

Evaluation économique de la pêche du saumon en « no-kill » : impact sur le consentement à payer des pêcheurs

Carole ROPARS-COLLET, Philippe LE GOFFE, Qods LEFNATSA

SMART-LERECO, AGROCAMPUS OUEST, INRA, 35000, Rennes, France

12^{èmes} Journées de Recherches en Sciences Sociales

13 et 14 décembre 2018 – Nantes, France

Auteur pour la correspondance :

Carole ROPARS-COLLET
UMR SMART-LERECO
AGROCAMPUS OUEST
65 rue de Saint-Brieuc CS 84215
35042 Rennes cedex
Email : carole.ropars@agrocampus-ouest.fr
Téléphone : +33 (0)2 23 48 56 91

Evaluation économique de la pêche du saumon en « no-kill » : impact sur le consentement à payer des pêcheurs

Résumé

Une enquête a été conduite en 2017 auprès des pêcheurs de saumons des trois départements de l'ouest breton, dans le but de leur faire révéler leur consentement à payer pour différents paramètres de gestion de la pêche : saison, total autorisé de capture (TAC), mode de pêche, no-kill, fréquentation. Il était demandé aux pêcheurs de choisir entre des destinations de pêche hypothétiques différant par la combinaison des paramètres de gestion et la distance pour s'y rendre. En moyenne, on observe que le no-kill a un effet dépressif sur la valorisation de la journée de pêche, avec 25 €/jour si le prélèvement est autorisé et 15 €/jour si le no-kill est obligatoire. Cependant, certaines CSP (les plus diplômées) valorisent positivement le no-kill. Au total, il faut retenir que la majorité des pêcheurs conservent néanmoins une valorisation positive de la journée de pêche en no-kill, ce qui permettrait donc de valoriser la rivière après la clôture du TAC. Enfin, la saison de pêche et surtout la fréquentation impactent davantage la valeur de la pêche que le no-kill.

Mots-clés : activité récréative, pêche au saumon, no-kill, expérience de choix

Code JEL : C35, C9, Q22, Q26

1. Contexte et objectifs

Si le Léguer est une des rivières les plus fréquentées en Bretagne pour la pêche de loisir, c'est aussi l'une des rares où l'on peut voir une population significative de saumon Atlantique. Le mode de gestion de la pêche sur le Léguer est un TAC de saumons de printemps et de castillons¹. La pêche est interrompue dès que ce TAC est atteint (il est fixé pour le Léguer à 49 saumons de printemps en 2017). Bien que la période de pêche s'étende de mars à juin, ce TAC rapidement atteint et le libre accès à la ressource induisent une fermeture anticipée de la zone de pêche pour le saumon. Par conséquent, la valeur halieutique de la rivière liée à son usage est minorée. Or, si elle ne pèse pas sur le plan halieutique, le danger est de ne pas préserver les divers intérêts de la rivière. Cependant, le TAC est une mesure incontournable. Une solution pour tirer un maximum de la valeur halieutique de la rivière pourrait être la remise à l'eau des captures, ou « no-kill », obligatoire une fois le TAC atteint.

Selon la Fédération de Pêche des Côtes d'Armor, cette fermeture anticipée entraîne une frustration chez les pêcheurs de saumon passionnés. De plus, les déclarations obligatoires des captures montrent que ce sont quasi-exclusivement les pêcheurs locaux qui prélève une grande partie du TAC. Cette fermeture après l'atteinte du TAC limite aussi la valorisation du territoire par le « tourisme-pêche ». Ce contexte et la volonté d'un développement touristique du territoire en lien avec la pêche ont conduit à la mise en place de cette expérimentation conjointement par les AAPPMA présentes sur le Léguer, la Fédération de Pêche des Côtes d'Armor, Bretagne Grands Migrateurs, la communauté d'agglomération Lannion-Trégor ainsi que le bassin versant « Vallée du Léguer ». L'ambition était de valoriser le patrimoine aquatique du Léguer sans impacter la ressource saumon. Ainsi, une prolongation de la pêche de saumon a été proposée après l'atteinte du quota (TAC), celle-ci se faisant en « no-kill ».

Une expérimentation en « no-kill » pour la pêche du saumon a été menée en 2017 par la fédération de pêche des Côtes d'Armor. Il a été proposé aux pêcheurs qui souhaitent limiter leurs captures conservées ou pêcher au-delà de la date d'atteinte du total autorisé de captures (TAC) d'adhérer à une expérimentation de pêche avec remise à l'eau du saumon capturé. Le secteur ouvert à l'expérimentation concerne le Léguer, du Pont Louars entre Trégrom et Plounévez-Moëdec (limite amont) au Pont Sainte Anne à Lannion (limite aval). Ce dispositif était accessible aux pêcheurs disposant d'une carte de pêche, réciprocaire ou non, ayant acquitté la cotisation « Pêche des Poissons Migrateurs ». L'inscription était gratuite et s'est faite sur la base du volontariat des pêcheurs. Ceux-ci pouvaient adhérer à l'expérimentation quand ils le souhaitaient, et ce dès l'ouverture de la saison de pêche (11 mars 2017). L'inscription était

¹ Le castillon est un jeune saumon n'ayant vécu qu'en hiver en mer et qui revient en été pour la première fois en eau douce.

obligatoire dès lors que le TAC était atteint pour pouvoir continuer à pêcher jusqu'à la fermeture de la période de pêche (14 juin 2017). Dès son inscription à l'expérimentation, le pêcheur devait signer une charte d'engagement au respect de bonnes pratiques².

Beaucoup de pays membres de l'UE ont introduit le « no-kill » comme mesure de gestion de la ressource dans le cadre de la pêche récréative, mais cette mesure reste peu ou pas pratiquée en France. Avant d'être adoptée comme un moyen spécifique de gestion, cette pratique était au début associée à des restrictions de limites de taille, de prélèvement ou d'espèces de poissons, toute capture ne correspondant pas aux restrictions imposées par la réglementation devant être relâchée. Au « no-kill » obligatoire ou dû aux restrictions réglementaires s'ajoute le « no-kill » volontaire pour des motivations personnelles et diverses de la part des pêcheurs (philosophique³, morale, éthique, etc.). Cependant la pratique du « no-kill » reste controversée, avec des avis divergents entre pêcheurs, biologistes et gestionnaires de zones de pêches, et ce pour des raisons diverses. Alors que l'objectif du « no-kill » est de conserver la ressource, certains avancent des effets néfastes de cette pratique sur le plan biologique, notamment un taux de survie après relâchement faible ou un stress biologique pouvant affecter la croissance et la reproduction des populations de poisson. D'autres font référence aux questions du bien-être animal (Aas et *al.*, 2002).

Si l'expérimentation doit être évaluée sur le plan biologique, les retombées économiques d'une prolongation de la saison de pêche en « no-kill » doivent être prises en compte. En termes de retombées directes, la satisfaction des pêcheurs est l'objet non marchand de notre étude. Par contre, les retombées indirectes, comme les effets induits du tourisme, n'ont pas été étudiées ici. La mesure de la satisfaction des pêcheurs mobilise les concepts de demande et de consentement à payer (CAP) pour la pêche au saumon, et les actifs non marchands en général. Deux grands types de méthodes existent pour révéler les CAP des pêcheurs. Les méthodes des préférences révélées examinent ex-post les comportements observés des individus. C'est le cas de la méthode des coûts de transports qui cherchent par exemple à expliquer la fréquentation d'un site récréatif en fonction des coûts de déplacement unitaires. Les méthodes de préférences déclarées étudient ex-ante des comportements hypothétiques et analysent l'arbitrage réalisé par les individus dans le choix de situations ou de biens hypothétiques. Parmi ces méthodes figurent les méthodes d'évaluation contingente, d'analyse conjointe ou d'expériences de choix. C'est cette méthode que nous utiliserons pour notre étude. Certes le caractère hypothétique rend la méthode critiquable. Cependant l'expérimentation en cours du « no-kill » sur le Léguer ne nous permettait pas d'obtenir suffisamment d'observations sur les comportements des pêcheurs pour

² Charte d'engagement au respect de bonnes pratiques du « no-kill » : remise à l'eau des saumons capturés ; mouche fouettée, hameçon simple, sans ardilhon ou écrasé ; ligne la plus robuste possible ; époussette à mailles caoutchouc ou à filet sans nœud ; dégagement de l'hameçon à la pince ; pas de manipulation du poisson hors de l'eau ; laisser un temps de récupération au poisson avant de le relâcher ; déclaration des captures ; coopération au suivi de l'expérimentation ; informer l'animateur/garde en cas de difficulté.

³ La valeur accordée à la ressource étant tellement importante, il est dommage de ne la capturer qu'une seule fois. L'acte de capturer procure autant de plaisir que celui de prélever pour consommer.

statistiquement en mesurer leur satisfaction et analyser leur préférence pour le « no-kill » en particulier. La méthode d'expériences des choix nous semblait ici plus adaptée et nous a permis de récolter plus de données. L'ensemble des méthodes de révélation des préférences se basent sur la théorie de l'utilité aléatoire où l'utilité procurée par un bien non marchand dépend du niveau des attributs qui composent ce bien.

Si l'analyse des bénéfices collectifs de la pêche récréative est largement traitée par la littérature anglo-saxonne en utilisant ces méthodes de révélation des préférences, peu de travaux ont été menés pour le cas de la France. Le Goffe et Salanié (2004) ont analysé le bien-être tiré de la pêche de loisir en eaux douces. Une autre étude menée par Salanié et *al.* (2004) a permis d'avoir un aperçu des caractéristiques des pêcheurs de saumon, de leur effort de pêche et de ses composantes. Cette analyse a permis de déterminer les mesures de gestion valorisées par les usagers de la pêche récréative. De nombreux travaux font le lien entre bien-être des pêcheurs récréatifs et mesure de gestion de la ressource. Les pêcheurs considèrent les mesures de préservation de stocks, telles que le TAC ou le repeuplement, comme bénéfiques, tandis que la réglementation avec limitation de l'effort de pêche est perçue négativement. Lew et Larson (2015) montrent également comment certaines mesures de régulation (notamment la limitation des captures individuelles) diminue la satisfaction des pêcheurs. Ils fournissent des éléments de recommandation de politique de gestion permettant de contrôler une pression excessive sur l'estuaire, notamment récréative, tout en ne réduisant pas le bien-être collectif des usagers. Concernant le « no-kill », Olaussen (2016) analyse les préférences des pêcheurs pour une telle réglementation dans le cadre de la gestion de la pêcherie norvégienne de saumon Atlantique. Ce type de mesure peut conduire à une situation de gagnant-gagnant tant que la mortalité reste faible une fois les poissons relâchés et que le bien-être des pêcheurs ne diminue pas, ce type de mesure pouvant affecter la qualité même de l'expérience de pêche. Olaussen conclut que le « no-kill » diminue l'utilité des pêcheurs. Pourtant ce type de mesure a pour objectif une augmentation des populations de saumons et du taux de capture possible, mais qui ne compense pas la perte de bien-être liée à l'introduction de cette réglementation. Il note une différence lorsqu'il s'agit de relâcher tous les poissons ou bien relâcher seulement les plus grands⁴. Lew et Larson (2015) montrent que la possibilité de garder un poisson puis de relâcher les captures au-delà est bien valorisée par les pêcheurs.

⁴ Ce qui correspond à une régulation de limite de taille ou de poids.

2. Méthode d'expériences de choix comme moyen de révéler les préférences des pêcheurs

2.1 Modèle à utilité aléatoire

La méthode d'expérience de choix, utilisée pour évaluer les biens non marchands, interroge directement les individus sur leurs préférences entre différents biens, en l'occurrence ici non marchands, puisqu'il s'agit de la pêche au saumon dans un cadre récréatif. La méthode d'expérience de choix suppose que les individus interrogés choisissent entre des alternatives mutuellement exclusives. Celles-ci peuvent être des lieux, des produits, des services, etc. Dans notre cas, il s'agit de sortie de pêche au saumon à la journée. Ces alternatives sont hypothétiques et décrites par les attributs et leurs niveaux, que nous décrivons plus loin pour notre expérience. Les données issues des expériences de choix sont traitées en économétrie à l'aide des modèles à utilité aléatoire. En supposant un échantillon de N individus faisant face à J alternatives dans T ensembles de choix, l'utilité pour l'individu i ($i=1, \dots, N$) lorsqu'il choisit l'alternative j ($j=1, \dots, J$) dans l'ensemble de choix t ($t=1, \dots, T$) est définie par l'expression suivante :

$$U_{ijt} = V_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

U_{ijt} est appelée fonction d'utilité indirecte, composée de V_{ijt} , la partie de l'utilité observable par l'analyste, et ε_{ijt} la partie aléatoire de l'utilité (non observable par l'analyste). Un individu i choisit l'alternative j parmi dans l'ensemble de choix t , si et seulement si celle-ci lui confère plus d'utilité que n'importe quelle autre alternative h de son espace de choix. Plusieurs spécifications du modèle sont ensuite possibles selon les hypothèses faites sur les parties aléatoires et observables du modèle. Le modèle Logit conditionnel est le modèle de base, dans lequel les variables explicatives dépendent uniquement des alternatives j . La partie observable de l'utilité indirecte est spécifiée comme une fonction linéaire des différents attributs :

$$U_{ijt} = V_{ijt} + \varepsilon_{ijt} = \beta' x_{jt} + \varepsilon_{ijt}$$

Où x_{jt} est le vecteur des variable explicatives (les niveaux d'attributs de l'alternative j) et β est le vecteur de paramètres associés aux niveaux d'attributs. La partie observable de l'utilité est donc entièrement déterminée par les valeurs des paramètres β et des niveaux d'attributs, elle est donc déterministe.

La probabilité individuelle de choisir l'alternative j plutôt que n'importe quelle autre alternative h de l'espace de choix t est exprimée comme la probabilité que l'utilité indirecte U_{ijt} soit supérieure à n'importe quelle utilité U_{iht} :

$$p_{ijt} = p(U_{ijt} \geq U_{iht}) \quad \forall j \neq h$$

$$p_{ijt} = p(V_{ijt} - V_{iht} \geq \varepsilon_{iht} - \varepsilon_{ijt}) \quad \forall j \neq h$$

En faisant l'hypothèse, pour la partie aléatoire, que les termes ε_{ij} sont indépendants et identiquement distribués (*iid*) selon une loi de valeurs extrêmes de type I, la probabilité individuelle de choisir l'alternative j dans l'ensemble de choix t s'écrit :

$$p_{ijt} = \frac{\exp(U_{ijt})}{\sum_{h=1}^J \exp(U_{iht})}$$

L'hypothèse que les aléas soient *iid* selon une loi de valeurs extrêmes de type I conduit à la propriété d'indépendance des alternatives non pertinentes (Independence from Irrelevant Alternatives ou IIA) dans le modèle conditionnel. Cette propriété signifie que le rapport des probabilités de choix de deux alternatives est indépendant de l'introduction ou de la suppression d'une alternative. Si les alternatives sont toutes très similaires ou au contraire toutes très différentes, alors cette propriété est pertinente. En revanche, si le degré de similarité entre les alternatives varie, cette propriété n'est alors pas vérifiée.

Les estimations du surplus des consommateurs relatifs à un changement de niveau d'un attribut peuvent être calculées grâce à la procédure détaillée par Adamowicz et al. (1994). La fonction d'utilité est généralement spécifiée sous une forme linéaire dans les attributs des alternatives :

$$V_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{1jt} + \dots + \beta_K \cdot x_{Kjt} + \beta_p \cdot x_{pjt}$$

Les β_k sont les paramètres associés à l'attribut k , et β_p celui associé à l'attribut prix. Le paramètre β_p s'interprète comme l'utilité marginale du revenu ou encore la désutilité marginale du paiement. Le paramètre de chacun des autres attributs s'interprète comme l'utilité marginale de l'attribut pour chaque individu. Ainsi, le consentement à payer (CAP) pour une modification marginale de l'attribut k s'exprime comme le rapport négatif du paramètre β_k de l'attribut k sur celui de l'attribut prix β_p :

$$\text{CAP}_k = -\frac{\beta_k}{\beta_p}$$

2.2 Conception du questionnaire

L'objectif de l'étude est de mesurer la satisfaction des pêcheurs pratiquant la pêche au saumon. La méthode d'expérimentation des choix doit nous permettre d'identifier les déterminants des préférences des pêcheurs enquêtés pour cette pêche et leur importance relative. Pour cela, les pêcheurs enquêtés sont mis en situation de choix de sorties de pêche pour le saumon à la journée. Le design de l'expérimentation est donc essentiel puisqu'il conduit à l'élaboration de scénarios hypothétiques. Ces scénarios sont construits à partir des différentes combinaisons d'attributs et de niveaux d'attributs choisis. Le choix des attributs est donc primordial et doit nous conduire à la proposition d'alternatives de choix suffisamment réalistes, même si hypothétiques, si l'on veut s'assurer que l'enquêté réponde de façon cohérente. Le nombre d'attributs ne doit pas être trop élevé afin que les enquêtés puissent réellement faire un arbitrage. Ils doivent être suffisamment compréhensibles et pertinents pour qu'il n'y ait pas de confusion

pour les enquêtés (Sanko, 2001). Ces attributs doivent être représentatifs de sorties de pêche pour le saumon afin d'être réalistes et avoir un sens pour les enquêtés (Ryan et Wordsworth, 2000 ; Bennett et Adamowicz, 2001).

Choix des attributs

Les attributs que l'on va choisir doivent refléter les caractéristiques pertinentes d'une destination de pêche, tout en incluant la possibilité d'instaurer une nouvelle réglementation comme le no-kill. La satisfaction des pêcheurs de saumon dépend entre autres de la réglementation en place pour gérer la pêche (niveau d'accès au public, quota, limite de taille du poisson capturé, contrainte sur les modes de pêche, etc.), de l'état de la ressource pêchée, de la période de l'année, de la zone de pêche et son accès (niveau de congestion, qualité de l'environnement et de l'eau, distance depuis le lieu de résidence). Les échanges lors de focus group avec des pêcheurs de saumon nous ont conduit à retenir des attributs portant sur la réglementation ou régulation de la pêche au saumon comme le mode de pêche autorisé, le total autorisé de capture de saumons pour la rivière et la remise à l'eau obligatoire des captures puisque c'est la question qui nous intéresse en particulier. La saison de pêche pendant laquelle a lieu la sortie ainsi que le niveau de fréquentation de la rivière ont également été retenus comme attributs pouvant affecter la qualité de l'expérience de pêche. Nous n'avons pas introduit d'attribut monétaire, comme c'est souvent le cas dans les méthodes d'évaluation des activités récréatives, car les pêcheurs en France n'ont pas l'habitude de payer un droit d'entrée pour une sortie à la journée sur une rivière. L'accès à la ressource y est quasiment gratuit hormis le paiement d'une carte de pêche à l'année et du timbre « Pêche des grands migrateurs ». Pourtant il nous faut un attribut monétaire pour mesurer la valorisation par les pêcheurs des autres attributs caractérisant la sortie de pêche. Comme Hanley et *al.* (2002), Boxall et Macnab (2000), et Rulleau et *al.* (2011), Ropars-Collet et *al.* (2014, 2017), le choix a été d'utiliser la distance pour se rendre en voiture sur la rivière correspondant à la sortie de pêche. Par la suite, pour l'estimation des consentements à payer de chacun des attributs, l'attribut distance est converti en coût de transport. Les modalités de cet attribut doivent être équilibrées (même écart entre les différentes modalités), et les écarts entre modalités suffisamment grands pour être explicatifs. Après discussions et consultations, trois modalités ont été retenues, chacune distante de 30 kilomètres (10 km, 40 km, 70 km). Le tableau 1 présente les attributs choisis, leur description et les niveaux retenus. Tous ces attributs ont été retenus après échanges (focus group) avec la fédération de pêche des Côtes d'Armor et des pêcheurs récréatifs.

Tableau 1 : Attributs d'une sortie de pêche retenus

Attributs	Description	Niveaux
Saison	Saison de pêche pendant laquelle a lieu la sortie de pêche	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Printemps (mi-mars à mi-juin) ▪ Eté (mi-juin à juillet) ▪ Automne (septembre-octobre)
TAC	Total autorisé de captures de la rivière pour le saumon de printemps et pour les castillons	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 80 saumons de printemps et 640 castillons ▪ 30 saumons de printemps et 240 castillons
Mode de pêche	Mode de pêche autorisé sur la rivière	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Mouche ▪ Mouche et leurres ▪ Mouche, leurre et appâts
Distance	Distance pour se rendre à la rivière	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 10 km ▪ 40 km ▪ 70 km
No-kill obligatoire	Pêche avec remise à l'eau des captures obligatoire	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Oui ▪ Non
Fréquentation	Fréquentation de la rivière	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Très fréquentée ▪ Peu fréquentée

Design du questionnaire

Pour chaque ensemble de choix proposé, le pêcheur enquêté peut choisir la sortie de pêche A ou la sortie de pêche B, chacune de ces sorties de pêche fictives étant définie par des niveaux d'attributs différents. En plus, une troisième alternative a été introduite, à savoir la possibilité de ne choisir aucune des sorties proposées, alternative appelée par la suite *statu quo*.

Un plan factoriel pour construire les ensembles de choix proposés aux personnes enquêtées a été utilisé. Un plan factoriel complet (full factorial design) comprend l'ensemble des combinaisons possibles des modalités des divers attributs décrivant les alternatives de choix. Un tel plan a l'avantage d'être orthogonal, c'est-à-dire que les attributs ne sont pas corrélés entre eux. Avec trois attributs à deux modalités et trois attributs à trois modalités, ($2^3 \times 3^3$) combinaisons sont possibles, c'est-à-dire 216 ensembles de choix pour un plan factoriel complet. Or, il n'est pas envisageable de proposer à un individu autant de choix successifs. Nous avons donc utilisé un plan factoriel fractionnel orthogonal afin de réduire le nombre de choix possible. Le design final contient 36 situations de choix (éclatées en six blocs), tout en excluant les alternatives dominantes ou encore celles impossibles ou irréalistes (Sanko, 2001). Finalement, pour que l'enquête soit facilement réalisable et acceptable, six ensembles de choix de sorties de pêche au saumon étaient présentés à chaque pêcheur enquêté. Six versions du

questionnaire ont été créées. Le tableau 2 présente un ensemble de choix proposé aux personnes interrogées.

Pour chaque ensemble de choix, nous avons demandé aux pêcheurs enquêtés la sortie de pêche qu'ils préfèrent entre les deux sorties de pêche ou aucune. Pour toutes les sorties présentées, il leur est précisé que le TAC proposé pour le saumon de printemps ou de castillons est considéré non atteint sur la rivière. L'alternative *statu quo* évite aux enquêtés de devoir choisir un scénario qui ne serait pas celui effectivement préféré et/ou de ne pas aller jusqu'au bout du questionnaire (Lee et *al.*, 2014).

Tableau 2 : Exemple d'un ensemble de choix proposé aux pêcheurs enquêtés

	Sortie A	Sortie B	Aucune
Saison de pêche	Printemps	Printemps	
TAC de saumon	30 saumons printemps 240 castillons	80 saumons printemps 640 castillons	
Mode de pêche autorisé	Mouches	Mouches et leurres	
Distance	40 km	10 km	
No-kill obligatoire	Non	Oui	
Fréquentation	Très fréquentée	Peu fréquentée	
Quelle est votre sortie préférée ?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Le questionnaire contenait d'autres parties que celle des expériences de choix. Après la présentation des ensembles de choix, nous avons demandé aux enquêtés d'évaluer le degré de difficulté à choisir leur sortie de pêche préférée (1 correspondant à « pas difficile du tout » et 10 à « très difficile»). Des questions supplémentaires ont été posées afin d'avoir une idée du profil des pêcheurs interrogés, en termes de pratiques de pêche pour le saumon et autres activités récréatives. Enfin, nous avons recueilli leurs caractéristiques socio-économiques. Ces informations supplémentaires nous permettent de mieux interpréter les choix faits par les enquêtés, et d'éclairer nos résultats sur la valorisation des attributs par les pêcheurs.

3. Administration de l'enquête et description de l'échantillon

L'une des difficultés de la méthode d'expérience de choix peut être l'administration du questionnaire pour l'enquête. Dans le cas de la pêche de loisir, certaines enquêtes se font soit sur le terrain, sur le lieu de pêche ou dans les compétitions de pêche (Hanley et *al.*, 1998 ; Lee et *al.*, 2014 ; Lawrence, 2005), soit en abordant les pêcheurs dans des magasins spécialisés sans échantillonnage particulier. Pour des raisons de contraintes de temps et de moyens, certaines études ont recours à des enquêtes par voie postale (Carson et *al.*, 2009 ; Olaussen, 2016 ; Arlinghaus et *al.*, 2014 ; Carter et Liese, 2012), par téléphone (Mkwara et *al.*, 2015), par e-mail (Beville et Kerr, 2009) ou par la combinaison de plusieurs d'entre elles (Adamowicz et *al.*, 1994 ; Lew et Larson, 2015). En raison de l'ampleur de la zone géographique et de contraintes de temps et de budget, nous avons choisi de faire notre enquête par mail *via* un questionnaire en ligne, et par voie postale lorsque nous ne disposions pas des coordonnées électroniques des pêcheurs. Le questionnaire en ligne a été construit en utilisant le logiciel "Lime Survey"⁵ dont les droits nous ont été procurés par l'INRA Rennes. Nous avons construit six questionnaires en ligne représentant nos six versions d'ensembles de choix. Nous avons relancé les pêcheurs enquêtés par voie électronique deux fois, à intervalles de deux semaines. Pour l'enquête par voie postale, une enveloppe prête à poster était jointe au questionnaire pour faciliter la procédure de retour et ainsi augmenter le taux de réponse. L'intérêt de l'enquête en ligne et par voie postale était de pouvoir enquêter le plus grand nombre possible de pêcheurs de saumon dans les départements des Côtes d'Armor, du Finistère et du Morbihan. Par contre, l'inconvénient était de ne pas pouvoir accompagner le répondant en cas de difficulté pour répondre ou d'incompréhension dans la méthode d'expérience de choix. Certains pêcheurs ont commencé à répondre au questionnaire mais ne l'ont pas terminé, peut-être pour cette raison. Cependant, les enquêtés avaient la possibilité de nous contacter, ce que certains ont fait notamment par mail lors de l'enquête en ligne.

Notre échantillon se compose de l'ensemble des pêcheurs adhérents aux AAPPMA affiliées aux Fédérations Départementales pour la Pêche du Morbihan, des Côtes d'Armor et du Finistère, qui se sont acquittés du timbre « Pêche des grands migrateurs ». Au total, 859 pêcheurs ont été enquêtés (351 dans le Morbihan, 265 dans les Côtes d'Armor et 243 dans le Finistère). Nous avons contacté 290 pêcheurs par voie électronique. Les six versions du questionnaire ont été distribuées aléatoirement aux enquêtés.

Sur les 859 pêcheurs contactés par mail et par voie postale, 220 pêcheurs ont répondu, ce qui nous donne un taux de réponse de 25,61%. Le taux de réponse en ligne a été plus élevé que celui par voie postale (41% contre 15%). Beville et Kerr (2009) pour une enquête en ligne auprès de pêcheurs avaient un taux de réponse en ligne beaucoup plus faible (12,7%), tandis que Olaussen (2016) avait obtenu un taux de réponse à une enquête par voie postale de 62%

⁵ Logiciel libre d'enquêtes en ligne.

mais après deux relances. Les tableau 3 et 4 présentent les statistiques descriptives de notre échantillon. Certains pêcheurs n'ont pas rempli complètement le questionnaire, notamment sur le revenu net mensuel du foyer où nous n'avons eu que 188 réponses.

La grande majorité des pêcheurs répondants sont des hommes dont l'âge moyen est de 53 ans. Plus de 40% des répondants ont plus de 60 ans et moins de 8% ont moins de 30 ans. Plus de 60% de l'échantillon est composé d'individus actifs, plus d'un tiers est composé d'individus retraités. Un quart sont des chefs d'entreprise, cadres ou encore exercent une profession intellectuelle supérieure ou libérale. Ces catégories socio-professionnelles sont surreprésentées dans notre échantillon par rapport à la population française⁶, surtout celles des chefs d'entreprises (22,14% contre 7,32% dans la population active française). Par contre, celles des ouvriers et employés sont sous-représentées dans notre échantillon. Plus de la moitié des répondants ont un niveau de formation supérieur au bac tandis que près d'un tiers ont un niveau CAP/BEP. Plus de la moitié des pêcheurs ayant répondu ont un revenu mensuel net par foyer supérieur à 3000 € (revenu mensuel moyen par ménage en France) alors que seulement 10% ont moins de 1500 €.

⁶ Statistiques de l'INSEE (<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2569937?sommaire=2569957>)

Tableau 3 : Caractéristiques socio-économiques de l'échantillon

Variable	Moyenne	Ecart-type	Médiane
Taille du foyer	2,51	1,26	
Nombre d'enfants à charge	0,69	1,03	
Age	53,33	15,36	
Variable	Proportion		
Genre (homme %)	99,03		
Age (%)	Moins de 20 ans	0,97	
	20-29 ans	6,32	
	30-39 ans	16,04	
	40-49ans	15,55	
	50-59 ans	19,41	
	60-69 ans	26,21	
	Plus de 70 ans	15,50	
Statut (%)	Chef d'entreprise ou profession libérale	14,22	
	Cadre ou profession intellectuelle supérieure	10,29	
	Profession intermédiaire	15,20	
	Employé	9,80	
	Ouvrier	9,80	
	Retraité	34,31	
	Etudiant	1,47	
	Chômeur	2,45	
	Autre (RSA, autoentrepreneur, etc.)	2,45	
Revenus nets mensuels du foyer (%)	< 1000 €	2,20	
	1000 € - 1499 €	8,79	
	1500 € - 1999 €	14,29	
	2000 € - 2999 €	21,98	
	3000 € - 3999 €	23,63	
	4000 € - 4999 €	14,84	
	> 5000 €	14,29	
Niveau de formation (%)	Sans diplôme	4,02	
	CAP / BEP	31,66	
	BAC	14,57	
	BAC +2, +3, +4	30,65	
	BAC +5 et plus	19,10	
Nombre d'observations	188 ou 220		

Les pêcheurs répondants ont en moyenne 20 années d'expérience pour la pêche au saumon. Plus de 40% pratiquent la pêche au saumon depuis moins de dix ans, tandis que près de 40% la pratiquent depuis plus de vingt ans. Ils sont près de 10% à ne pratiquer la pêche au saumon que depuis un an. Enfin près de 8% pratiquent la pêche au saumon pour la première fois en 2017.

En 2016, près de 17% des répondants ont effectué un séjour à l'étranger pour la pêche au saumon. La durée de ces séjours est en moyenne d'un peu plus de deux semaines et à destination de l'Irlande pour plus de la moitié des séjours.

Les répondants sont répartis au sein de 42 AAPPMA. Sept d'entre elles regroupent plus de la moitié des adhésions des répondants. Près de 80% des répondants pêchent en priorité sur sept rivières. Plus de la moitié fréquentent principalement l'Ellé, le Léguer ou le Blavet pour la pêche au saumon. Près de 13% des répondants ont signé la charte d'engagement au respect des bonnes pratiques du no-kill.

En 2016, la moitié des sorties de pêche pour le saumon étaient au printemps. Quelle que soit la saison de pêche, le nombre moyen de saumons capturés était de 0,5 par pêcheur répondant en 2016. Plus de 40% des répondants déclarent pratiquer la pêche à la mouche principalement ou exclusivement, plus d'un quart ne pratique pas ce mode de pêche. Les répondants pratiquent d'autres pêches que celle du saumon, ils sont plus de 80% à cibler la truite, plus de 40% le carnassier. Près de 60% pratiquent également la pêche en mer. Enfin, parmi les autres activités récréatives de plein air, les répondants pratiquent la chasse pour près de 40% et la randonnée pour plus de la moitié.

Tableau 4 : Statistiques descriptives de l'activité de pêche au saumon de l'échantillon

Variable		Moyenne	Ecart-type
Nombre d'années d'expériences de pêche au saumon			
		20,49	12,29
Durée des séjours de pêche à l'étranger (jours)			
		16,02	15,40
Nombre de sorties de pêche au saumon en 2016			
	Au Printemps	14,86	15,00
	En été	9,16	12,85
	A l'automne	5,10	7,87
Nombre de saumons capturés en 2016			
	Au Printemps	0,5	0,89
	En été	0,56	2,17
	A l'automne	0,49	1,24
Variable		Proportion	
Signataire de la charte No-kill du Léguer (%)			
		12,68	
Pratique de la pêche au saumon pour la première fois en 2017 (%)			
		7,77	
Séjour de pêche à l'étranger en 2016 (%)			
		16,91	
Destination des séjours pêche à l'étranger en 2016 (%)			
	Irlande	57,50	
	Norvège	17,50	
	Ecosse	10,00	
	Autres	12,50	
Rivière principale pour la pêche au saumon (%)			
	Ellé	18,83	
	Léguer	18,83	
	Blavet	14,35	
	Trieux	10,76	
	Scorff	7,62	
	Aulne	5,83	
	Elorn	5,83	
Principales AAPPMA d'adhésion (%)			
	Lannion	10,89	
	Quimper	8,91	
	Lorient	7,41	
	Pontrieux-La Roche Derrien	7,43	
	Elorn	6,93	
	Plouay	6,44	
	Guingamp	5,94	
	Morlaix	3,96	
	Ellé	3,96	
Modes de pêche pratiqués pour le saumon (%)			
	Mouche	63,46	
	Leurres	68,75	
	Appâts	50,48	

Tableau 4 : Statistiques descriptives de l'activité de pêche au saumon de l'échantillon (suite)

Pêche du saumon à la mouche (%)	Exclusivement	18,45
	Principalement	24,27
	Occasionnellement	29,13
	Pas du tout	28,16
Moyens de transport utilisés (%)	Véhicule personnel	94,23
	Co-voiturage	15,87
	Autre	4,46
Possède une embarcation (%)	Bateau	22,34
	Kayak	9,14
	Autre (float-tube, paddle)	4,57
	Aucune	63,96
Autres pêches pratiquées ? (%)	Truite rivière	80,77
	Truite réservoir	14,42
	Carnassiers	43,27
	Pêche en mer	58,17
	Autre (pêche à pied, etc.)	5,79
	Aucune	3,85
Autres activités récréatives de plein air pratiquées ? (%)	Chasse	38,42
	Randonnée	53,20
	Canoë-kayak	10,84
	Vélo	26,11
	Autres (jardinage, etc.)	22,73
	Aucune	10,84
Nombre d'observations		188

L'ensemble des résultats n'est peut-être pas représentatif de ceux de la population des pêcheurs de loisir en France. En effet, le mode d'administration de notre enquête peut induire un biais d'auto-sélection. C'est souvent le cas lorsque les participants à une enquête sont contactés en ligne ou par voie postale. Nous avons peut-être une surreprésentation de certains profils de pêcheurs récréatifs. Certaines CSP ou encore des pêcheurs plus jeunes auront peut-être moins d'appréhension ou plus de facilité à répondre au questionnaire en ligne. Certains peut-être plus soucieux de l'état de la ressource ou ayant déjà des expériences de pêche en « no-kill » ont certainement été plus enclins à répondre à l'enquête que d'autres.

4. Quels sont les déterminants des choix de sorties de pêche des pêcheurs de saumon ?

La méthodologie retenue est de proposer des alternatives de choix aux individus interrogés lors d'une enquête. A partir des réponses des pêcheurs nous cherchons à estimer les paramètres de la fonction d'utilité indirecte des pêcheurs. Dans les expériences de choix proposées, les pêcheurs interrogés étaient invités à choisir entre plusieurs sorties de pêche fictives définies à partir de différents attributs et de leurs niveaux. Une fois les ensembles de choix présentés, nous avons interrogé les pêcheurs sur la difficulté qu'ils avaient eu à choisir la sortie de pêche préférée (1 correspondant à « pas difficile du tout », et 10 à « très difficile »). En moyenne, le degré de difficulté ressentie est de 4,9 sans différences significatives entre les pêcheurs enquêtés (CSP ou autre). Grâce à l'analyse statistique des arbitrages faits par les répondants entre les différents attributs des sorties de pêche, il nous est possible de savoir comment ces attributs d'intérêt sont valorisés par les personnes interrogées. Nous avons pour cela estimé des modèles de choix discrets. Si le paramètre estimé d'un attribut est positif alors la présence de cet attribut augmente la probabilité de choisir une sortie de pêche présentant cet attribut. Ces résultats sont approfondis par la suite en regardant s'il existe des différences de valorisation selon les caractéristiques individuelles identifiées grâce à l'introduction d'interactions entre attributs et caractéristiques individuelles.

4.1 Résultats des estimations des modèles de choix discrets

Le modèle statistique retenu estime la probabilité d'un individu de choisir une sortie de pêche en fonction des attributs de ces sorties. Ainsi, nous avons estimé un modèle logit conditionnel en intégrant les attributs des sorties de pêche dans la régression y compris l'attribut distance, comme variables explicatives du modèle. Nous avons introduit également une constante spécifique à l'alternative *statu quo* comme variable explicative, afin de capter l'effet des variables non observées sur le choix du *statu quo*. On suppose ici que les préférences relatives aux différents attributs sont homogènes entre les individus enquêtés.

Excepté l'attribut distance, tous les attributs retenus pour une sortie de pêche sont qualitatifs. Il a fallu les transformer et les coder. Un attribut comportant L niveaux est transformé en $L-1$ variables indicatrices. Pour chacune de ces variables indicatrices, une manière simple de procéder est d'affecter la valeur 1 si le niveau est présent et 0 sinon (on appelle ces variables des *Dummy*). Le $L^{ième}$ niveau est exclu pour éviter des problèmes de colinéarité lors de la régression, ce niveau sert alors de référence. Cependant, l'effet du $L^{ième}$ niveaux peut ensuite être retrouvé puisqu'il est capturé par la constante b_0 dans le modèle suivant : $Y_j = b_0 + b_1 D_{j1} + b_2 D_{j2} + \dots + b_{L-1} D_{jL-1}$. La constante décrit l'utilité de l'attribut omis, les autres coefficients s'interprètent comme la variation d'utilité des autres niveaux d'attributs par rapport à l'utilité associée au $L^{ième}$ niveau. Tous les paramètres estimés sont corrélés à la constante b_0 . Cette façon de procéder pour le codage peut introduire un problème d'identification des

paramètres car l'utilité associée au $L^{i\text{ème}}$ niveau de l'attribut ne peut pas être séparée d'autres éléments de l'utilité qui peuvent aussi se retrouver dans la constante. C'est le cas si le modèle comporte d'autres variables discrètes que l'on transformerait de la même manière. L'effet du niveau omis pour cette variable se retrouverait également dans la constante b_0 . Pour éviter des problèmes d'identification et d'interprétation des coefficients, nous avons utilisé les *coding effects* pour coder les variables discrètes (Bech et Gyrd-Hansen, 2005 ; Daly *et al.*, 2016). Chacune des $L-1$ variables créées prend la valeur 1 si le niveau est présent, -1 pour le niveau correspondant au niveau de référence et 0 sinon. L'effet du niveau de référence sur l'utilité ne se retrouve plus dans la constante. Le paramètre associé à chaque niveau de référence pour chaque attribut n'est pas estimé directement par le modèle. La contribution à l'utilité du niveau de référence L est égale à l'opposé de la somme des $L-1$ paramètres. Ainsi, la constante spécifique à l'alternative (CSA) de notre modèle capture seulement l'effet de l'alternative *statu quo* sur l'utilité de l'individu. Le tableau 5 présente le codage utilisé (*coding effects*) pour chacun de nos attributs.

Tableau 5 : Codage des attributs qualitatifs

Variables	Niveaux	Variable éclatée et codage			Contribution à l'utilité
Saison		Saison1	Saison2	Saison3	
	Printemps	1	0	0	α_1
	Eté	0	1	0	α_2
	Automne	-1	-1	1	$-\alpha_1 - \alpha_2$
<i>Paramètres associés</i>		α_1	α_2	$\alpha_3 = 0$	
TAC		TAC1	TAC2		
	30 saumons printemps et 240 castillons	1	0		β_1
	80 saumons printemps et 640 castillons	-1	-1		$-\beta_1$
<i>Paramètres associés</i>		β_1	$\beta_2 = 0$		
Modes de pêche		Mode1	Mode2	Mode3	
	Mouche	1	0	0	γ_1
	Mouche, leurres	0	1	0	γ_2
	Mouche, leurres, appâts	-1	-1	1	$-\gamma_1 - \gamma_2$
<i>Paramètres associés</i>		γ_1	γ_2	$\gamma_3 = 0$	
No-kill obligatoire		Nokill1	Nokill2		
	Oui	1	0		δ_1
	Non	-1	-1		$-\delta_1$
<i>Paramètres associés</i>		δ_1	$\delta_2 = 0$		
Fréquentation		Freq1	Freq2		
	Peu fréquentée	1	0		η_1
	Très fréquentée	-1	-1		$-\eta_1$
<i>Paramètres associés</i>		η_1	$\eta_2 = 0$		

Niveau de références en grisé

Compte tenu du codage, l'équation à estimer se formalise de la façon suivante :

$$U_{ijt} = CSA_{jt} + \alpha_1 \cdot Saison1_{jt} + \alpha_2 \cdot Saison2_{jt} + \beta_1 \cdot TAC1_{jt} + \gamma_1 \cdot Mode1_{jt} + \gamma_2 \cdot Mode2_{jt} + \delta_1 \cdot Nokill_{jt} + \eta_1 \cdot Freq1_{jt} + \theta \cdot Distance_{jt} + \varepsilon_{ijt}$$

Le modèle Logit conditionnel suppose que l'hypothèse IIA soit vérifiée. Cette hypothèse a été testée à l'aide du test d'Hausman et Mc Fadden (Hausman et Mc Fadden, 1984). Les choix « Sortie A », « Sortie B » et « *Statu quo* » ont été successivement enlevés de l'échantillon. Les résultats du test sont présentés dans le tableau de l'Annexe 3. Ils indiquent que l'hypothèse IIA est bien vérifiée, ce qui conduit à des estimations consistantes.

Les résultats des estimations des modèles à partir des données collectées sont présentés dans le tableau 6. Les paramètres calculés pour les niveaux de référence des attributs sont donnés dans le tableau 7. La qualité d'ajustement du modèle est plutôt bonne, le test du ratio de vraisemblance (test LR) indique que le modèle est globalement significatif.

La constante spécifique à l'alternative *statu quo* est significative et négative, ce qui suggère que pour les pêcheurs interrogés, choisir n'importe quelle sortie de pêche apporte plus d'utilité que de l'option de non choix qu'est le *statu quo*. Ils préfèrent donc faire une sortie de pêche plutôt que de ne rien faire. Tous les coefficients estimés sont significatifs (à 1% ou 5% d'erreur), exceptés ceux des variables « Saison2 » et « Mode2 ». Une sortie de pêche en été, ou bien le fait que mouche et leurres soient autorisés n'a pas d'impact sur le bien-être des pêcheurs répondants. Par contre, les autres paramètres estimés et calculés indiquent que les répondants préfèrent faire des sorties de pêche au printemps, tandis que leur bien-être diminue dans le cas de sorties en automne. Les enquêtés préfèrent faire des sorties de pêche sur des rivières peu fréquentées et pour lesquelles le TAC est faible. Ils préfèrent également quand tous les modes de pêche sont autorisés et qu'il n'y a pas de réglementation en « no-kill » obligatoire. Par contre la congestion ressentie sur une rivière diminue la satisfaction des pêcheurs répondants. Il en est de même si le seul mode de pêche autorisé est la mouche ou si la capture avec remise à l'eau est obligatoire. Enfin comme attendu, les pêcheurs enquêtés préfèrent faire des sorties sur des rivières proches, et ce toutes choses égales par ailleurs.

Tableau 6 : Résultats d'estimation du modèle Logit conditionnel

Variables	Paramètres estimés
CSA (<i>statu quo</i>)	-0,932*** (0,162)
Saison1 (<i>printemps</i>)	0,347*** (0,066)
Saison2 (<i>été</i>)	-0,084 (0,066)
TAC1 (<i>30 saumons printemps et 240 castillons</i>)	0,112** (0,049)
Mode1 (<i>Mouche</i>)	-0,214** (0,073)
Mode2 (<i>Mouches et leurres</i>)	-0,002 (0,066)
Nokill1 (<i>Oui</i>)	-0,225*** (0,048)
Freq1 (<i>Peu fréquentée</i>)	0,371*** (0,048)
Distance	-0,009*** (0,002)
Nb obs. (individus X 3 options X 6 ens. de choix)	3387
Log Vraisemblance	-1168,192
Test LR	144,28 (0,00)
Pseudo R²	0,0582

***, **, * désignent les variables significatives au seuil de 1%, 5% et 10 % respectivement.

Les écart-types estimés figurent entre parenthèses.

Tableau 7 : Calcul des paramètres estimés des niveaux de référence des attributs

Variabiles	Paramètres
Saison3 (<i>Automne</i>)	-0,263 *** (0,066)
TAC2 (<i>80 saumons printemps et 640 castillons</i>)	0,112** (0,049)
Mode3 (<i>Mouche, leurres, appâts</i>)	0,216** (0,068)
Nokill2 (<i>Non</i>)	0,225*** (0,048)
Freq2 (<i>Très fréquentée</i>)	-0,371*** (0,048)

***, **, * désignent les variables significatives au seuil de 1%, 5% et 10 % respectivement.

Les écart-types figurent entre parenthèses (par exemple pour la variable *Saison3*, les écart-types ont été calculés de la façon suivante : $var(-\alpha_1 - \alpha_2) = var(\alpha_1) + var(\alpha_2) + 2.covar(\alpha_1, \alpha_2)$)

Les préférences relatives aux attributs décrivant les sorties de pêche ne sont pas forcément homogènes entre les individus enquêtés. Par la suite, nous avons donc pris en compte les caractéristiques individuelles des pêcheurs enquêtés, comme la catégorie socio-professionnelle, le revenu des pêcheurs, leur diplôme, ou encore leur pratique de pêche, en les croisant avec les attributs des sorties de pêche dans la régression, en supposant qu'elles pouvaient avoir une influence sur les choix de sorties. Ces interactions n'étaient pas toutes significatives avec tous les attributs, elles l'ont surtout été avec l'attribut « no-kill » ou le mode de pêche autorisé notamment à la mouche. Ce qui suggère que les préférences des pêcheurs enquêtés sont hétérogènes vis-à-vis de ce type de réglementation. Nous avons également testé des interactions avec l'âge, le nombre d'années d'expérience pour la pratique de la pêche au saumon, le fait d'avoir signé la charte, etc. Elles ne sont pas apparues significatives, nous ne les avons donc pas retenues. Ainsi, il existe des différences significatives pour la constante spécifique à l'alternative selon la CSP de du pêcheur enquêté (Annexe 2), avec notamment des valeurs beaucoup plus fortes pour les chefs d'entreprise ou les cadres et professions intellectuelles supérieures (en valeur absolue). Il existe également une différence significative avec le revenu, où la constante diminue d'autant plus que le revenu augmente (Annexe 3).

En moyenne, la probabilité que le pêcheur choisisse une sortie diminue lorsque le « No-kill » est obligatoire sur la rivière. Cependant, nous observons des différences selon la CSP du répondant, puisque cette probabilité augmente au contraire pour les chefs d'entreprise et profession libérale, et pour les cadres et professions intellectuelles supérieures (Annexe 4). De plus, moins le pêcheur enquêté est diplômé, moins il choisira une sortie de pêche sur une rivière où les captures doivent être obligatoirement relâchées (Annexe 5). Il en est de même plus le

revenu net du foyer du pêcheur est faible (Annexe 6). Un pêcheur pratiquant exclusivement la pêche à la mouche a une probabilité plus grande de choisir une sortie sur une rivière où le « no-kill » est obligatoire (Annexe 7). En moyenne, une rivière sur laquelle seule la pêche à la mouche est autorisée attire moins de pêcheurs, mais c'est de moins en moins vrai au fur et à mesure que les revenus des pêcheurs augmentent (Annexe 8).

4.2 Quel est le consentement à payer pour une sortie de pêche ?

A partir des estimations des paramètres relatifs aux attributs, dont celui de la distance, il est possible de calculer le consentement à payer pour chaque niveau d'attribut, puis de remonter au calcul du consentement à payer pour faire une sortie de pêche (indépendamment des caractéristiques de la sortie), et à la valeur de journées de pêche types combinant plusieurs attributs. Dans notre modèle, l'attribut prix est en réalité un attribut distance. Mais la distance utilisée comme une variable indicatrice du coût est convertie par la suite en un coût comme chez Hanley et *al.* (2002) et Timmins et Murdoch (2007), Ropars-Collet et *al.* (2015, 2017), Rulleau et *al.* (2011). Les résultats des CAP sont contingents aux hypothèses retenues pour mesurer le coût de déplacement des pêcheurs. Plusieurs possibilités sont évoquées dans la littérature pour convertir la distance en coût. Seul le coût du carburant, sans y inclure le coût de l'usure du véhicule, a été retenu, supposant ainsi que les pêcheurs n'accordent d'importance qu'au coût du carburant lors du choix d'une sortie de pêche à la journée, surtout lorsque les distances sont relativement courtes comme c'est le cas dans les occasions de choix proposées. Un coût de 0,103 € par kilomètre a été utilisé, moyenne de l'indemnisation des frais de carburant au kilomètre pour les véhicules de 5 à 7 chevaux fiscaux⁷, en considérant que 75% du parc automobile français roule au gazole. Cette valeur est proche de celle utilisée par Rulleau et *al.* (2011) et Ropars-Collet et *al.* (2015, 2017) ou dans la littérature anglo-saxonne. L'attribut distance est converti en coût de transport aller-retour par la formule suivante : Distance en kilomètres x 2 x 0,103 €. On aurait pu prendre en plus du coût du carburant dans le coût automobile, l'amortissement du véhicule et le coût d'opportunité du temps (0,10 €/km si le temps est valorisé au SMIC). Nous avons choisi de donner des valeurs « plancher » en considérant que les pêcheurs qui covoiturent partagent le seul carburant et que le temps de déplacement n'est pas forcément considéré comme un coût quand il s'agit de pratiquer une activité de loisir. Les formules de calcul des CAP pour chaque niveau d'attribut sont présentées dans le tableau 8.

⁷ Source : barème des impôts français : <http://bofip.impots.gouv.fr/bofip/2095-PGP.html>

Tableau 8 : Calcul des consentements à payer estimés pour chaque niveau d'attribut

Attribut	Niveau	CAP
Saison		
	Printemps	$-2 * 0,103 * \alpha_1 / \theta$
	Eté	$-2 * 0,103 * \alpha_2 / \theta$
	Automne	$2 * 0,103 * (\alpha_1 + \alpha_2) / \theta$
TAC		
	30 saumons printemps et 240 castillons	$-2 * 0,103 * \beta_1 / \theta$
	80 saumons printemps et 640 castillons	$2 * 0,103 * \beta_1 / \theta$
Modes de pêche		
	Mouche	$-2 * 0,103 * \gamma_1 / \theta$
	Mouche et leurres	$-2 * 0,103 * \gamma_2 / \theta$
	Mouche, leurres et appâts	$2 * 0,103 * (\gamma_1 + \gamma_2) / \theta$
No-kill obligatoire		
	Oui	$-2 * 0,103 * \delta_1 / \theta$
	Non	$2 * 0,103 * \delta_1 / \theta$
Fréquentation		
	Peu fréquentée	$-2 * 0,103 * \eta_1 / \theta$
	Très fréquentée	$2 * 0,103 * \eta_1 / \theta$

A partir de ces formules, nous pouvons estimer la valorisation moyenne des différentes caractéristiques d'une sortie de pêche à la journée par les pêcheurs (Figure 1). La CSA nous renseigne sur la perte d'utilité de choisir l'alternative *statu quo*. A partir de la CSA, nous pouvons donc calculer la valeur de l'option faire une « sortie de pêche » quelle qu'elle soit, et que l'on peut considérer comme une valeur de base qui peut être augmentée ou diminuée en fonction du niveau des attributs et de leur valorisation. En moyenne, cette valeur de base est de 21 €, mais il existe des différences significatives selon la CSP des pêcheurs enquêtés (Figure 2) ou selon le revenu (Figure 3). Ainsi, la valeur de base d'une sortie de pêche pour les chefs d'entreprise et professions libérales cadres ou professions intellectuelles supérieures est relativement élevée (autour de 40 €), tandis qu'elle est très faible pour les retraités ou ouvriers (moins de 10 €). Cette valeur de base varie en fonction du revenu, en partant de 3 € pour les revenus les plus bas jusqu'à plus de 30 € pour les hauts revenus.

Concernant la valorisation des caractéristiques de la sortie de pêche, les pêcheurs enquêtés valorisent fortement le fait de pêcher au printemps par rapport à l'automne (écart d'environ 15 €). Ils vont également fortement valoriser le fait de pêcher dans des rivières peu fréquentées (écart de 17 €). On retrouve ici l'hypothèse d'une externalité de congestion qui diminue la

satisfaction des pêcheurs. Toute chose égale par ailleurs, une rivière très fréquentée est très peu valorisée (moins de 3 €). La sur-fréquentation des parcours de pêche est d'ailleurs le principal argument des pêcheurs qui ne veulent plus pêcher le saumon en France et qui font le choix d'aller à l'étranger pour pêcher avec un prix à la journée. En France, une fois la carte de pêche acquise pour l'année, il n'existe pas de régulation de l'accès aux rivières. Concernant les modes de pêche, la satisfaction des pêcheurs diminue lorsque seule la mouche est autorisée. Les pêcheurs vont également préférer des rivières sur lesquelles la remise à l'eau n'est pas obligatoire. L'écart de bien-être entre une réglementation en « no-kill » obligatoire et celle où le prélèvement est autorisé est de plus de 10 € par sortie de pêche. Enfin, un TAC faible sur une rivière est mieux valorisé qu'un TAC élevé. Ce résultat n'est pas celui attendu mais reflète peut-être l'inquiétude des pêcheurs quant à l'état de la ressource qui s'est d'ailleurs traduite par des commentaires lors des retours de certains questionnaires. Cela peut également être lié à une mauvaise interprétation ou à une méconnaissance de la définition du TAC.

Figure 1 : Valorisation des attributs d'une sortie de pêche (résultats moyens)

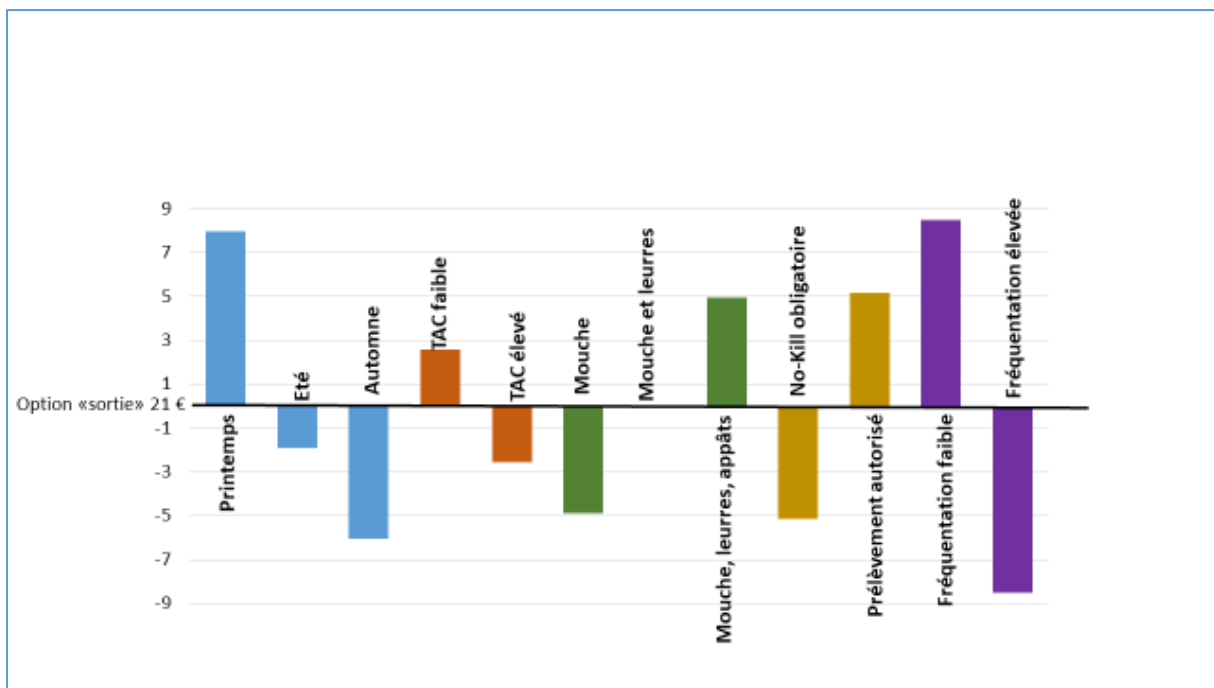


Figure 2 : Valeur de l'option « sortie » selon la CSP des pêcheurs

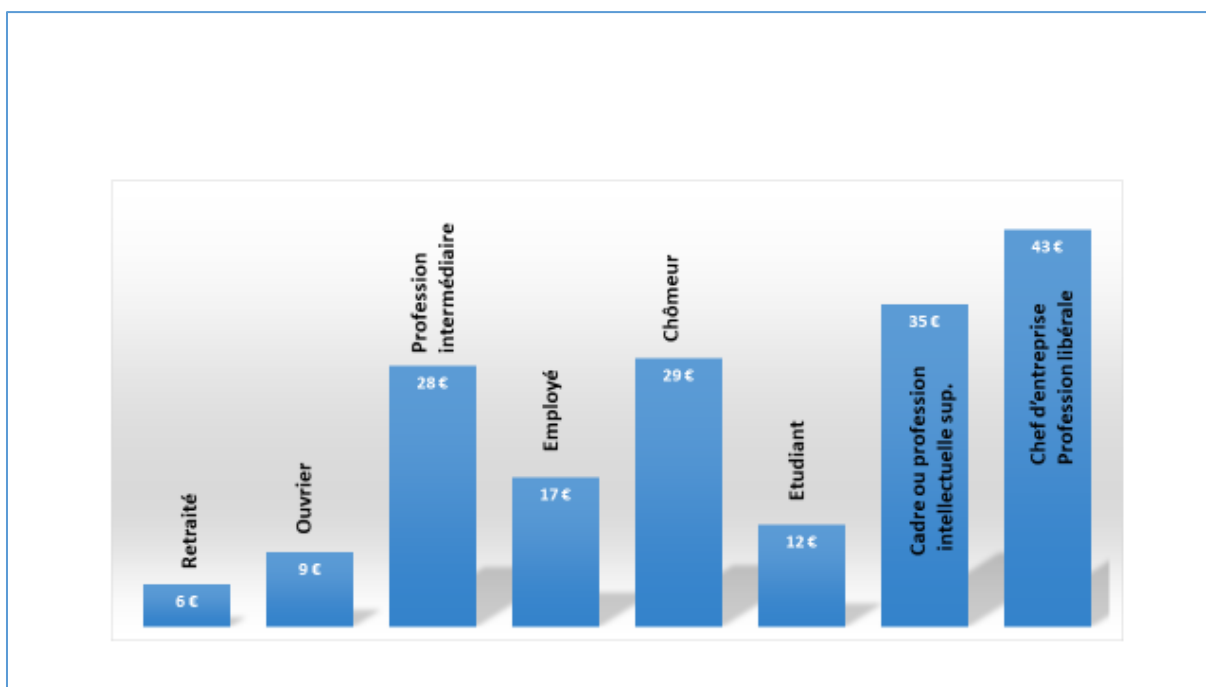
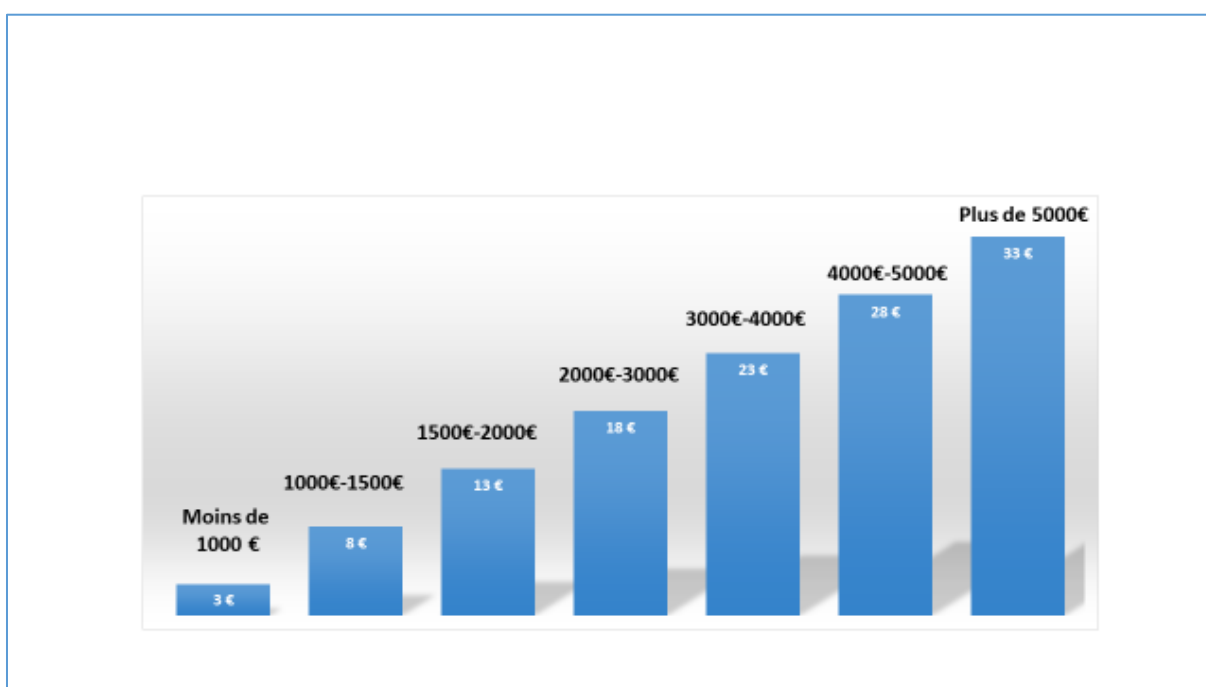


Figure 3 : Valeur de l'option « sortie » selon le revenu des pêcheurs



Les CAP calculés pour chaque niveau d'attribut nous permet d'estimer la valeur de sorties de pêche type (Tableau 9). La valeur de la sortie 1 dans le tableau 9, que l'on pourrait qualifier d'idéale pour le pêcheur puisqu'elle présente les niveaux les mieux valorisés pour chaque attribut, est de 50 € hors déplacement. Au contraire, la sortie 2 présentant les niveaux les moins valorisés pour chaque attribut n'a pas de valeur positive. Par contre, les pêcheurs vont mieux valoriser et donc préférer une sortie de pêche au printemps, même si la réglementation impose une remise à l'eau des captures obligatoire, à une sortie de pêche à l'automne où les prélèvements sont autorisés, toutes choses égales par ailleurs.

Tableau 9 : Valeur par jour de sorties de pêche types

Sortie 1	Sortie 2	Sortie 4	Sortie 4
Printemps	Automne	Printemps	Automne
Rivière peu fréquentée	Rivière très fréquentée	Rivière très fréquentée	Rivière très fréquentée
TAC faible	TAC fort	TAC faible	TAC faible
Mouche, leurre et appâts	Mouche	Mouche et leurres	Mouche et leurres
Prélèvement autorisé	No-kill obligatoire	No-kill obligatoire	Prélèvement autorisé
0 km	0 km	0 km	0 km
50 €	-6 €	18 €	15 €

Il existe des différences significatives de valorisation des caractéristiques d'une sortie de pêche entre les pêcheurs, notamment pour les captures avec remise à l'eau obligatoires (Figure 4). Une telle réglementation diminue en moyenne le bien-être des pêcheurs. Mais cette perte de bien-être est la plus forte pour les chômeurs, elle est également relativement importante pour les retraités et ouvriers. Au contraire, les chefs d'entreprises et professions libérales, et les cadres ou professions intellectuelles supérieures valorisent cette réglementation. On retrouve aussi des différences de valorisation du « no-kill » en fonction du diplôme des pêcheurs enquêtés (Figure 5) avec un gain de bien-être d'une réglementation « no-kil » pour les pêcheurs les plus diplômés (Bac +5 et plus), toutes choses égales par ailleurs. Les pêcheurs pratiquant exclusivement la pêche à la mouche valorisent la réglementation en « no-kill » tandis que ceux ne pratiquant jamais ou occasionnellement la pêche à la mouche ne la valorisent pas du tout. Ce qui est cohérent puisque la remise à l'eau des captures n'est compatible qu'avec ce type de pratique. Enfin, la pêche à la mouche pour l'attribut « mode de pêche autorisé » est peu valorisée sauf par les pêcheurs ayant les plus hauts revenus (Figure 8).

Figure 4 : Valorisation du « no-kill » selon la CSP des pêcheurs enquêtés

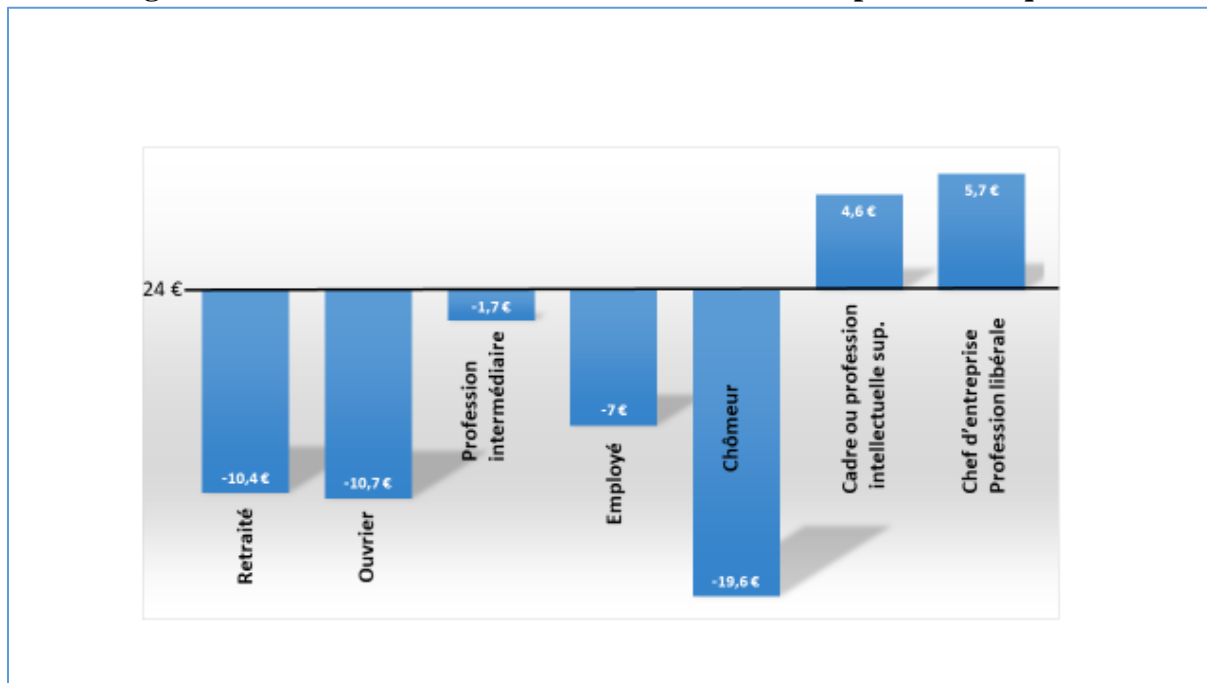


Figure 5 : Valorisation du « no-kill » selon le diplôme des pêcheurs enquêtés



Figure 6 : Valorisation du « no-kill » selon la pratique de la mouche des pêcheurs enquêtés

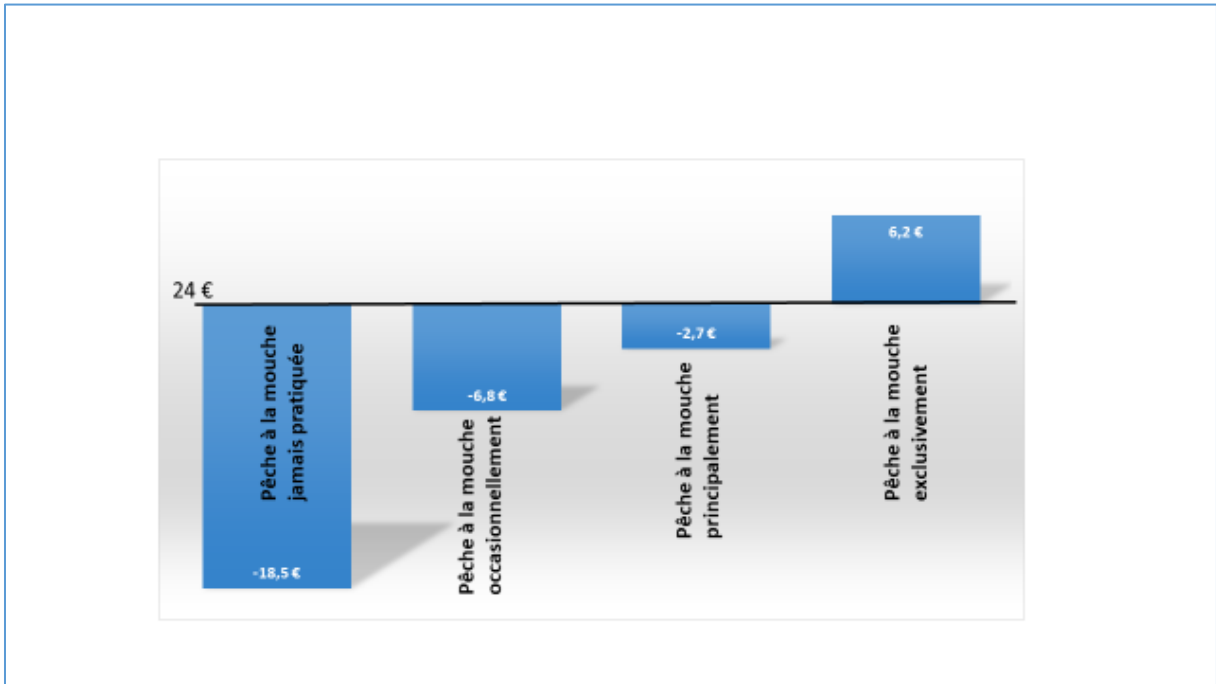


Figure 7 : Valorisation du « no-kill » selon le revenu des pêcheurs enquêtés

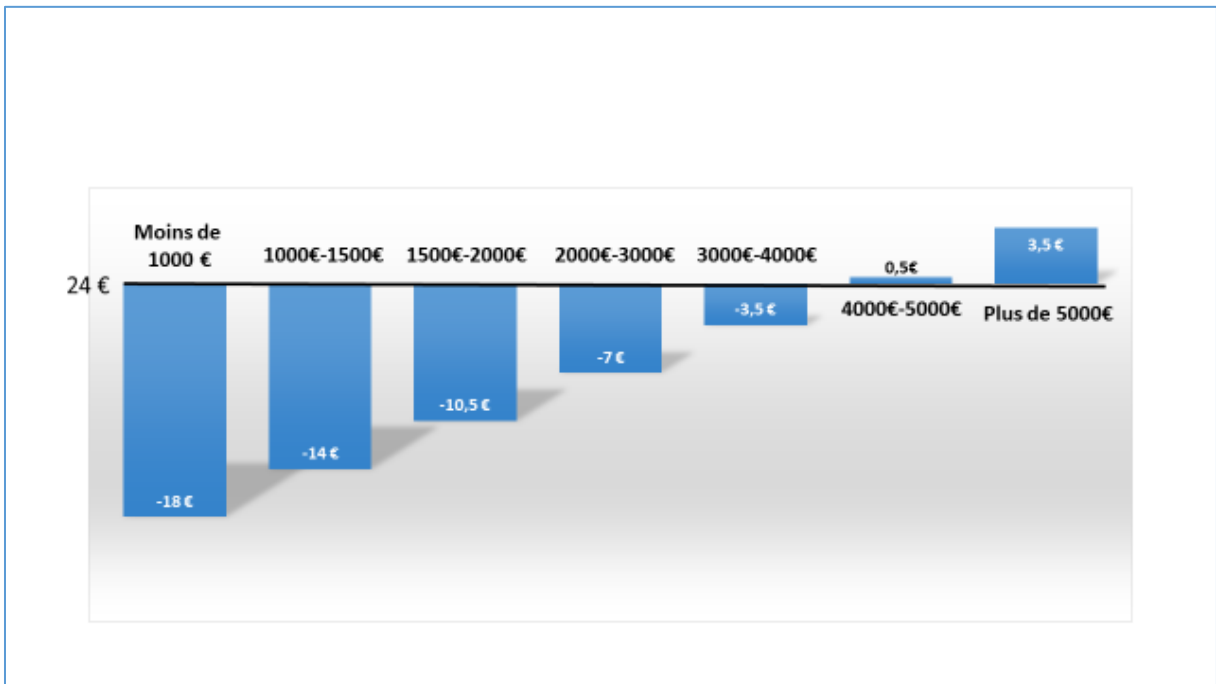
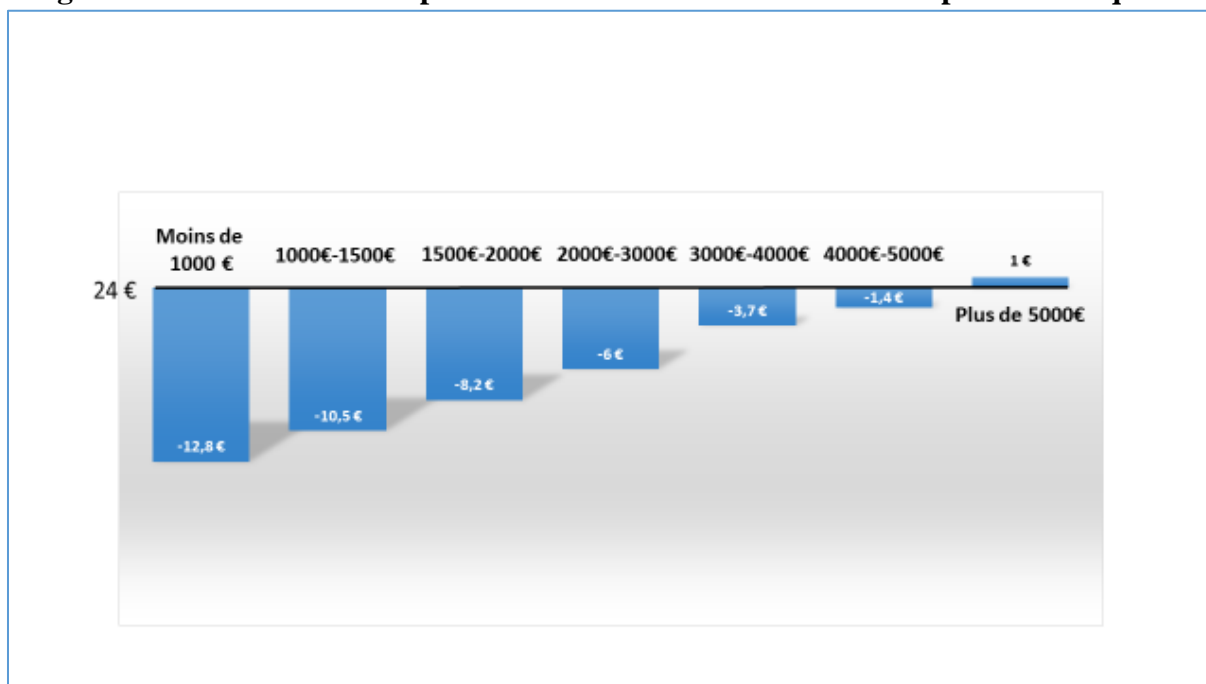


Figure 8 : Valorisation de la pêche à la mouche selon le revenu des pêcheurs enquêtés



5. Discussion des résultats et conclusion

Ce qu'il faut retenir de nos résultats est que faire une sortie de pêche au saumon (indépendamment des caractéristiques de la sortie) procure du bien être aux pêcheurs enquêtés. On observe cependant une grande variation de la valeur de la sortie de pêche avec la CSP ou avec le revenu. Le choix d'une destination de pêche dépend de tous les attributs et des niveaux utilisés pour caractériser la sortie de pêche. Toutefois, tous n'ont pas le même poids dans la décision des pêcheurs de choisir une sortie. La saison de pêche et surtout la fréquentation ont un impact fort sur la satisfaction des pêcheurs. Ainsi le gain de bien-être est d'environ 15 € entre une sortie de pêche au printemps par rapport à l'automne, et de 17 € si la rivière est peu fréquentée (toutes choses égales par ailleurs). En moyenne, les pêcheurs préfèrent une réglementation peu restrictive, où la remise à l'eau des captures n'est pas obligatoire et la mouche n'est pas le seul mode de pêche autorisé. Sur notre échantillon, le « no-kill » réduit le bien-être des pêcheurs par journée de pêche. En moyenne, on observe que le « no-kill » a un effet dépressif sur la valorisation de la journée de pêche, avec 25 €/jour si le prélèvement est autorisé et 15 €/jour si le « no-kill » est obligatoire. Cependant, on observe une hétérogénéité des préférences entre les pêcheurs pour une réglementation en « no-kill » obligatoire. Ainsi, la valorisation du « no-kill » augmente avec le diplôme, avec le revenu, ou encore avec la pratique de la mouche et peut même devenir positive. C'est aussi une caractéristique valorisée par certaines CSP. Nous montrons également qu'une sortie de pêche au printemps où le « no-kill » est obligatoire vaut plus qu'une sortie de pêche en automne avec prélèvements autorisés. Par rapport à la fermeture de la pêche une fois le TAC atteint, la prolongation de la période de pêche

en « no-kill » permet d'augmenter le nombre de journée et le bien-être global des pêcheurs. A TAC constant (si pas de mortalité), le « no-kill » augmente la valeur halieutique de la rivière. Le « no-kill » est donc un des paramètres sur lequel on peut jouer pour gérer la ressource. Mais le « no-kill » n'empêche pas une certaine congestion, or la régulation de la fréquentation des rivières semble être un élément déterminant du bien-être des pêcheurs récréatifs, notamment pour la pêche au saumon.

Références bibliographiques

- Aas Y., Thailing C.E., Ditton R.B. (2002). Controversy over catch-and-release recreational fishing in Europe, dans *Recreational Fisheries*, édité par T. J. Pitcher et C. E. Hollingworth, Oxford, UK: Blackwell Publishing Ltd, 95-106.
- Adamowicz, W., Louviere J., Williams M. (1994). Combining revealed and stated preference methods for valuing environmental amenities, *Journal of Environmental Economics and Management*, 26(3), 271-292.
- Arlinghaus, R., Beardmore B., Riepe C., Meyerhoff J., Pagel T. (2014). Species-specific preferences of German recreational anglers for freshwater fishing experiences, with emphasis on the intrinsic utilities of fish stocking and wild fishes: utility of stocking to freshwater anglers, *Journal of Fish Biology*, 85(6), 1843-1867.
- Bech M., Gyrd-Hansen D. (2005). Effects coding in discrete choice experiments, *Health Economics*, 14, 1079-1083.
- Bennett J., Adamowicz A. (2001). Some fundamentals of environmental choice modelling », dans *The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation*, J. Bennett et R. Blamey, Cheltenham, Edward Elgar, 37-72.
- Beville S., Kerr G.N. (2009). Fishing for more understanding: a mixed logit-error component model of freshwater angler site choice. https://www.researchgate.net/publication/46472725_Fishing_for_more_understanding_a_mixed_logit-error_component_model_of_freshwater_angler_site_choice
- Boxall P. C., Macnab B. (2000). Exploring the preferences of wildlife recreationists for features of boreal forest management: a choice experiment approach, *Canadian Journal of Forest Research*, 30, 1931–1941.
- Carson R. T., Hanemann M., Wegge T.C. (2009). A nested Logit model of recreational fishing demand in Alaska, *Marine Resource Economics*, 24(2), 101-129.
- Carter D.W., Liese C. (2012). The economic value of catching and keeping or releasing saltwater sport fish in the Southeast USA, *North American Journal of Fisheries Management*, 32(4), 613-625.
- Daly A., Dekker T., Hess S. (2016). Dummy coding vs effects coding for categorical variables: Clarifications and extensions, *Journal of Choice Modelling*, 21, 36-41.
- Hanley N., Wright R.E., Adamowicz W., (1998). Using choice experiments to value the environment, *Environmental and Resource Economics*, 1(3-4), 413-428.

- Hanley N., Wright R.E., Koop G. (2002). Modelling recreational demand using choice experiments: climbing in Scotland, *Environmental and Resource Economics*, 22, 449–466.
- Lawrence, K. S. (2005). Assessing the value of recreational sea angling in South West England, *Fisheries Management and Ecology*, 2(6), 369-375.
- Lee D. E., Hosking S. G., du Preez M. (2014). A Choice experiment application to estimate willingness to pay for controlling excessive recreational fishing demand at the Sundays River estuary, South Africa, *Water SA*, 40(1), 39-48.
- Lew D. K., Larson D.M. (2015). Stated preferences for size and bag limits of Alaska charter boat anglers, *Marine Policy*, 61, 66-76.
- Le Goffe P., Salanié J. (2004). La gestion associative de la pêche en France : une analyse économique à partir du cas des salmonidés, *Bulletin Français de la Pêche et de la Pisciculture*, 375, 15-34
- Mkwara L., Marsh D., Scarpa R. (2015). The effect of within-season variability on estimates of recreational value for trout anglers in New Zealand, *Ecological Economics*, 119, 338-345.
- Olaussen, J. O. (2016). Catch-and-release and angler utility: evidence from an Atlantic salmon recreational fishery, *Fisheries Management and Ecology*, 23(3-4), 253-263.
- Ropars-Collet C., Leplat M., Le Goffe Ph. (2017). « Commercial fisheries as an asset for recreational demand on the coast: Evidences from a choice experiment », *Marine Resource Economics*, 32(4), 391-409.
- Ropars-Collet C., Leplat M., Le Goffe Ph., Lesueur M. (2015). La pêche professionnelle est-elle un facteur d'attractivité récréative sur le littoral ?, *Revue Economique*, 66(4), 729-754.
- Rulleau B., Dehez J., Point P. (2011). The tourist recreational demand for coastal forests: do forests really matter?, *Review of Agricultural and Environmental Studies*, 92(3), 291–310.
- Ryan M., Wordsworth S. (2000). Sensitivity of willingness to pay estimates to the level of attributes in discrete choice experiments, *Scottish Journal of Political Economy*, 47(5), 504-524.
- Salanié J. (2006). *Analyse Economique d'une Activité Récréative : la Pêche au Saumon en France*, Thèse pour l'obtention de grade de Docteur De l'Ecole Nationale Supérieure Agronomique de Rennes.
- Sanko N. (2000). Guideline for stated preference experiment design. Professional company project. Ecole Nationale des Ponts et Chaussées.
- Timmins C., Murdock J. (2007). A revealed preference approach to the measurement of congestion in travel cost models, *Journal of Environmental Economics and Management*, 53(2), 230-249.

Annexe 1 : Résultats du test d'Hausman-Mc Fadden pour l'hypothèse IIA

Le test d'Hausman-Mc Fadden pour l'hypothèse IIA consiste à comparer les coefficients estimés du modèle avec toutes les alternatives de choix avec ceux du modèle où on a enlevé une des alternatives de choix.

Ho : Il n'existe pas de différence significative entre les coefficients estimés

Ha : Il existe une différence significative entre les coefficients estimés

Echantillon	Statistique du Khi ²	p-value
Sans l'alternative « Sortie A »	10,84	0,287
Sans l'alternative « Sortie B »	9,76	0,370
Sans l'alternative « <i>Statu Quo</i> »	14,48	0,070

Quelle que soit l'alternative retirée, la probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse Ho est supérieure à 5%. Nous acceptons, pour chacun des trois tests, l'hypothèse Ho.

Annexe 2 : Estimation du modèle Logit avec interactions entre CSA et CSP

Variables	Paramètres estimés
CSA (<i>statu quo</i>)	-0,335 (0,403)
CSA (<i>statu quo</i>) ## Retraité	-0,152 (0,389)
CSA (<i>statu quo</i>) ## Ouvrier	-0,269 (0,426)
CSA (<i>statu quo</i>) ## Profession Intermédiaire	-0,931** (0,410)
CSA (<i>statu quo</i>) ## Employé	-0,538 (0,421)
CSA (<i>statu quo</i>) ## Chômeur	-0,972* (0,586)
CSA (<i>statu quo</i>) ## Etudiant	-0,369 (0,624)
CSA (<i>statu quo</i>) ## Cadre et Profession Intellectuelle	-1,153** (0,430)
CSA (<i>statu quo</i>) ## Chef d'entreprise	-1,421*** (0,422)
Saison1 (<i>printemps</i>)	0,346*** (0,068)
Saison2 (<i>été</i>)	-0,086 (0,068)
TAC1 (<i>30 saumons printemps et 240 castillons</i>)	0,104** (0,051)
Mode1 (<i>Mouche</i>)	-0,210** (0,076)
Mode2 (<i>Mouches et leurres</i>)	0,007 (0,069)
Nokill1 (<i>Oui</i>)	-0,204*** (0,049)
Freq1 (<i>Peu fréquentée</i>)	0,389*** (0,050)
Distance	-0,008*** (0,002)
Nb obs. (individus X 3 options X 6 ens. de choix)	3204
Log Vraisemblance	-1081,204
Test LR	184,23 (0,00)
Pseudo R²	0,0785

Annexe 3 : Estimation du modèle Logit avec interactions entre CSA et revenu

Variables	Paramètres estimés
CSA (<i>statu quo</i>)	-0,186 (0,267)
CSA (<i>statu quo</i>) ## Revenu	-0,166*** (0,044)
Saison1 (<i>printemps</i>)	0,352*** (0,072)
Saison2 (<i>été</i>)	-0,108 (0,072)
TAC1 (<i>30 saumons printemps et 240 castillons</i>)	0,121** (0,054)
Mode1 (<i>Mouche</i>)	-0,176** (0,079)
Mode2 (<i>Mouches et leurres</i>)	-0,005 (0,073)
Nokill1 (<i>Oui</i>)	-0,189*** (0,052)
Freq1 (<i>Peu fréquentée</i>)	0,404*** (0,053)
Distance	-0,008*** (0,002)
Nb obs. (individus X 3 options X 6 ens. de choix)	2862
Log Vraisemblance	-979,408
Test LR	137,34 (0,00)
Pseudo R²	0,066

Annexe 4 : Estimation du modèle Logit avec interactions entre l'attribut « No-kill » et CSP

Variables	Paramètres estimés
CSA (<i>statu quo</i>)	-1,049*** (0,169)
Saison1 (<i>printemps</i>)	0,378*** (0,069)
Saison2 (<i>été</i>)	-0,108 (0,069)
TAC1 (<i>30 saumons printemps et 240 castillons</i>)	0,107** (0,051)
Mode1 (<i>Mouche</i>)	-0,187** (0,076)
Mode2 (<i>Mouches et leurres</i>)	0,016 (0,069)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Retraité	-0,451*** (0,082)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Ouvrier	-0,463*** (0,141)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Profession Intermédiaire	-0,074 (0,102)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Employé	-0,303** (0,125)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Chômeur	-0,677** (0,293)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Etudiant	-0,851** (0,399)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Cadre et Profession Intellectuelle	0,200* (0,118)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Chef d'entreprise	0,246** (0,103)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## CSP autres	-0,910** (0,318)
Distance	-0,009*** (0,002)
Nb obs. (individus X 3 options X 6 ens. de choix)	3204
Log Vraisemblance	-1076,109
Test LR	194,42 (0,00)
Pseudo R²	0,083

Annexe 5 : Estimation du modèle Logit avec interactions entre l'attribut « No-kill » et le diplôme

Variabiles	Paramètres estimés
CSA (<i>statu quo</i>)	-1,001*** (0,171)
Saison1 (<i>printemps</i>)	0,396*** (0,069)
Saison2 (<i>été</i>)	-0,131* (0,069)
TAC1 (<i>30 saumons printemps et 240 castillons</i>)	0,123** (0,052)
Mode1 (<i>Mouche</i>)	-0,189** (0,077)
Mode2 (<i>Mouches et leurres</i>)	-0,006 (0,070)
Nokill1 (<i>Oui</i>)	-1,189*** (0,137)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Diplôme	0,287*** (0,036)
Freq1 (<i>Peu fréquentée</i>)	0,404*** (0,051)
Distance	-0,008*** (0,002)
Nb obs. (individus X 3 options X 6 ens. de choix)	3147
Log Vraisemblance	-1050,914
Test LR	203,06 (0,00)
Pseudo R²	0,088

Annexe 6 : Estimation du modèle Logit avec interactions entre l'attribut « No-kill » et le revenu

Variables	Paramètres estimés
CSA (<i>statu quo</i>)	-0,992*** (0,176)
Saison1 (<i>printemps</i>)	0,371*** (0,072)
Saison2 (<i>été</i>)	-0,130* (0,073)
TAC1 (<i>30 saumons printemps et 240 castillons</i>)	0,122** (0,054)
Mode1 (<i>Mouche</i>)	-0,166** (0,079)
Mode2 (<i>Mouches et leurres</i>)	-0,010 (0,073)
Nokill1 (<i>Oui</i>)	-0,864*** (0,143)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Revenu	0,144** (0,028)
Freq1 (<i>Peu fréquentée</i>)	0,414*** (0,053)
Distance	-0,008*** (0,002)
Nb obs. (individus X 3 options X 6 ens. de choix)	2862
Log Vraisemblance	-972,479
Test LR	151,20 (0,00)
Pseudo R²	0,072

Annexe 7 : Estimation du modèle Logit avec interactions entre l'attribut « No-kill » et la pratique de la pêche à la mouche

Variabiles	Paramètres estimés
CSA (<i>statu quo</i>)	-0,936*** (0,168)
Saison1 (<i>printemps</i>)	0,375*** (0,068)
Saison2 (<i>été</i>)	-0,096 (0,069)
TAC1 (<i>30 saumons printemps et 240 castillons</i>)	0,119** (0,051)
Mode1 (<i>Mouche</i>)	-0,224** (0,076)
Mode2 (<i>Mouches et leurres</i>)	-0,007 (0,069)
Nokill1 (<i>Oui</i>)	-0,961*** (0,111)
Nokill1 (<i>Oui</i>) ## Pratique Pêche Mouche	0,301*** (0,038)
Freq1 (<i>Peu fréquentée</i>)	0,390*** (0,050)
Distance	-0,008*** (0,002)
Nb obs. (individus X 3 options X 6 ens. de choix)	3243
Log Vraisemblance	-1086,236
Test LR	202,73 (0,00)
Pseudo R²	0,085

Annexe 8 : Estimation du modèle Logit avec interactions entre l'attribut « Mode de pêche » et le revenu

Variables	Paramètres estimés
CSA (<i>statu quo</i>)	-0,938*** (0,176)
Saison1 (<i>printemps</i>)	0,371*** (0,072)
Saison2 (<i>été</i>)	-0,115 (0,072)
TAC1 (<i>30 saumons printemps et 240 castillons</i>)	0,118** (0,054)
Mode1 (<i>Mouche</i>)	-0,592*** (0,229)
Mode1 (<i>Mouche</i>) ## Revenu	0,090** (0,046)
Mode2 (<i>Mouches et leurres</i>)	0,283 (0,213)
Mode2 (<i>Mouches et leurres</i>) ## Revenu	-0,064 (0,064)
Nokill1 (<i>Oui</i>)	-0,377*** (0,104)
Freq1 (<i>Peu fréquentée</i>)	0,393*** (0,053)
Distance	-0,008*** (0,002)
Nb obs. (individus X 3 options X 6 ens. de choix)	2862
Log Vraisemblance	-984,580
Test LR	126,99 (0,00)
Pseudo R²	0,061