services non-marchands liés à l'eau (activités récréatives, pêche de loisir), c'est ce qui ressort des travaux empiriques réalisés jusqu'ici (Freeman [1982], Opschoor [1986], Schulz [1986]). L'amélioration du bien-être de la population qui pourrait résulter d'une amélioration de la qualité, sans qu'aucun usage ne soit impliqué, apparaît par ailleurs relativement importante (Hanley [1991]).

Ainsi les coûts supplémentaires supportés par la société pour améliorer la qualité de l'eau seraient justifiés par des bénéfices non-marchands et notamment ceux procurés par la pêche sportive. Cet article développe une réflexion théorique débouchant sur des évaluations. A partir de l'observation des comportements on discute d'abord de la valeur économique de cette activité de loisir en considérant les dépenses qu'elle implique et le surplus des pêcheurs. Puis on envisage une modification potentielle des conditions de pêche qui correspond à un accroissement d'offre d'un bien public. On se place dans un scénario hypothétique et on montre comment l'approche contingente permet d'apprécier les variations de surplus.

## 1. Valeur économique de la pêche sportive

La pêche est l'une des activités de loisir de plein air les plus pratiquées puisqu'elle concernait 43 % des Français de plus de 14 ans en 1987-1988, pourcentage nettement plus élevé que celui constaté pour la chasse, la randonnée, le vélo ou le jeu de boules (INSEE, [1989]). Cette observation est valable dans de nombreux pays et par exemple aux États-Unis, la pêche est une activité de loisir pour 29 % des familles (Walsh [1986], p. 20). Mais ces pourcentages sont trompeurs car ils regroupent des individus dont les pratiques sont extrêmement variables et dans la majorité des cas il ne s'agit pas d'une activité régulière. Ainsi 6,7 % seulement des Français de plus de 14 ans pêchent plus de 12 fois durant l'année. A ces disparités que l'on retrouve pour d'autres loisirs s'ajoute une opposition de comportement selon le sexe. Il s'agit d'un loisir masculin et à titre d'exemple en France, parmi les couples, il y a 12 % d'hommes qui pratiquent plus de 12 fois par an et seulement 2,3 % de femmes.

Les données américaines qui sont parmi les plus complètes sur la question, montrent que le taux de participation des familles à revenu moyen est nettement plus élevé que celui des familles à revenu faible, tandis qu'il diminue légèrement lorsqu'on passe à la catégorie des revenus les plus élevés (Walsh [1986], p. 20). Cette baisse que l'on constate aussi pour la chasse ne s'observe pas pour l'ensemble des loisirs de plein air, qu'ils aient un caractère sportif (bicyclette, jogging, équitation) ou qu'ils soient étroitement liés à la nature (promenade, découverte du milieu, observation des oiseaux, photographie de la faune). En fait la pêche de loisir est une catégorie composite qui agrège des activités diversifiées, parmi lesquelles certaines ont les caractéristiques d'un bien inférieur. Les pêcheurs sont d'ailleurs capables de classer ces activités et situent la pêche sportive aux salmonidés en haut de l'échelle (Vaughan et Russell [1982], p. 39). Il est intéressant de noter que les préférences des pêcheurs sont cohérentes avec une échelle synthétique de qualité de l'eau puisque la présence de truites et de saumons n'est possible que si un ensemble de paramètres de l'eau (acidité, concentration en oxygène dissous, température, particules en suspension) respecte des valeurs critiques.

Outre une eau d'excellente qualité, la pêche aux salmonidés migrateurs (saumon et truite de mer) exige beaucoup de temps de loisir et de technicité, et occasionne des dépenses élevées. C'est en ce sens un loisir haut de gamme qui assure une différenciation sociale marquée. Il ne concerne donc qu'une minorité de pêcheurs, on n'a compté en France en 1990 que 3 000 pêcheurs de saumon et 3 300 pêcheurs de truite de mer sur un total d'environ 2,7 millions. Au Canada, dans l'ensemble formé par le Québec et les provinces maritimes où les

ressources en saumon atlantique sont beaucoup plus importantes, cette catégorie ne représentait en 1985 que 122 000 pêcheurs sur un total proche de 2 millions.

## 1.1. Enquêtes de terrain

En l'absence de toute information fiable sur les pêcheurs aux salmonidés migrateurs en France, on a procédé à des enquêtes de terrain pendant toute la durée de la saison de pêche 1990. Il s'agissait de caractériser cette population et sa pratique de pêche (expérience, effort), d'évaluer les dépenses correspondantes et de dériver une estimation du surplus du pêcheur afin de disposer d'indicateurs de valeur économique de la pêche sportive. Les enquêtes ont porté sur trois rivières à saumon (l'Elorn située dans le Finistère, la Sée et la Sélune dans la Manche) qui intéressent 20 % des pêcheurs et une rivière à truite de mer (la Touques située dans le Calvados) qui attire 40 % des pêcheurs.

Une information préalable sur ces enquêtes a pu être donnée par l'intermédiaire des associations de pêche et des médias locaux, ce qui a favorisé leur réalisation. Les enquêteurs ont été très bien accueillis puisqu'il n'y a eu que deux refus de réponse de la part d'individus suspectés de braconner. Le questionnaire avait été conçu de telle sorte que l'entretien n'excède pas les 20 minutes, mais cette durée a été le plus souvent dépassée, les pêcheurs désirant ajouter des commentaires qui se sont révélés utiles pour interpréter les résultats et qui sont pertinents pour améliorer la gestion des rivières. La seule question pour laquelle le taux de non-réponse est significatif porte sur le revenu. Les pêcheurs étaient invités à situer le revenu de leur famille sur une échelle assez détaillée puisqu'elle comptait 17 catégories, 75 % d'entre eux ont fourni une réponse qui est cohérente avec leur âge et leur catégorie socio-professionnelle. Le taux de non-réponse est plus élevé parmi les pêcheurs les plus âgés mais est du même ordre que celui d'enquêtes comparables. Enfin notons que 85 % des pêcheurs ont accepté de donner leur adresse ce qui a permis de leur adresser un compte rendu des résultats et de réaliser une enquête par voie postale par la suite.

Le risque de biais d'échantillonnage dans les enquêtes sur site est élevé. On a pu pour la pêche au saumon constituer une base de sondage avec le nom et l'adresse des individus. La représentativité de l'échantillon selon l'origine géographique des pêcheurs a pu ainsi être vérifiée. Ce contrôle est important puisque la distance du domicile au lieu de pêche est une des principales variables qui expliquent le comportement des pêcheurs. Pour la truite de mer il n'a pas été possible de faire cette vérification, on a donc fait l'hypothèse que cette catégorie de pêcheurs avait un comportement identique à celle des pêcheurs de saumon et qu'il n'y avait donc pas de biais d'échantillonnage.

## 1.2. Caractéristiques des pêcheurs

On a pu constituer un échantillon total de 350 pêcheurs répartis à peu près également entre pêcheurs de saumon et de truite de mer, ce qui correspond à des taux de sondage de 25 % et 14 % (tableau 1). Les pêcheurs sportifs sont des hommes (on n'a pu rencontrer que 4 femmes) qui appartiennent à des milieux sociaux favorisés. On observe en effet une prédominance des techniciens, des cadres et des membres des professions libérales, et 22 % d'entre eux déclarent un revenu mensuel supérieur à 18 000 F. Cette prédominance est moins marquée chez les pêcheurs locaux, habitant à moins de 50 km, qui viennent pour la journée et représentent 63 % de l'échantillon, que chez les autres pêcheurs qui se déplacent moins souvent mais séjournent volontiers un week-end ou davantage. Cet arbitrage selon la distance à parcourir entre nombre de visites et durée du séjour est bien connu en économie des loisirs (Bell et Leeworthy [1990]) mais source de difficultés lorsque l'on applique une méthode d'évaluation du surplus comme la méthode du coût de déplacement. Il faut en effet pour mesurer la fréquentation en unités de visite homogènes faire des choix relativement arbitraires. En revanche la pêche sportive ne soulève pas les problèmes d'imputation de coûts que l'on rencontre lorsque le déplacement a plusieurs motivations : 96 % des pêcheurs que nous avons interrogés ne se déplacent que pour pêcher. Au Canada le pourcentage correspondant est de 90 % pour les pêcheurs de saumon atlantique non résidents mais descend à 70 % pour les autres catégories de pêcheurs non résidents (Tuomi [1987]).

Les données du tableau 1 complétées par des résultats plus détaillés (Bonniex *et al.*, 1991) montrent que l'effort de pêche apprécié par le matériel mis en œuvre, le nombre de visites et leur durée moyenne est considérable. La pêche au saumon implique des séjours plus longs au bord de la rivière que la pêche à la truite de mer, ce qui est reflété par l'écart de 2 h entre durées moyennes des visites. De plus les pêcheurs de saumon sont beaucoup plus impliqués dans cette activité d'où des visites plus fréquentes, on aboutit ainsi à une durée de pêche sur l'ensemble de la saison de l'ordre de 330 h alors que la moyenne est de 120 h pour la truite de mer, ce qui reste très élevé pour un loisir. Cette différence de comportement va expliquer en grande partie la différence du coût d'une saison de pêche.

Les pêcheurs de saumon fréquentent plus volontiers d'autres rivières que les pêcheurs de truite de mer puisque 63 % contre 30 % pratiquent la pêche sportive sur des rivières substitués bien qu'ils soient satisfaits puisque 90 % d'entre eux ont l'intention de revenir la saison suivante. La qualité d'un parcours dépend de l'abondance de la ressource mais le degré de satisfaction n'est pas simplement lié aux captures qui sont peu nombreuses pour le saumon atlantique : 3,8 saumons toutes les trois saisons dans notre échantillon. Au Canada où la ressource est beaucoup plus abondante le nombre de captures par pêcheur en 1985 variait de 1,9

**Tableau 1. Données de base sur la pêche aux salmonidés migrateurs**

	Saumon	Truite de mer
Nombre de pêcheurs 1990 (*)	680	1 300
Taille échantillon	173	177
Taux de sondage	0.25	0.14
<b>Données moyennes sur les pêcheurs</b>		
Age (années)	45	40
Expérience en années	15	7
Effort (heure/jour de pêche)	7	5
Valeur du matériel (F) (²)	5 560	5 140
Distance aller-retour domicile lieu de pêche (km)	162	176
Droits de pêche (F. an) (³)	1 217	959
Coût d'une saison de pêche (⁴)	8 544	5 759

(\*) Estimation : pêche au saumon (Elorn, See et Sélune) pêche à la truite de mer (Touques).

(²) Moulinets, cannes et lignes.

(³) Cotisations, parts de société, timbres.

(⁴) Coûts de transport, d'hébergement, droits de pêche et amortissement sur cinq ans du matériel.

en Nouvelle-Écosse à 4.2 à Terre-Neuve. Les captures de truite de mer sont nettement plus nombreuses avec une moyenne par saison de 3,5 (48 % toutefois des pêcheurs n'ont rien attrapé) ce qui ne se traduit pas par un degré de satisfaction plus élevé que pour le saumon.

Une analyse détaillée montre que l'effort et l'expérience ont un effet positif sur le niveau des captures. Ainsi un apprentissage de l'ordre de 5 ans se révèle nécessaire pour réussir, mais compte tenu de la fatigue l'effort tend à diminuer avec l'âge ce qui compense l'effet de l'expérience au-delà de la soixantaine. Tout comme au Canada on a montré que le niveau des captures était plus élevé parmi les pêcheurs locaux. À côté de l'équipement et du travail, la fonction de production de la pêche sportive fait donc intervenir la technicité du pêcheur et la connaissance du milieu.

### 1.3. Dépenses et surplus des pêcheurs

Le coût élevé d'une saison de pêche sportive ressort des données moyennes du tableau 1. L'écart entre les deux catégories de pêche est dû aux différences d'effort de pêche, d'amortissement du matériel (cannes et moulinets) et de droits de pêche (le prix du timbre saumon est plus élevé que celui du timbre truite de mer). La distance moyenne



parcourue par les pêcheurs est assez élevée, mais proche de celle constatée dans des cas où la fréquentation est régulière au cours de la saison, on peut citer une moyenne de 158 km dans le Maryland aux États-Unis (Walsh [1986], p. 114). Le coût d'une saison de pêche est nettement inférieur pour les pêcheurs locaux que pour ceux qui habitent à plus de 50 km puisque, la moyenne s'établit respectivement à 4 855 F et 9 450 F. Ces chiffres peuvent être rapprochés de ceux obtenus pour l'Angleterre et le Pays-de-Galles en 1988 pour les pêcheurs de salmonides migrateurs (Radford *et al.* [1991]). La moyenne actualisée s'établit pour 1990 à 4 270 F, mais il y a une très forte variabilité selon les régions (de 2 960 F à 10 460 F) le pourcentage de non-résidents se situant entre 10 % et 43 % selon les cas. Le coût moyen d'une saison de pêche au saumon atlantique au Canada (Tuomi [1987]) atteindrait 8 865 F aux prix de 1990, ce qui est très proche de la valeur que nous avons obtenue pour le saumon.

On sait que l'estimation du surplus du consommateur par la méthode du coût de déplacement est fragile. Le résultat est en effet très sensible au choix de la forme fonctionnelle, à la prise en compte ou non de substituts et du coût d'opportunité du temps de transport, aussi doit-on considérer les valeurs publiées comme des ordres de grandeur. Ces facteurs de variabilité des résultats inhérents à la méthode mis à part, la recension des travaux américains montre que la valeur du surplus du pêcheur dépend étroitement du type de pêche (Vaughan et Russell [1982], Walsh [1986], p. 237).

Les calculs de surplus que nous avons faits à partir des données individuelles tiennent compte des coûts variables de transport et des coûts d'hébergement. La distance parcourue est introduite comme variable explicative et reflète donc le coût d'opportunité du temps. Les autres déterminants de la demande qui ont été considérés sont le revenu, la valeur du matériel et la fréquentation d'une rivière substituable. On aboutit ainsi à un surplus par jour de pêche compris entre 160 F pour la truite de mer et 280 F à 400 F pour le saumon. Ces valeurs constituent des ordres de grandeur et peuvent être rapprochées de celles obtenues en Norvège (Navrud [1991]) : 130 F pour deux rivières à truite, 250 F pour deux rivières à saumon et de 100 à 230 F pour deux rivières à saumon et truite de mer. Elles sont évidemment plus élevées que certaines valeurs moyennes utilisées aux États-Unis pour calculer les bénéfices tirés des loisirs liés à l'eau, puisque ces dernières agrègent tous les types de pêche (Hansen et Hallam [1990]). Elles conduisent à un surplus agrégé par saison, d'environ 10 millions de F pour le saumon et les trois rivières étudiées et de 5 millions pour la pêche à la truite de mer sur la Touques.

## 2. Réalisation des analyses contingentes

Les évaluations qui viennent d'être présentées sont fondées sur l'observation des comportements des pêcheurs et correspondent donc à une valorisation *ex post*. Si l'on cherche quelles mesures de gestion des rivières sont susceptibles d'engendrer des bénéfices supplémentaires pour les pêcheurs sportifs, on se trouve alors dans un contexte d'évaluation *ex ante*. Pour ce faire on a utilisé l'approche contingente. Son principe est très simple, les pêcheurs sont placés dans une situation hypothétique et sont conduits à révéler leur consentement à payer pour bénéficier d'un accroissement des services rendus par la rivière. La situation de référence est ici celle qui prévaut avant la mise en place de ces nouvelles mesures de gestion, le consentement à payer estime donc le surplus compensateur hicksien (Desaigues et Lesgards [1992]).

### 2.1. Réflexions sur l'approche contingente

L'idée d'utiliser une méthode directe pour valoriser les ressources naturelles est ancienne (Ciriacy-Wantrup [1947]) mais n'a été mise en œuvre qu'à partir des années soixante. Jusqu'à ce que Bohm ([1972, 1979]) montre que le problème du passager clandestin pouvait être traité simplement par une stratification convenable de l'échantillon, on a eu tendance à surestimer l'importance des difficultés posées par le comportement stratégique des individus, les praticiens étant très influencés par Samuelson [1954]. Le développement de l'approche contingente a été très rapide depuis une quinzaine d'années et a été favorisé par le fait qu'on s'est rapidement rendu compte que l'application de méthodes fondées sur les comportements observés (méthode hédoniste et méthode du coût de déplacement) posait plus de problèmes qu'on ne l'avait imaginé au départ. La flexibilité de l'approche contingente avec en particulier la possibilité d'aborder des valeurs qui ne sont pas liées à un usage (valeur intrinsèque de la nature, valeur d'existence d'une espèce), explique l'engouement dont elle bénéficie. La multiplication des travaux empiriques a permis progressivement d'établir une méthodologie (Mitchell et Carson [1989], Bateman *et al.* [1991]) qui débouche sur des évaluations utilisables dans les analyses coûts-bénéfices et acceptables, tout au moins aux États-Unis, dans les procès portant sur les dommages à l'environnement.

L'utilisation d'une question ouverte pour obtenir le consentement à payer, a été rejetée dès l'origine au profit de procédures de révélations des préférences plus sophistiquées. Les jeux d'enchères qui ont été très employés, sont relativement lourds à mettre en place et il est de plus

difficile d'éliminer le biais inhérent au choix de l'enchère de départ. C'est ce qui explique la diffusion rapide de la carte de paiement, avec des modalités variées. C'est en effet une technique simple à mettre en œuvre, en particulier par voie postale, avec des risques de biais limités. A cet égard cependant les méthodes de référendum sont préférables puisque l'on se rapproche du fonctionnement d'un marché de concurrence parfaite : la personne interrogée est confrontée à une valeur qu'elle accepte si celle-ci est inférieure ou égale à son consentement à payer, et qu'elle refuse dans le cas contraire. Outre les difficultés statistiques que pose la détermination d'un consentement à payer moyen à partir de réponses binaires, ces méthodes nécessitent de grands échantillons puisque la valeur proposée est tirée dans une loi de probabilité. Nous avons donc choisi la carte de paiement pour obtenir le consentement à payer des pêcheurs.

Le manque d'information des individus sur le bien à valoriser et l'absence de crédibilité de la transaction proposée (politique proposée et mode de paiement) vont se traduire par des refus de réponse et des réponses extrêmes, entraînant des biais d'estimation du consentement à payer moyen. Mais les véritables biais de l'approche contingente seraient dus à la nature hypothétique de la transaction. Le biais hypothétique est donc défini simplement comme l'erreur potentielle induite parce que la personne interrogée n'est pas confrontée à une situation réelle de marché (Schulze *et al.* [1981]). La question difficile à trancher est alors de savoir s'il s'agit d'une erreur systématique qui remettrait en cause la validité de l'approche, ou d'une erreur aléatoire habituelle dans tout processus de mesure. La validité, seul problème réel, a été examinée à la fois sous l'angle de la cohérence avec la théorie et de la convergence entre diverses évaluations d'un même bien. A partir de comparaisons entre évaluations contingentes et transactions sur des marchés réels ou simulés, ainsi que des comparaisons avec des évaluations obtenues par d'autres méthodes, Mitchell et Carson ([1989], chapitre 9) concluent à l'absence d'erreur systématique, ce qui conduit Carson ([1991], p. 140) à contester l'existence d'un biais lié à la nature hypothétique de la question.

La pêche sportive se prête particulièrement bien à l'approche contingente. Les pêcheurs sont en effet familiarisés avec les actifs naturels (rivières, stocks halieutiques, parcours de pêche) et ont l'habitude de payer pour avoir accès à ces biens (cotisations aux associations, droits de pêche, parts de société). Par ailleurs, les modalités de gestion de la pêche de loisir sont établies de longue date et les mesures mises en œuvre (périodes d'ouverture, modes de pêche et quotas) sont acceptées et il n'y a aucune ambiguïté sur la répartition des droits d'usage. Enfin les pêcheurs sportifs sont bien informés par l'intermédiaire de leurs associations et de la presse spécialisée, sur l'abondance de la ressource, les problèmes de qualité de l'eau et la dynamique des populations piscicoles. Le marché hypothétique qui va être proposé aux pêcheurs se présente donc comme un simple prolongement d'une situation bien connue, ce qui restreint les risques de biais.

## 2.2 Applications au cas des salmonidés migrateurs

Les analyses contingentes ont porté sur des mesures de gestion spécifiques pour chaque catégorie de poisson. Pour le saumon, il s'agit d'une révision du système de quota combinée à un allongement de la période d'ouverture. Pour la truite de mer, on a considéré les avantages d'un parcours de pêche agrandi et d'une surveillance renforcée pour lutter contre le braconnage.

Jusqu'en 1990 la période d'ouverture de la pêche au saumon allait de la mi-mars à la mi-juillet et l'instauration de quotas (4 saumons au plus avant le 1<sup>er</sup> juin et 2 au plus après) complétait le dispositif réglementaire. Ce système mis en place pour préserver la ressource et améliorer le niveau d'équilibre de long terme du stock de saumons, est critiquable. Il est en effet peu cohérent avec la dynamique de la population puisqu'il autorise des prélèvements sur un stock limité, celui des saumons de printemps, et les restreint fortement sur un stock relativement abondant, celui des castillons.

Pour limiter cet inconvénient il a été décidé à partir de 1991 de repousser la date de fermeture de la pêche d'un mois sans modifier les quotas mais en limitant pendant cette période supplémentaire les modes de pêche à la seule mouche ce qui tend à diminuer le taux de réussite des pêcheurs. Malgré cela on peut penser que le quota total de 6 saumons devient contraignant dès lors que la durée de la saison augmente de 25%. L'objectif de l'analyse contingente a donc été d'évaluer *ex ante* l'avantage qu'il y aurait pour les pêcheurs à supprimer les quotas à partir du 1<sup>er</sup> juin.

A partir du fichier d'adresses constitué lors des enquêtes de terrain on a réalisé avant l'ouverture de la saison 1991 une enquête postale centrée sur la suppression des quotas. On a donc demandé aux pêcheurs favorables à leur suppression après le 1<sup>er</sup> juin, d'indiquer à l'aide d'une carte de paiement, leur consentement à payer pour en bénéficier. De plus une question ouverte leur permettait de donner un avis et de faire des suggestions sur la gestion des rivières à saumon.

Sur 149 questionnaires envoyés, 84 ont été retournés (le taux de réponse a donc atteint 56%) : 35 pêcheurs sont favorables à la suppression du quota, 45 la rejettent et 4 n'ont pas d'opinion. La majorité de ceux qui sont partisans du maintien du quota n'ont pas, malgré l'information donnée avec le questionnaire, une bonne connaissance sur le stock de castillons. Ils pensent en effet qu'il est menacé et proposent une diminution de l'effort de pêche. Par ailleurs quelques-uns ne sont pas intéressés par la capture de castillons qui a un caractère moins sportif à leurs yeux, même avec la contrainte particulière de pêcher à la mouche, que celle de saumon de printemps. Parmi les pêcheurs favorables à la suppression du quota : 33 fournissent une valeur et 2 ne savent pas. Le consentement à payer déclaré va de zéro (7 cas) à 300 F (4 cas). Il faut noter qu'il s'agit de vrais zéros comme le

montrent les commentaires faits et non pas de non-réponses. Le consentement à payer moyen vaut 103 F et est donc très proche du quart du prix du timbre saumon. Ainsi peut-on considérer en première approximation que les pêcheurs favorables à une suppression du quota sont prêts à payer 25 % de plus de droit spécifique pour pêcher librement (c'est-à-dire sans que le quota soit une contrainte) pendant une période plus longue de 25 %.

Pour la truite de mer jusqu'en 1990, le parcours de pêche se limitait à 26 km en amont de l'embouchure de la Touques, un barrage empêchant que les truites remontent au-delà. Un projet de construction d'échelle à poissons ouvrait de nouvelles perspectives avec tout d'abord la possibilité d'une remontée sur 45 km supplémentaires et donc des potentialités nouvelles de reproduction et d'accroissement du stock.

La propriété privée des bords de rivière limitant l'extension du parcours de pêche, un projet d'achat des berges par les associations de pêche a été étudié. Avant de le réaliser il importait cependant de connaître la demande des pêcheurs confrontés à une augmentation de l'offre de pêche. On les a donc interrogés sur leur consentement à participer à un fonds destiné à financer l'achat de kilomètres supplémentaires de berge. On a combiné ici l'enquête de terrain et l'enquête postale. Les questions hypothétiques ont été posées pendant la dernière vague de l'enquête de terrain en octobre 1990, les 50 pêcheurs interrogés ont tous répondu. Puis le questionnaire a été envoyé au sous-échantillon de 97 pêcheurs dont nous avons l'adresse, 47 ont répondu d'où un taux de retour de 48 %.

En combinant les deux sous-échantillons, on raisonne donc sur 97 individus. Sur ce total 75 souhaitent bénéficier d'un parcours de pêche plus étendu et 51 sont prêts à contribuer à un fonds pour acheter 5 km supplémentaires sachant qu'ils pourront pêcher librement pendant 3 ans. Tous fournissent sur la carte de paiement une valeur strictement positive, la moyenne valant 578 F. Il est intéressant de noter que lorsqu'on réitère la question et qu'on propose d'en acheter cinq autres, le nombre de pêcheurs intéressés diminue, puisque 40 seulement déclarant être prêts à payer, la moyenne des réponses étant égale à 567 F. Malheureusement la faible taille de l'échantillon n'a pas permis de poursuivre cet exercice.

En revanche confrontés à un scénario hypothétique lié au renforcement de la surveillance pour lutter contre le braconnage, 50 % des pêcheurs accepteraient de contribuer à la rémunération de gardes supplémentaires. Leur consentement à payer est compris entre 20 F et 500 F par an et vaut 160 F en moyenne. Mais il est plus intéressant de noter que 40 % des pêcheurs refusent toute contribution de cette nature. Ils considèrent qu'ils paient déjà cette police par l'intermédiaire des impôts et des droits de pêche et qu'il ne leur appartient pas de se substituer à l'État.

On voit sur ces exemples que l'acceptation de participer à un marché contingent dépend de la définition des droits sur la rivière. Leur gestion est confiée à des associations dont les membres ont un droit d'usage.

L'acquisition éventuelle de berges, c'est-à-dire l'accroissement de l'offre d'un bien public, apparaît comme l'extension naturelle d'un marché qui existe déjà. Les pêcheurs ont l'habitude de payer et sont donc disposés à payer davantage pour accroître l'offre de pêche. Mais une partie d'entre eux refuse de corriger les défaillances de l'autorité tutélaire, chargée de la police.

### 3. Estimation du consentement à payer moyen

La moyenne arithmétique des consentements à payer des pêcheurs fournit une estimation biaisée du consentement à payer moyen. On a ici deux sources principales de biais qui conduisent à une surestimation. La première très générale est liée aux non-réponses et se traduit par un biais d'autosélection. La seconde plus spécifique à notre étude résulte de ce que l'on a affaire à un bien dont l'offre est rigide. En effet les pêcheurs payent déjà des droits, ceux qui souhaitent une augmentation de l'offre de pêche expriment un consentement positif. Parmi les autres certains estiment qu'ils payent trop et souhaiteraient une réduction des droits même accompagnée d'une diminution du parcours de pêche. On va donc proposer un modèle de comportement qui permet de tenir compte de ces deux catégories de pêcheurs et l'appliquer au problème de l'allongement éventuel du parcours à la truite de mer. Auparavant dans un premier paragraphe nous caractérisons la fonction de demande de kilomètres supplémentaires.

#### 3.1. Modèles probit et logit

L'acceptation ou le refus de contribuer à un fonds constituent une expression de la demande de parcours de pêche. La variable dépendante est donc dichotomique. Pour l'expliquer nous avons considéré six variables indépendantes et estimé un modèle probit ainsi qu'un modèle logit (tableau 2). Deux des variables indépendantes, le revenu et l'expérience fournissent une description du pêcheur. La valeur du matériel s'interprète comme un indicateur d'effort de pêche tandis que le nombre des captures (réalisées pendant la saison précédente) sert à apprécier la qualité de la pêche dans la Touques. Parmi les autres déterminants de la demande nous avons considéré la distance parcourue depuis le domicile et une variable indicatrice qui prend en compte la fréquentation d'une rivière substitut.

Les deux modèles fournissent des résultats semblables. Si ceux-ci sont d'une qualité statistique médiocre, il faut noter que les signes des coefficients sont dans l'ensemble conformes aux hypothèses *a priori*,

**Tableau 2. Demande de pêche à la truite de mer : modèles probit et logit**

Variables	Probit	Logit
Ordonnée à l'origine	0.657	1.00
Frequentation d'un substitut (1 = oui, 0 = non)	0.318 (0.6)	0.591 (0.6)
Distance domicile-lieu de pêche (km)	0.008 (1.7)	0.014 (1.6)
Valeur du matériel (km)	0.017 (0.7)	0.024 (0.5)
Nombre de captures (en 1989)	- 0.002 ( 0.3)	0.0049 ( 0.3)
Revenu mensuel (17 classes)	0.0001 (0.3)	0.0002 (0.2)
Expérience en années	- 0.023 (- 1.0)	0.034 (- 0.8)
Log de la vraisemblance	- 24.95	25.15

avec en particulier une influence positive du revenu et de la valeur du matériel. Par ailleurs la demande de pêche est plus élevée chez ceux qui fréquentent un substitut de la Touques et augmente avec la distance parcourue. Il s'agit des pêcheurs qui ont les dépenses les plus élevées et sont prêts à consacrer davantage d'argent pour accéder à un parcours plus important. Seuls les pêcheurs les plus âgés ont une longue expérience de pêche, mais ils tendent à cause de la fatigue à diminuer la durée de leurs visites et à parcourir une longueur de berge plus limitée. Cette observation peut justifier le coefficient négatif de la variable expérience, en revanche celui des captures est incorrect.

### 3.2. Modèle Tobit de comportement

Formalisons le comportement du pêcheur dans un cadre dual en considérant la minimisation de la dépense globale du pêcheur pour un niveau d'utilité  $u_0$  :

$$\begin{cases} \text{Min } p'_x \cdot x \\ x \\ u(x, z, m) \geq u_0 \\ z \in Z, \subset R^- \end{cases} \quad [1]$$

Les vecteurs  $x$  et  $p_x$  désignent respectivement les biens privés et leurs prix. Le scalaire  $z$  a les caractéristiques d'un bien public et désigne la quantité de parcours de pêche disponible. Par ailleurs, le sous-ensem-

ble  $Z_1$ , de l'ensemble global de consommation correspond aux biens (tels que  $z$ ) que le pêcheur ne peut allouer librement ; dans la suite,  $Z_1$  est réduit à une seule dimension. Enfin, le vecteur  $m$  représente les caractéristiques du pêcheur (âge, expérience, captures réalisées, revenu...).

La situation initiale correspond à un parcours de pêche  $z_0$  égal à 26 km, ce qui permet d'atteindre le niveau d'utilité  $u_0$ . Si la fonction d'utilité  $u$  est quasi concave et différentiable par rapport à chacun de ses arguments, alors la résolution de [1] définit la fonction de dépense restreinte  $e(p_x, z_0, m, u_0)$ , c'est-à-dire la dépense minimum permettant d'atteindre le niveau d'utilité  $u_0$ , conditionnellement à la quantité disponible d'actif naturel  $z_0$ .

Cette fonction est qualifiée de restreinte dans la mesure où la minimisation ne s'effectue pas sur l'ensemble global de consommation ( $z$  étant exclu). Nous noterons  $e_0$ , la dépense globale soit :

$$e_0 = e(p_x, z_0, m, u_0) + Z_0 \quad [2]$$

$Z_0$  étant la dépense d'accès à l'actif naturel  $z$  pour un niveau  $z_0$ .

Interrogés sur leur consentement à payer (CAP) pour bénéficier d'un accroissement de l'accès à l'actif naturel (soit  $z_1 > z_0$ ), les pêcheurs fournissent une valeur  $Z_1 - Z_0$  qui, au niveau de consentement maximal, est égale à la variation consécutive de la fonction de dépense restreinte. En effet, pour une dépense globale inchangée les pêcheurs seront prêts à payer un droit d'accès supplémentaire égal à  $Z_1 - Z_0$ , d'où :

$$e(p_x, z_0, m, u_0) + Z_0 = e(p_x, z_1, m, u_0) + Z_1 \quad [3]$$

ou encore :

$$\text{CAP} = Z_1 - Z_0 = e(p_x, z_0, m, u_0) - e(p_x, z_1, m, u_0) \quad [4]$$

Le consentement à payer est donc égal à la différence entre deux fonctions de dépense. Carson ([1991], p. 123) introduit directement ce résultat sans passer par la dépense globale ce qui est ambigu puisque rien n'indique qu'elle soit à son niveau hicksien de long terme défini par :

$$\begin{cases} \text{Min } p'_x \cdot x + p'_z \cdot z \\ x, z \\ u(x, z, m) \geq u_0 \end{cases} \quad [5]$$

Le CAP représente ainsi une variation compensatrice de revenu restreint qui peut être réécrite sous la forme d'une fonction de variation :

$$\text{CAP}(\Delta z) = f(p_x, z, m, e_0) \quad [6]$$

avec  $\Delta z = z_1 - z_0$ .



Il faut noter ici que l'approche développée par Hanemann [1984], pour des choix discrets, formalise la réponse de l'enquêté par une différence de valeurs de la fonction d'utilité indirecte et, que les deux approches sont duales l'une de l'autre (Mc Connel [1990]).

La validité de la mesure de ce surplus hicksien dépend de l'exactitude de la révélation des préférences des individus. Par rapport à cette question se pose le traitement d'un CAP nul. Le sous-échantillon de ceux qui ont répondu à la question peut se scinder en deux sous-populations selon que les individus désirent ou non augmenter leur budget-pêche. Pour la première catégorie celle qui fournit un CAP positif, une augmentation hypothétique du parcours de pêche conduit à un accroissement de la demande d'actif naturel (d'où  $\Delta z > 0$ ) avec un niveau de dépense  $Z_1$  qui rend inchangée la dépense globale pour un niveau d'utilité  $u_0$ , soit :

$$\text{CAP} = \text{CAP}(\Delta z) \quad \text{si } Z_1 > Z_0 \quad [7]$$

Dans le second cas, le CAP observé est nul. Le coût de renonciation à d'autres biens, nécessité par l'accroissement du parcours de pêche, est trop élevé eu égard à l'utilité qui en serait retirée. De plus, le niveau d'offre initial  $z_0$  est rigide et correspond, à court terme, à une dépense incompressible. Au vu des réactions écrites des pêcheurs qui souhaiteraient même voir décroître leur budget de pêche, nous pouvons supposer qu'un CAP observé nul correspond, pour certains du moins, à un niveau de demande  $Z_1 < Z_0$ , soit dans ce cas :

$$\text{CAP} = 0 \quad \text{si } Z_1 < Z_0 \quad [8]$$

L'introduction d'un modèle Tobit permet alors de traiter simultanément les deux catégories de pêcheurs :

$$\text{CAP} = \begin{cases} \text{CAP}(\Delta z) & \text{si } Z_1 > Z_0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad [9]$$

La variable  $Z_1$  fait figure ici de variable latente ; dans le cas où celle-ci n'est pas observée, le modèle Tobit permet d'estimer la diminution souhaitée des droits d'accès aux berges.

L'absence d'un prix unitaire  $p_z$  (utilisé dans l'expression (5)) pour le droit d'accès à un km de berge supplémentaire entraîne une relative confusion entre les niveaux  $z$  exprimé en termes physiques et  $Z$  exprimé en valeur. L'observation d'un tel prix permettrait de réécrire le modèle de comportement :

$$\begin{cases} \text{Min } p'_x \cdot x + p'_z \cdot z \\ x \\ u(x, z, m) \geq u_0 \\ z \geq z_0 \quad (\alpha) \end{cases} \quad [10]$$

Il y a donc deux cas à considérer selon que la contrainte ( $\alpha$ ) est ou

n'est pas saturée :

(1) la quantité  $z_0$  est insuffisante pour assurer l'optimum du programme [10] et le pêcheur répond par un consentement positif  $\Delta z^* = z^* - z_0$ , la contrainte ( $\alpha$ ) n'est pas saturée.

(2) le programme [10] sans la contrainte ( $\alpha$ ) conduit à une demande  $z^* < z_0$ . Soumis cependant à une offre rigide, le pêcheur paie un droit d'accès  $p_z \cdot z_0$  et ne souhaite pas que le parcours de pêche augmente. Si cela lui était possible, le pêcheur diminuerait le parcours de pêche afin de réduire ses droits d'accès.

Le modèle Tobit tient compte de ces deux cas :

$$CAP = \Delta z = \begin{cases} \Delta z^* & \text{si } z^* > z_0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad [11]$$

L'estimation de [11] permet d'inférer l'allocation hicksienne  $\hat{Z}^*$  pour chaque observation et notamment le cas (2) où  $\hat{Z}^* < z_0$ . Utiliser le modèle Tobit pour mesurer des déséquilibres factoriels a déjà été réalisé par ailleurs ; par exemple, pour mettre en évidence une offre latente de main-d'œuvre familiale dans le secteur agricole (Vermersch [1989]).

### 3.3. Résultat des estimations

Le modèle Tobit simple qui vient d'être spécifié a été estimé par la méthode du maximum de vraisemblance en utilisant l'algorithme de Newton-Raphson. On a retenu une équation linéaire, la variable dépendante étant égale au logarithme du consentement à payer. Le résultat des estimations est présenté dans le tableau 3. Les modèles 1 et 2 correspondant à l'achat des 5 premiers km tandis que le modèle 3 concerne l'achat des 5 suivants.

Le modèle 1 peut être rapproché des modèles probit et logit puisque l'on a les mêmes variables indépendantes. Tous les signes apparaissent cohérents et on obtient en particulier une influence positive des captures sur le consentement à payer. Les deux autres modèles sont des variantes du modèle 1, les effets de la distance, des captures, de l'expérience, du revenu et de la fréquentation d'un substitut sont de même sens, ce qui confirme nos premières conclusions.

L'introduction des frais d'hébergement et de nourriture ainsi que la prise en compte du type de séjour permet de préciser le comportement du pêcheur. Le déplacement est un préalable à toute pratique de la pêche et le budget total est d'autant plus élevé que la distance parcourue est plus grande. Mais une fois engagées les dépenses de transport, le pêcheur procède à un arbitrage entre ses autres dépenses, d'où une influence négative du coût de séjour et de la variable type de séjour sur le consentement à payer. L'âge joue un rôle de variable instrumentale pour le revenu ce qui explique son effet positif sur le consentement à payer (modèles 2 et 3).

**Tableau 3. Demande de pêche à la truite de mer : modèles Tobit**

	Achat des 5 premiers km		Achat des 5 km suivants
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Ordonnée à l'origine	5.81 (17.1)	6.36 (17.7)	5.01 (10.4)
Frequentedation d'un site substitut (1 = oui, 0 = non)	0.27 (1.04)		0.27 (1.3)
Distance domicile-lieu de pêche (km)	0.0020 (2.5)	0.0026 (2.7)	0.0018 (2.1)
Valeur du matériel (F)	0.175 (2.2)		
Nombre de captures (en 1989)	0.030 (2.2)	0.031 (2.2)	0.039 (2.9)
Revenu mensuel (17 classes)	0.033 (1.3)		0.053 (1.7)
Expérience en années	- 0.025 (1.9)	0.0135 (1.2)	- 0.024 (1.8)
Age en années		0.0148 (1.9)	0.0269 (2.8)
Frais de nourriture et d'hébergement (F)		- 0.0003 (1.6)	
Type de séjour (1 = avec hébergement, 0 = hébergement)		- 0.367 (1.5)	
Log de la vraisemblance	- 34.69	- 44.29	- 28.06
Consentement à payer Moyen (F)	363	277	354

Les valeurs moyennes des consentements à payer sont sensiblement plus faibles que les moyennes arithmétiques, ce qui est normal puisque l'on tient compte ici de valeurs estimées négatives. On obtient avec le modèle 3 une valeur plus élevée qu'avec le modèle 2, ce qui s'explique puisque l'on raisonne sur le sous-échantillon des pêcheurs qui acceptent de payer à la fois pour les 5 premiers km et les 5 suivants.

## 4. Commentaires et perspectives

Les pêcheurs sportifs sont impliqués dans la gestion des rivières et bien informés des questions halieutiques et écologiques qu'elle soulève. Ces conditions expliquent leur participation sans réserve à l'enquête de

terrain et à l'enquête contingente. Dès lors que cette dernière porte sur le prolongement d'un marché qui existe déjà, il n'y a pas de réticence de leur part à se placer dans un cadre hypothétique. Le pêcheur de saumon accepte donc de payer davantage pour avoir droit à un quota plus élevé, tandis que le pêcheur de truite de mer exprime sans réticence sa demande de parcours. Mais une proportion importante des personnes interrogées refuse de se substituer à l'État et d'assurer la police de la pêche.

La validité des résultats dépend étroitement de celle du modèle théorique qui a servi à les établir. Le modèle Tobit est dérivé du programme de minimisation de coût et conduit donc à un surplus hicksien. Un modèle fondé sur l'approche primale du comportement du pêcheur aurait permis d'obtenir le surplus marshallien. Il n'y a pas de raison fondamentale pour privilégier une approche plutôt que l'autre. Certes on sait que le choix n'a pas en général de conséquences pratiques comme le montrent les formules d'approximation de la variation compensatrice et de la variation équivalente par le surplus que ce soit dans l'espace des prix (Willig [1976]) ou des biens (Randall et Stoll [1980]). Mais dans le cas d'un actif naturel, on peut s'attendre à des écarts d'autant plus importants que cet actif a un caractère unique (Mitchell et Carson [1989], p. 36). Cet argument n'est pas sans portée dans le cas de la Touques puisqu'il n'existe pas d'autre rivière offrant la même qualité de pêche en France. Les rivières équivalentes les plus proches sont situées dans le sud de l'Angleterre.

La taille réduite de l'échantillon, le choix de la forme fonctionnelle et des variables indépendantes du modèle expliquent la variabilité du consentement à payer moyen obtenu. Il n'existe pas d'étude comparable qui permette de juger de sa pertinence. Plutôt que de le rapprocher du montant des droits de pêche, il est apparu plus intéressant de déterminer le consentement à payer agrégé en faisant l'hypothèse de représentativité de l'échantillon. Pour permettre de faire des comparaisons on a calculé le consentement à payer de l'ensemble des pêcheurs sur la Touques par kilomètre et par an (tableau 4). Les valeurs agrégées sont obtenues à partir des moyennes arithmétiques et des valeurs estimées par le modèle Tobit, en distinguant l'achat des 5 premiers km, de celui des 5 suivants. Les valeurs du marché qui figurent dans le tableau correspondent à un loyer annuel et incluent l'entretien des berges.

Il faut tout d'abord noter la cohérence des résultats, les valeurs estimées encadrent en effet celles du marché. La valeur agrégée,

**Tableau 4.** Consentement à payer agrégé par km et par an (en F)

Valeur marché	5 premiers km			5 km suivants	
	Moyenne	Modèle Tobit		Moyenne	Modèle Tobit
		1	2		
15 000 à 20 000	26 300	16 500	12 620	20 200	12 650

calculée à partir de la moyenne de l'échantillon, diminue lorsque l'on propose l'achat des 5 km suivants, ce qui illustre la décroissance de l'utilité marginale des km supplémentaires. L'observation reste vraie lorsqu'on compare la valeur obtenue à partir du modèle 3 à celle dérivée du modèle 1, mais la comparaison de 3 et 2 la contredit. Enfin le modèle Tobit prenant en compte le fait que certains pêcheurs souhaitent voir diminuer les droits de pêche conduit naturellement à des valeurs agrégées plus faibles que celles obtenues à partir des moyennes arithmétiques.

Le modèle Tobit simple utilisé dans cette étude, peut formaliser dans une même relation le choix de répondre ou non à l'enquête et, dans l'affirmative, le montant du consentement à payer. Les deux décisions, l'une de type qualitatif, l'autre quantitative peuvent être également modélisées de manière séquentielle. Dans un premier temps, l'individu décide ou non de répondre : nous rejoignons ici la modélisation de la révélation des préférences pour un actif naturel. Ensuite, dans le cas d'une réponse positive, le pêcheur fixe le montant de son consentement à payer suivant des critères généralement différents de ceux utilisés pour la première étape de réponse. Le modèle Tobit généralisé ainsi défini (Gouriéroux [1989]) permettrait dès lors de dissocier rigoureusement les réponses nulles des non-réponses.

Mais le consentement agrégé que l'on peut obtenir en interrogeant les pêcheurs sous-évalue la valeur du kilomètre de berges. Tout d'abord l'accroissement de l'offre peut induire une augmentation du nombre de pêcheurs et tant qu'il n'y a pas d'effet d'encombrement, un accroissement du surplus global. De plus il existe, chez les pêcheurs, comme le montre leurs commentaires écrits, un consentement à payer pour acquérir des berges afin d'assurer la préservation du milieu et d'offrir des possibilités de promenade.

## Bibliographie

- BATERMAN I., GREEN C., TUNSTALL S., TURNER K. [1991], *The Contingent Valuation Method, Report to the Transport and Road Research Laboratory*, Londres.
- BELL F. W., LEEWORTH V. R. [1990], Recreational demand by tourists for saltwater beach days, *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, p. 189-205.
- BOHM P. [1972], Estimating demand for public goods an experiment, *European Economic Review*, 3, p. 111-130.
- BOHM P. [1979], Estimating willingness to pay why and how ?, *Scandinavian Journal of Economics*, 81, p. 142-153.
- BONNIEUX F., BOUDE J. P., GUERRIER C., RICHARD A. [1991], *La pêche sportive du saumon et de la truite de mer en Basse-Normandie*, CSP-INRA-ENSAR.

- CARSON P. T. [1991]. *Constructed markets*, in Braden J. B., Kolstad C. D. (ed), *Measuring the demand for environmental quality*, North-Holland, Amsterdam.
- CIRIACY-WANTRUP S. V. [1947]. Capital returns from soil-conservation practices, *Journal of Farm Economics*, 29, p. 1181-1196.
- Conseil économique et social [1991], L'eau : gestion des ressources et protection de la qualité. *Journal officiel de la République française*.
- DESAIGUES B., LESGARDS V. [1992], L'évaluation contingente des actifs naturels : un exemple d'application, *Revue d'Économie Politique*, 102, p. 99-122.
- FINCK H. F., HAASE K. [1987]. *Nitratbelastung des Grundwassers-ökonomische Beurteilung von Alternativen*, Landwirtschaftsverlag GmbH, Münster-Hiltrup.
- FREEMAN M. [1982]. *Air and water pollution control a benefit-cost assessment*, Wiley, New York.
- GOURIEROUX C. [1989]. *Économétrie des variables qualitatives*, 2<sup>e</sup> éd., Paris, Économica.
- HANEMANN W. M. [1984]. Welfare evaluation in contingent valuation experiments with discrete responses, *American Journal of Agricultural Economics*, 66, p. 332-341.
- HANLEY N. [1991]. *The economics of nitrate pollution control in the UK*, in Hanley (ed), *Farming and the Countryside, an economic analysis of external costs and benefits*, CAB International, Oxford, p. 91-116.
- HANSEN LE ROY T., HALLAM A. [1990], Water allocation tradeoffs irrigation and recreation, USDA, *Economic Research Service, Agricultural Economic Report*, n° 634, Washington D.C.
- INSEE [1989], *Les pratiques de loisir : enquête 1987-1988*, INSEE, résultats n° 3, Paris.
- Mc CONNELL K.-E. [1990], Models for referendum data : the structure of discrete choice models for contingent valuation, *Journal of Environmental Economics and management*, vol. 18, p. 19-34.
- MITCHELL R. C., CARSON R. T. [1989], *Using surveys to value public goods : the contingent valuation method*, Resources for the Future, Washington D.C.
- NAVRUD S. [1991], *The use of benefits estimates in environmental decision making in Norway*, in Barde J. P. et Pearce D. W. (ed), *Valuing the environment : six case studies*, Earthscan, Londres.
- OPSCHOOR J. B. [1986], *A review of monetary estimates of benefits of environmental improvements in the Netherlands*, OECD-EEC Workshop on the benefits of environmental policy and decision making, Avignon.
- RADFORD A. F., HATCHER A. C., WHITMARSH D. J. [1991], *An economic evaluation of salmon fisheries in Great Britain*, report prepared for the Ministry of Agriculture, Fisheries and Food, Londres.
- RAINELLI P. [1991], *Governmental regulations and economic incentives : the case of agriculture and water quality*, Environmental Northern Sea Conference Report, Stavanger, p. 55-65.

- RANDALL A., STOLL J. R. [1980], Consumer's surplus in commodity space. *American Economic Review*, 70, p. 449-455.
- SAMUELSON P. [1954], The pure theory of public expenditure. *Review of Economics and Statistics*, 36, p. 387-389.
- SCHULZ W. [1986], *A survey on the status of research concerning the evaluation of benefits of environmental policy in the Federal Republic of Germany*, OECD-EEC Workshop on the benefits of environmental policy and decision making, Avignon.
- SCHULZE W. D., d'ARGE R. C., BROOKSHIRE D. S. [1981], Valuing environmental commodities some recent experiments. *Land Economics*, 57, p. 151-169.
- TUOMI A. L. W. [1987], *Canada's atlantic salmon recreational fisheries and their future an economic overview*, Report for the Atlantic Salmon Federation, St Andrews, N.B. Canada.
- VAUGHAN W. J., RUSSEL C. S. [1982], *Freshwater recreational fishing : the national benefits of water pollution control*, Resources for the Future, Washington D.C.
- VERMERSCH D. [1989], L'application du travail dans les exploitations céréalières. Une modélisation Tobit d'une demande de facteur semi-fixe. *Économie et Prévision*, n° 91, p. 57-65.
- VERMERSCH D., BONNIEUX F., RAINELLI P. [1991], *Can we expect abatement of agricultural pollution using economic incentives ? The case of intensive livestock farming in France*. Second Annual Meeting of the European Association of Environmental and Resource Economists, Stockholm, 11-14 June 1991.
- WALSH R. G. [1986], *Recreation economic decisions : comparing benefits and costs*, Venture Publishing Inc. State College, Pennsylvania.
- WILLIG R. D. [1976], Consumer's surplus without apology, *American Economic Review*, 66, p. 589-597.