

COMBIEN LES RÉSIDENTS SONT-ILS DISPOSÉS À PAYER POUR DES AMÉLIORATIONS DE LA QUALITÉ DE L'EAU ?

Une application simultanée de la méthode d'expériences des choix à quatre sites récréatifs d'un bassin hydrographique

[Julie Poirier](#), [Aurore Fleuret](#)

Direction générale du Trésor | « Économie & prévision »

2015/1 n° 206-207 | pages 157 à 182

ISSN 0249-4744

Article disponible en ligne à l'adresse :

<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2015-1-page-157.htm>

Distribution électronique Cairn.info pour Direction générale du Trésor.

© Direction générale du Trésor. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Combien les résidents sont-ils disposés à payer pour des améliorations de la qualité de l'eau ?

Une application simultanée de la méthode d'expériences des choix à quatre sites récréatifs d'un bassin hydrographique

Julie Poirier^(*)

Aurore Fleuret^(**)

Afin de renforcer sa politique de protection de l'environnement, l'Union européenne a mis en place la Directive-cadre européenne sur l'eau, adoptée par le Conseil et par le Parlement européen le 23 octobre 2000. Par l'intermédiaire de cette Directive, l'Union européenne a ainsi établi un cadre communautaire pour les politiques de protection et de gestion de l'eau. La Directive vise, entre autres choses, l'atteinte d'un « bon état écologique » pour toutes les eaux européennes d'ici à 2015. Dans une volonté de respecter cet objectif, elle prévoit l'adoption de plans de gestion et de programmes de mesures, préparés pour tous les bassins hydrographiques en Europe et appropriés pour chaque masse d'eau.

Dans sa mise en œuvre, la Directive accorde un rôle de premier plan aux approches économiques. En effet, la Directive envisage la possibilité d'un report de délai pour l'atteinte du bon état, dans le cas où les coûts des mesures de restauration à mettre en œuvre excèdent les bénéfices retirés de ce bon état. Des analyses coûts-bénéfices ont ainsi pour objectif de contribuer à évaluer si les coûts des mesures peuvent être considérés comme disproportionnés. Des estimations monétaires des bénéfices retirés d'une qualité de l'eau améliorée peuvent être utilisées dans ce contexte comme indicateurs de disproportion. Les experts de l'eau disposent de techniques éprouvées pour calculer les coûts liés à l'atteinte du bon état de l'eau. En revanche, il est beaucoup plus difficile d'évaluer les bénéfices que les individus retireraient de cette amélioration de la qualité de l'eau. Des méthodes dites d'évaluation de l'environnement se sont ainsi développées pour examiner les préférences individuelles pour des biens environnementaux, parmi lesquelles la méthode des coûts de transports ou encore la méthode d'évaluation contingente.

Fort des limites des méthodes d'évaluation classiques, la méthode d'expériences des choix, inspirée du marketing, a commencé à être appliquée à l'environnement dans les années 2000 afin de fournir des recommandations méthodologiques pour la mise en œuvre d'évaluations de biens environnementaux définis par leurs caractéristiques (Dachary-Bernard, 2004a ;

(*) Centre de Recherche en Économie et Statistique (Crest) et Groupe d'Analyse et de Théorie Économique (Gate).

E-mail : Julie.Poirier@ensae.fr

(**) Institut National de la Statistique et des Études Économiques (Insee).

E-mail : aurore.fleuret@insee.fr

Cet article est l'extension d'une étude initiée et financée par le ministère de l'Écologie, du Développement Durable et de l'Énergie (Medde), au sein du Bureau de l'économie, de l'environnement et des instruments financiers – Service de l'Économie, de l'Évaluation et de l'Intégration du Développement Durable (SEEIDD) – Commissariat Général au Développement Durable (CGDD).

Nous remercions Patrick Chégrani, Nadine Barthélémy, l'Agence de l'Eau Seine-Normandie (Sarah Feuillet, Franck Bruchon et Claude Branellec), l'institut CSA (Frédérique Rougier, Élodie Guillon et Pierre Fendorf) pour leur contribution précieuse à cette étude, ainsi que le Medde pour l'accès aux données d'enquête.

Cet article n'engage que ses auteures et non les institutions auxquelles elles appartiennent. Il n'engage *a fortiori* ni la Direction générale du Trésor, ni le ministère des Finances et des Comptes publics, ni le ministère de l'Économie, de l'Industrie et du Numérique.

Dachary-Bernard, 2004b). Très peu d'applications de cette méthode se sont intéressées à l'évaluation de la qualité de l'eau d'un site récréatif ; il en existe encore moins qui proposent d'évaluer simultanément plusieurs sites récréatifs (Horne et alii, 2005 ; Farbe et Griner, 2000). La méthode d'expériences des choix pourrait toutefois bien s'appliquer à l'évaluation des bénéfices retirés de l'amélioration de la qualité de l'eau de bassins hydrographiques, généralement constitués de plusieurs cours d'eau, puisqu'elle permet de tenir compte de la dimension spatiale d'un bien environnemental. L'objet du présent article est ainsi de mettre en œuvre, dans le contexte de la Directive-cadre sur l'eau, la méthode d'expériences des choix, en vue d'étudier les préférences des résidents locaux pour la gestion de la qualité de l'eau d'un bassin hydrographique de leur voisinage. Par l'intermédiaire de cette méthode, nous nous attachons ainsi à évaluer les consentements à payer pour l'amélioration de la qualité de l'eau de quatre rivières situées en Normandie.

La conception de l'étude réalisée prend en compte les améliorations de la qualité de l'eau qui résulteraient des mesures décrites dans le plan de gestion du bassin hydrographique. Nous avons défini des attributs (ou caractéristiques) spécifiques aux sites, qui correspondent aux quatre rivières composant le bassin hydrographique. Nous avons assigné deux niveaux à chaque attribut : un correspondant à la situation de gestion et à l'état de l'eau actuels (c'est-à-dire en 2008, lorsque l'enquête a été réalisée) et un autre correspondant à la situation où la gestion du site conduit à une amélioration de la qualité de l'eau. Les différents niveaux des attributs ont été combinés de façon à obtenir différentes options de gestion pour les sites, chacune de ces options étant associée à un « prix monétaire ». L'exercice consistait à demander aux répondants de choisir leur alternative préférée dans les différents ensembles de choix, chacun consistant en trois options de gestion de l'eau au niveau des quatre sites (plus précisément deux options d'amélioration et une option statu quo).

La valeur d'une amélioration de la qualité de l'eau pour chaque site a ensuite été estimée grâce à la mise en œuvre de modèles de choix. Les résultats de l'étude montrent non seulement que les résidents valorisent les sites, mais aussi qu'ils sont prêts à payer pour des améliorations de la qualité de l'eau. Nous trouvons ainsi que les résidents accordent une valeur significativement positive à chacun des quatre sites pour lesquels des mesures d'amélioration de la qualité de l'eau sont décrites dans le questionnaire. De plus, nous trouvons que la probabilité de choisir un programme d'amélioration est positivement affectée par les variables de fréquentation des sites, ce qui signifie que les résidents qui ont l'habitude de fréquenter les sites sont plus susceptibles de choisir un programme d'amélioration de la qualité de l'eau. Au contraire, cette probabilité est négativement affectée par l'âge du répondant et le fait d'avoir au moins un enfant, ce qui signifie que les répondants les plus âgés ainsi que ceux qui ont au moins un enfant sont plus susceptibles de choisir le statu quo (c'est-à-dire qu'ils préfèrent conserver la situation actuelle de gestion des sites).

Le consentement à payer moyen obtenu pour une amélioration de la qualité de l'eau à l'échelle du bassin hydrographique s'élève environ à 40 € par ménage et par an. Nous avons également calculé séparément des consentements à payer par site pour les résidents de chacune des rivières. Il ressort de notre étude qu'il n'y existe a priori pas d'influence du lieu de résidence sur le classement des préférences pour les sites.

Finalement, une agrégation des bénéfices non marchands estimés nous permet d'obtenir un consentement à payer annuel, pour l'amélioration de la qualité de l'eau des quatre sites, d'environ 8,8 millions d'euros pour l'ensemble de la population de référence. Ce dernier s'apparente à une mesure approximative du bien-être monétaire collectif pour la mise au bon état des eaux du bassin hydrographique. Ces bénéfices non marchands pourraient contribuer au calcul des bénéfices totaux associés à une amélioration de la qualité de l'eau. En effet, il existe d'autres types de bénéfices pouvant être retirés de l'amélioration de la qualité de l'eau des sites : assimilation des déchets par l'intermédiaire de la biodiversité aquatique, avantages en termes de santé humaine, etc. Une analyse coûts-bénéfices pourrait alors être réalisée si la question d'un report de délai se posait relativement à l'atteinte du bon état des eaux à l'échelle du bassin.

La directive-cadre sur l'eau (DCE) d'octobre 2000 (2000/60/CE) a établi un cadre communautaire pour la politique de protection et de gestion de l'eau au niveau de l'Union européenne. Elle donne priorité à la protection de l'environnement. Elle prévoit, entre autres, l'atteinte d'un « bon état écologique⁽¹⁾ » pour toutes les eaux européennes d'ici 2015. À cette fin, la mise en œuvre de la directive nécessite l'adoption de plans de gestion et de programmes de mesures préparés pour tous les bassins hydrographiques et appropriés pour chaque masse d'eau⁽²⁾. Chaque pays membre de l'Union européenne doit ainsi adopter des régimes de gestion et d'aménagement des eaux permettant d'atteindre l'objectif du bon état. Cependant, la directive prévoit des reports de délais si les coûts nécessaires pour mettre en œuvre les mesures de restauration dépassent les bénéfices. Ainsi, dans sa mise en œuvre, la directive accorde un rôle important aux approches économiques, étant donné que des analyses coûts-bénéfices peuvent contribuer à évaluer si les coûts des mesures doivent être considérés comme disproportionnés. Dans ce contexte, des estimations monétaires des bénéfices retirés d'une amélioration de la qualité de l'eau pourraient être utilisées comme indicateurs de disproportion. Alors que les experts de l'eau disposent de techniques éprouvées pour calculer les coûts, il est beaucoup plus difficile d'évaluer les bénéfices que les individus retireraient d'une amélioration de la qualité de l'eau. Le développement de méthodes d'évaluation de l'environnement permet d'examiner les préférences individuelles pour des biens environnementaux.

Dans la littérature, il existe un grand nombre d'études qui donnent une valeur à la qualité de l'eau d'un site récréatif particulier. Certaines d'entre elles sont fondées sur la mesure du surplus à partir de données sur les coûts de transport supportés par les individus pour venir visiter le site (Appéré et Bonnieux, 2003 ; Cooper et Loomis, 1993 ; Mendelsohn *et alii*, 1992). D'autres études font appel aux techniques d'évaluation contingente, qui permettent d'examiner les préférences des individus pour la qualité de l'eau au travers de l'estimation de leur consentement à payer (CAP) pour un programme d'amélioration spécifique (Bonnieux et Vermersch, 1993 ; Carson et Mitchell, 1993 ; Kosz, 1996). Ce type d'études permet de s'intéresser à des biens qui procurent une valeur de non-usage⁽³⁾. Plus spécifiquement, des études récentes utilisant la méthode d'expériences des choix fournissent des recommandations méthodologiques pour la mise en œuvre d'une évaluation multi-attributs des biens environnementaux définis par leurs caractéristiques (Dachary-Bernard, 2004a ; Dachary-Bernard, 2004b ; Horne *et alii*, 2005). Il y a moins d'applications de cette méthode qui se sont intéressées à l'évaluation de la qualité de l'eau sur un seul site récréatif. Celles qui existent définissent les attributs du site en termes d'activités récréatives autorisées (pêche, baignade, activités nautiques

telles que la planche à voile par exemple), de présence et de survie des poissons et autres organismes, de présence d'habitats et de nourriture pour ces espèces (par exemple, l'existence de biodiversité terrestre ou aquatique, la préservation des habitats) ou encore de qualité de l'eau potable (ex : Hanley *et alii*, 2006 ; Blamey *et alii*, 1999). Il existe encore moins d'applications s'intéressant à la dimension spatiale des biens environnementaux qui procurent à la fois une valeur d'usage⁽⁴⁾ et une valeur de non-usage pour les sites ou pour les attributs de ces sites (Horne *et alii*, 2005 ; Farber et Griner, 2000).

Dans cette étude, nous proposons une évaluation multi-attributs appliquée au cas de la gestion de la qualité de l'eau pour un ensemble de plusieurs sites récréatifs en Normandie. Nous utilisons des attributs spécifiques aux sites dans le but de recueillir un type d'information différent de celui obtenu à partir des études d'expériences des choix classiques. En réalité nous ne nous intéressons pas aux préférences individuelles pour le type de gestion des ressources en eau (c'est-à-dire pour les spécificités du régime de gestion proposé) mais plutôt aux préférences des individus en matière de répartition des efforts de gestion entre les différents sites de l'étude, qui sont interdépendants, en fonction des considérations qu'ils ont pour chacun de ces sites. La prise en compte de la dimension spatiale présente un intérêt particulier pour nous étant donné que, dans le cadre de la DCE, nous avons pour objectif d'évaluer les bénéfices pour l'atteinte du bon état à l'échelle d'une masse d'eau prise dans son ensemble.

Ainsi, le bien environnemental étudié dans cet article est un bassin hydrographique situé en Basse-Normandie. Il se compose de trois bassins versants (les rivières Dives, Touques et Vie) et d'eaux côtières (la portion du littoral de la « Côte Fleurie » située entre les stations balnéaires de Merville et Trouville-sur-Mer). Nous définissons ces quatre sites comme étant des attributs spécifiques aux sites.

Les ressources en eau de la Normandie doivent répondre à différents besoins présentant un intérêt majeur et incluant la préservation du patrimoine naturel (c'est-à-dire des paysages tels que les berges des rivières, les prairies, etc.) et de la biodiversité (notamment les espèces emblématiques telles que la truite de mer), les usages récréatifs (baignade, pêche, pêche à pied, randonnée, etc.), l'offre en eau potable (au travers de l'amélioration de la qualité des eaux souterraines) et la prévention des risques d'inondations (en contrôlant l'écoulement des eaux souterraines et de surface). Chacun de ces besoins requiert un ensemble de fonctionnalités de la part du milieu aquatique. Différents niveaux d'exigence existent pour ces différentes fonctionnalités ; il apparaît ainsi comme nécessaire de construire un programme de gestion ayant pour but l'atteinte du

bon état écologique. Ce dernier doit répondre à la fois aux exigences de la DCE et aux besoins des résidents de la région étudiée. Étant donné que les individus qui résident dans le voisinage de notre bassin hydrographique sont directement ou indirectement affectés par son état, il est nécessaire de recueillir des informations sur leurs préférences afin de calculer les bénéfices qui seraient retirés d'une amélioration de la qualité de l'eau.

L'objectif de cette étude est d'évaluer les préférences des résidents pour des régimes de gestion simultanée des ressources en eaux des quatre sites récréatifs définis ci-dessus. Nous étudions les arbitrages (c'est-à-dire les choix) entre ces différents programmes de gestion (chacun combinant des éléments de gestion de l'eau au niveau de chaque site de l'étude). Une des préoccupations principales de l'article porte sur les valeurs que les individus accordent aux améliorations qui interviendraient à l'échelle des sites, et donc sur les bénéfices économiques non marchands liés à l'atteinte du bon état écologique. Les préférences pour la gestion de l'eau d'un site peuvent différer des préférences pour la gestion simultanée de l'eau sur les quatre sites de l'étude. Ainsi, la zone de l'étude peut être vue comme un système d'unités spatiales pour lequel le régime de gestion consisterait en différentes mesures de restauration plus ou moins intensives à l'échelle de chacun des sites, en fonction de l'objectif (d'amélioration de la qualité de l'eau) qui leur a été attribué. De ce point de vue, traiter la zone de l'étude comme un système de quatre sites récréatifs permet de prendre en compte des changements de nature multidimensionnelle dans la gestion de la qualité de l'eau, et ainsi de recueillir les préférences des individus pour la variabilité spatiale des caractéristiques de l'environnement qui résulte de différentes pratiques de gestion. À partir des préférences individuelles, nous pouvons estimer par l'intermédiaire d'un modèle *Logit à paramètres aléatoires* les consentements à payer des résidents de la région de l'étude, c'est-à-dire combien ces individus seraient prêts à payer pour l'atteinte du bon état de l'eau sur chacun des sites.

Le premier résultat de l'étude est que non seulement les résidents valorisent les sites, mais ils sont également prêts à payer pour des améliorations de la qualité de l'eau. Ainsi nous trouvons que les individus accordent une valeur significative et positive à chacun des quatre sites pour lesquels des mesures d'amélioration étaient décrites dans le questionnaire de l'enquête. De plus, il apparaît que la probabilité de choisir un programme d'amélioration augmente avec le fait qu'ils fréquentent les sites, mais diminue avec leur âge et le fait qu'ils aient au moins un enfant. Nous pouvons également remarquer que les individus supportent de la désutilité lorsqu'ils font le choix d'un scénario qui les éloigne de la situation *actuelle* (c'est-à-dire lorsqu'ils choisissent un scénario d'amélioration),

qui est néanmoins plus que compensée par l'utilité qu'ils retirent de cette situation où la qualité de l'eau est améliorée. Cela s'apparente à un « coût » que les individus supporteraient quand ils acceptent de dévier de la situation *actuelle*, mais qui est plus faible que les bénéfices qu'ils retireraient de la situation d'amélioration. Ainsi, en dépit de ce « coût », le consentement à payer pour une amélioration de la qualité de l'eau (c'est-à-dire le montant que les résidents sont disposés à payer pour une telle amélioration) est positif. Nous obtenons alors un consentement à payer pour une amélioration de la qualité de l'eau sur l'ensemble du bassin hydrographique s'élevant à 40,62€ par ménage de résidents et par an.

Dans la suite de l'article, nous présentons dans une première partie le site de l'étude. Puis une deuxième partie décrit la méthode d'expériences des choix dans le cadre de l'évaluation environnementale, ainsi que la conception de notre enquête. Une troisième partie présente ensuite le modèle de choix mis en œuvre pour notre étude. Les données utilisées et les statistiques effectuées sur ces données sont détaillées dans une quatrième partie. Finalement la cinquième partie présente et discute les résultats des estimations.

Présentation du site de l'étude : la Côte fleurie et ses bassins versants

Notre étude d'expériences de choix a été motivée par le besoin d'évaluer les bénéfices non marchands induits par une amélioration de la qualité de l'eau dans le contexte de la directive-cadre européenne sur l'eau. Jusqu'à présent, toutes les études françaises d'évaluation s'intéressaient à l'estimation des bénéfices non marchands associés à des améliorations de l'écologie d'un unique site aquatique (ex. : une rivière ou une masse d'eau souterraine). Cependant, les actions visant à restaurer des milieux aquatiques ne relèvent pas d'initiatives ponctuelles et spécifiques. En effet, une modification locale de la qualité de l'eau a des impacts sur la qualité des bassins versants et des masses d'eau environnantes. Ainsi, nous décidons de ne pas étudier un bien environnemental classique tel qu'une rivière, comme le font les études de référence qui s'intéressent aux changements dans l'écologie des rivières, mais plutôt d'élargir notre étude à une zone incluant aussi au moins un de ses bassins versants. Dans ce contexte, nous choisissons de considérer un bassin hydrographique composé d'une bande littorale et de ses bassins versants⁽⁵⁾.

Après des discussions avec des représentants des agences de l'eau françaises, nous avons retenu une zone d'étude située en Basse-Normandie. Elle est constituée de quatre sites récréatifs : la Côte Fleurie

et les rivières Touques, Dives et Vie. Cette zone s'étend sur trois départements : le Calvados, l'Eure et l'Orne. Les rivières Touques, Dives et Vie sont les trois bassins versants du littoral de la Côte Fleurie (voir la carte A1.1 de la zone d'étude en annexe 1). Ces quatre sites sont majoritairement fréquentés pour la pratique d'activités autour de l'eau (promenade, randonnée, pêche, baignade, canoë, etc.). Une amélioration de la qualité des eaux du site pourrait augmenter le bien-être des usagers mais aussi des non-usagers, ces derniers accordant une valeur au site car d'autres l'utilisent aujourd'hui ou l'utiliseront dans le futur ou simplement parce qu'il existe, indépendamment de tout usage. La gestion et l'entretien de ces eaux sont assurés par les municipalités auxquelles elles appartiennent. Nous avons choisi ces sites en raison de l'hétérogénéité de leur état écologique et, en conséquence, les plans de gestion qui doivent être élaborés diffèrent beaucoup.

La Côte Fleurie est une zone littorale réputée de la Manche qui s'étend de Trouville-sur-Mer (située entre les villes de Deauville et Honfleur) à Merville-Franceville (située près de Cabourg). Ses eaux sont *actuellement* (en 2008, au moment où l'enquête a été réalisée) dans un mauvais état écologique (conformément au Schéma Directeur d'Aménagement et de Gestion des Eaux, SDAGE⁽⁶⁾, élaboré à la demande de l'État français). Les problèmes à l'origine de cet état ainsi que les mesures devant être incluses dans le plan de gestion sont détaillées dans le tableau 1.

La rivière Touques s'étend de Gacé dans l'Orne jusqu'à la Manche, où elle se jette entre Deauville et Trouville-sur-Mer. Elle est très réputée car c'est la rivière française contenant le plus de truites de mer. Nous considérons pour les besoins de l'étude que ses affluents (l'Orbiquet et la Paquine entre autres) appartiennent au bassin versant de la Touques. Elle est *actuellement* dans un état raisonnable selon le SDAGE. Les problèmes à l'origine de cet état ainsi que les mesures devant être incluses dans le plan de gestion sont détaillées dans le tableau 1.

La rivière Dives prend également sa source à Gacé mais, contrairement à la rivière Touques, elle se verse dans la Manche près de la ville de Merville. Nous considérons que ses affluents (les rivières Divette et Ante entre autres) appartiennent au bassin versant de la Dives. Cette rivière est entourée de vastes plaines de cultures céréalières et est caractérisée par des sites emblématiques tels que le « marais de la Dives ». Elle est *actuellement* dans un mauvais état écologique. Les problèmes à l'origine de cet état ainsi que les mesures devant être incluses dans le plan de gestion sont détaillées dans le tableau 1.

Les rivières Vie, Ancre et Dorette sont les affluents Est de la Dives. Nous choisissons de considérer qu'elles ne font pas partie du bassin versant de la

Dives car leurs eaux ne sont pas dans le même état écologique que celles de la Dives. En conséquence, nous considérons pour les besoins de l'étude que ces rivières constituent un bassin versant distinct que nous désignons par l'appellation de « rivière Vie ». Ce bassin versant prend sa source à Gacé et se jette dans la rivière Dives près de la ville de Cléville. Il se situe dans le pays d'Auge et est principalement constitué de prairies et de bosquets où l'élevage traditionnel est pratiqué. La rivière Vie est *actuellement* dans un état médiocre. Les problèmes à l'origine de cet état ainsi que les mesures devant être incluses dans le plan de gestion sont détaillées dans le tableau 1.

La méthode utilisée

La méthode d'expériences des choix

La méthode d'expériences des choix est une version de l'analyse conjointe. Cette dernière a tout d'abord été utilisée en marketing pour évaluer les préférences des consommateurs pour des produits de consommation ; elle a ensuite été dérivée et adaptée afin d'être utilisée comme un instrument pour l'évaluation environnementale (Louviere et Hensher, 1982 ; Louviere et Woodworth, 1983). Les expériences de choix sont fondées sur les préférences déclarées plutôt que sur les préférences révélées qui peuvent être obtenues à partir de l'observation des comportements réels ; en effet, elles permettent de retirer des individus de l'information sur leurs préférences environnementales au travers de la construction d'un marché hypothétique, mais réaliste, impliquant une amélioration ou une dégradation de la qualité environnementale.

Nous appliquons la méthode d'expériences de choix pour estimer la valeur accordée à des améliorations de la qualité de l'eau. Les répondants se voient présenter un certain nombre d'ensembles de choix qui consistent chacun en un menu d'alternatives (également appelées scénarios) correspondant à des options possibles en matière de politique environnementale. Il leur est alors demandé de choisir leur alternative préférée à l'intérieur de chaque ensemble de choix. Pour construire ces derniers, le bien environnemental étudié est décomposé selon ses attributs (ou caractéristiques) ; chaque combinaison des différents niveaux de ces attributs résulte en un scénario de modification de la qualité environnementale. Les niveaux des attributs sont définis par la stratégie de gestion de l'eau envisagée (c'est-à-dire, dans le cas de notre étude, par l'objectif de bon état écologique).

Un des principaux avantages de l'approche d'expériences des choix est qu'elle permet de

combiner des attributs de nature qualitative et/ou quantitative lors de la construction des scénarios. Une alternative de référence, appelée *statu quo*, est très souvent introduite dans les ensembles de choix comme un scénario possible. De cette façon, la possibilité est laissée au répondant de choisir le maintien de la situation actuelle de gestion, c'est-à-dire de préférer qu'il n'y ait pas de changement. Parce que nous souhaitons estimer une valeur pour chacun des sites et non pas pour un régime de gestion à l'échelle de l'ensemble des sites, la décision d'utiliser l'approche d'expériences des choix plutôt que celle d'évaluation contingente est justifiée. En effet, alors que la méthode d'évaluation contingente permet d'obtenir une unique valeur pour un changement global de la qualité

environnementale, les expériences de choix fournissent une valeur pour chaque attribut d'un programme de gestion de l'environnement. Ainsi, les alternatives sont construites de telle sorte que les préférences pour les différents attributs peuvent être examinées.

La conception de l'enquête

Le bien que nous souhaitons évaluer dans le contexte de la directive-cadre sur l'eau est la qualité des eaux au niveau d'une masse d'eau spécifique. Parce que l'état écologique de l'eau n'est pas le même en tous points de cette masse, des plans de gestion appropriés doivent être élaborés pour chacun de ces points. Ainsi notre démarche revient à considérer un

Tableau 1 : bilan de l'état écologique actuel des sites et mesures à mettre en œuvre dans l'objectif d'atteinte du bon état de l'eau

Site	État écologique <i>actuel</i>	État écologique à atteindre d'ici 2015
Littoral	<p>Mauvais état :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Prolifération d'algues, apparition de « marées vertes » ; • Par temps de pluie, déversement d'eaux usées dans la mer à proximité des villes du littoral <p>⇒ Ramassage des coquillages interdit en permanence à l'est de Trouville ;</p> <ul style="list-style-type: none"> • Ramassage des coquillages et baignade parfois interdits après les orages estivaux qui ont lieu 2 à 3 fois par été 	<p>Bon état :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Maîtriser la quantité d'algues ; • Assainir les eaux usées avant leur déversement dans la mer ; • Lutter contre les pollutions en cas d'orage <p>⇒ Ramassage des coquillages et baignade autorisés toute l'année</p>
Rivière Touques	<p>État raisonnable :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Quelques barrages non-aménagés ; • De plus en plus de champs cultivés <p>⇒ La circulation des poissons migrateurs (comme la truite de mer) peut être gênée ;</p> <ul style="list-style-type: none"> • Possible pollution des eaux souterraines qui alimentent la région en eau potable et, en cas de gros orages, risque de coulées boueuses 	<p>Bon état :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Lutter contre la tendance à l'extension des champs en favorisant la présence de prairies en bord de rivière ; • Continuer à supprimer ou aménager les barrages (passes à poissons) <p>⇒ Patrimoine naturel et espèces emblématiques (truite de mer) préservés dans un état encore meilleur que celui d'aujourd'hui</p>
Rivière Dives	<p>Mauvais état :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Agriculture et élevage intensifs ; • Piétinement du bétail sur les berges de la rivière <p>⇒ Contamination des cours d'eau par les engrais, pesticides et excréments du bétail, qui peut avoir des conséquences toxiques sur la santé humaine ;</p> <ul style="list-style-type: none"> • Érosion croissante des sols et diminution de la végétation sur les berges, ce qui crée des coulées boueuses et des inondations en cas de gros orages 	<p>Bon état :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Inciter aux bonnes pratiques agricoles (ex. : agriculture biologique) • Aménager les bordures des rivières en plantant des bandes d'herbe et des haies <p>⇒ Écoulement des eaux maîtrisé ;</p> <ul style="list-style-type: none"> • Préservation de la diversité faunistique et floristique du site
Rivière Vie	<p>État médiocre :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Piétinement des vaches sur les berges de la rivière ; • Cultures intensives ; • Nombreuses constructions artificielles, notamment des barrages, dans le lit de la rivière <p>⇒ État des berges dégradé ;</p> <ul style="list-style-type: none"> • Possible pollution des eaux souterraines ; • Migration des poissons vers l'amont de la rivière difficile 	<p>Bon état :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Contrôle des pratiques agricoles ; • Suppression ou aménagement des barrages (passes à poissons) <p>⇒ Restauration et préservation des berges et des prairies ;</p> <ul style="list-style-type: none"> • Augmentation du nombre de poissons migrateurs et amélioration du patrimoine naturel

Source : recueil d'informations auprès de l'agence de l'eau Seine-Normandie.

système global consistant en la réunion de quatre unités spatiales distinctes, puis à conférer à chacune de ces unités un rôle d'attribut spatial, les qualifiant ainsi d'attributs spécifiques aux sites. Nous définissons donc pour les besoins de l'étude les quatre sites définis précédemment comme attributs spécifiques aux sites. Chaque attribut dispose de deux niveaux. Le *statu quo* est fixé de sorte que la situation de gestion *actuelle* soit maintenue sur le site ; ainsi, il est décrit de façon à être cohérent avec les conditions *actuelles* sur le site. Le niveau « bon état » correspond à l'état écologique de l'eau prévu par la DCE ; il est présenté de façon à décrire les conditions susceptibles de résulter de la mise en œuvre du plan de gestion.

Un attribut monétaire est également nécessaire pour pouvoir estimer des prix implicites pour les différents niveaux des attributs spécifiques aux sites. Nous définissons le véhicule de paiement associé comme étant une contribution annuelle volontaire, payée pour l'ensemble du ménage, à un organisme qui serait en charge des travaux de restauration. Pour cet attribut prix, nous définissons quatre niveaux possibles, que nous avons choisis en nous basant sur les résultats de précédentes études d'évaluation contingente qui s'intéressaient aux améliorations de l'écologie de rivières françaises (ex. : Chégrani, 2007). Le vecteur de prix ainsi retenu est { 10 €, 20 €, 30 €, 40 € }. Un prix nul de 0 €, à savoir ne rien payer, est associé au scénario *statu quo* ; nous n'incluons pas ce niveau dans le vecteur de prix étant donné qu'un prix nul ne semble pas réaliste dans le cas d'un scénario d'amélioration de la qualité de l'eau.

Nous remarquons que le nombre de niveaux pour chacun des attributs sont multiples deux à deux. Ceci obéit à une recommandation méthodologique pour la méthode d'expériences des choix, qui permet d'assurer un *design* équilibré⁽⁷⁾ lors de la construction des ensembles de choix.

Les différents niveaux des attributs sont combinés et affectés aux différents scénarios de façon à construire les ensembles de choix présentés dans le questionnaire d'enquête. Nous élaborons des ensembles de choix qui sont constitués de trois scénarios de gestion de la qualité de l'eau proposant des mesures adéquates pour chacun des quatre sites. Deux d'entre eux sont des scénarios d'amélioration et le troisième est toujours le scénario *statu quo* qui réfère au régime de gestion actuel.

Nous utilisons un plan factoriel pour construire nos ensembles de choix. C'est un *design* particulier dans lequel chaque niveau de chaque attribut est combiné avec tous les niveaux de tous les autres attributs (Louviere *et alii*, 2000). Dans le cas de notre étude, cela signifie que chaque combinaison des niveaux des cinq attributs décrit un unique plan de gestion, et que tous les plans de gestion qui peuvent être créés à partir de cet ensemble d'attributs sont donnés par la

combinaison factorielle des niveaux de ces attributs. Nos attributs et leurs niveaux nous permettent donc d'obtenir ($2^4 \times 4^1$) combinaisons différentes, c'est-à-dire 64 ensembles de choix⁽⁸⁾. Un plan factoriel complet garantit que tous les effets d'intérêt des attributs sont indépendants. Ainsi, les paramètres d'intérêt peuvent être estimés indépendamment les uns des autres. Cependant, il existe des limites à la taille des expériences. En conséquence, puisque le nombre d'ensembles de choix généré par le plan factoriel complet (c'est-à-dire 64 ensembles de choix) est très grand, nous recourons à un plan factoriel fractionnaire pour réduire le nombre de combinaisons de choix à présenter aux répondants. Un plan factoriel fractionnaire implique la sélection d'un sous-ensemble particulier du plan complet, de telle sorte que les effets d'intérêt soient estimés aussi efficacement que possible (Louviere *et alii*, 2000). Cette approche n'est cependant pas sans conséquence, puisqu'elle suppose d'une part, que les consentements à payer pour les différents attributs, c'est-à-dire pour les différents sites, s'additionnent et d'autre part, qu'il n'existe pas d'effets croisés (seuls les effets principaux sont alors considérés, en faisant l'hypothèse que les interactions entre les niveaux des attributs n'ont pas d'effets). L'approche par plan factoriel fractionnaire néglige donc les effets de complémentarité ou de substituabilité qui pourraient résulter des interactions entre les différents niveaux des attributs. Une solution à cette limite pourrait consister à recourir à une autre approche appelée « méthode multi-programmes » (Rulleau *et alii*, 2009).

Étant donné le nombre d'attributs et leurs niveaux, 8 ensembles de choix sont produits. Dans le cadre de notre modèle linéaire, nous nous assurons d'obtenir un plan d'expériences D-optimal, c'est-à-dire équilibré et orthogonal⁽⁹⁾ (Kuhfeld, 2001). Étant donné que le nombre d'ensembles de choix présentés à chaque répondant ne doit pas excéder leur capacité cognitive (Swait et Adamowicz, 2001), proposer 8 ensembles de choix semble trop élevé. Nous les avons donc « bloqués » en 2 versions de l'expérience (c'est-à-dire désagrégés en 2 groupes maniables), chacune contenant 4 ensembles de choix. Ainsi, au cours de l'enquête, nous avons demandé à chaque répondant d'effectuer 4 choix. Chaque ensemble de choix consiste en 3 options parmi lesquelles le répondant est chargé de choisir sa préférée : l'option A et l'option B, qui proposent une amélioration d'au moins un attribut spécifique à un site pour un prix positif, et l'option *statu quo* qui n'offre aucune possibilité d'amélioration pour un prix nul (voir le tableau 2 pour un exemple simplifié d'ensemble de choix).

Chaque attribut spécifique à un site possède seulement deux niveaux. Les options A et B peuvent donc être considérées comme les résultats de différents plans de gestion des eaux à l'échelle des

Tableau 2 : un exemple simplifié d'un ensemble de choix utilisé dans l'enquête

Attribut	Option A	Option B	Option <i>statu quo</i>
Littoral	Mauvais état <i>actuel</i>	Bon état	Mauvais état <i>actuel</i>
Rivière Touques	État raisonnable <i>actuel</i>	Bon état	État raisonnable <i>actuel</i>
Rivière Dives	Bon état	Mauvais état <i>actuel</i>	Mauvais état <i>actuel</i>
Rivière Vie	État médiocre <i>actuel</i>	Bon état	État médiocre <i>actuel</i>
Contribution annuelle	10 €	30 €	0 €

Source : questionnaire de l'enquête.

quatre sites récréatifs, dont la mise en place nécessite d'acquitter un coût annuel. Ainsi le choix de l'option A (ou de la même façon de l'option B) peut être interprété comme le fait de soutenir le plan de gestion correspondant. Chaque ensemble de choix est présenté *via* une carte exposant les 3 options disponibles (options A, B et *statu quo*), ainsi que les informations relatives aux niveaux des attributs dans ces options. Avant que les répondants ne fassent leurs choix, les enquêteurs leur exposaient un document papier décrivant les attributs spécifiques aux sites. Celui-ci expliquait notamment à quelle situation correspond l'état écologique actuel et détaillait les pratiques de gestion existantes au niveau de chaque site. Des renseignements relatifs au véhicule de paiement étaient également fournis. Tous les répondants ont reçu les mêmes informations.

Le questionnaire d'enquête contenait également d'autres sections préalables à la section des expériences de choix⁽¹⁰⁾. Il était d'abord posé des questions relatives aux caractéristiques socio-économiques du répondant. Puis celui-ci était interrogé sur son opinion sur les quatre sites récréatifs de l'étude, la gestion des eaux de ces sites et l'environnement en général. Finalement les ensembles de choix étaient présentés. Nous avons souhaité éviter, ou du moins limiter, les comportements suivants : 1) les répondants refusent de faire un choix, 2) les biais hypothétiques, qui sont la conséquence d'une surestimation par les répondants de leur consentement à payer réel, ou encore 3) les comportements de protestation (par exemple le cas d'un répondant qui choisit systématiquement l'option *statu quo* parce qu'il considère que ce n'est pas à lui de payer pour la gestion de l'eau des sites). Pour cela, il était donné comme consigne aux enquêteurs de ne pas mettre en évidence l'attribut prix plus que les autres attributs lors de la présentation des ensembles de choix. En effet, notre volonté était que les répondants prennent en compte les alternatives dans leur globalité au moment de choisir celle qu'ils préfèrent, et non qu'ils se focalisent uniquement sur le coût de ces alternatives.

Le modèle théorique

Quelques remarques sur les modèles multinomiaux

La méthode d'expériences des choix est fondée sur la théorie du consommateur de Lancaster (Lancaster, 1966). Cette dernière part du postulat que l'utilité retirée d'un bien par les consommateurs est égale à la somme des utilités générées par chacune des caractéristiques de ce bien. De plus, la méthode d'expériences des choix est compatible avec la théorie de l'utilité aléatoire (Marschak, 1960). Étant donné que les individus sont supposés choisir l'alternative qui maximise leur utilité, nous pouvons appliquer des modèles probabilistes aux choix entre les différentes alternatives disponibles dans chaque ensemble de choix ; ainsi, le bien est valorisé du point de vue de ses attributs. Un attribut qui prend la forme d'un prix est toujours introduit (plus précisément, il s'agit d'un *proxy* de prix ou d'un terme de coût, tel qu'une taxe ou une contribution volontaire au niveau des ménages par exemple) et, de cette façon, des estimations des consentements à payer pour des changements de niveaux des attributs peuvent être obtenus à partir des estimations de l'utilité marginale.

Dans cette étude, nous souhaitons proposer une modélisation multinomiale non ordonnée des choix des individus. La théorie de l'utilité aléatoire définit l'utilité indirecte retirée d'une alternative (U) comme la somme d'une composante déterministe et d'une composante stochastique. La composante déterministe (V) est un vecteur d'attributs spécifiques aux alternatives (et parfois aux individus). Nous supposons qu'elle est linéaire en ses arguments ; elle prend généralement la forme d'un indice linéaire des attributs. La composante stochastique (ε) représente l'ensemble des influences affectant le choix et non observées par le chercheur. Elle correspond à un terme d'erreur résultant du caractère aléatoire du choix du point de vue du chercheur.

La fonction d'utilité indirecte sous-jacente que l'individu retire quand il choisit l'alternative j est de la forme :

$$U_{ij} = U(X_j, P_j, \varepsilon_{ij})$$

où :

U représente la fonction d'utilité indirecte,

X_j est un vecteur d'attributs spécifiques aux sites décrivant l'alternative j ,

P_j est le coût monétaire (ou attribut prix) associé à l'alternative j ,

ε_{ij} est le terme d'erreur dénotant les facteurs qui influencent le choix de l'alternative j par l'individu i , mais qui ne sont pas observables par le chercheur.

La fonction d'utilité indirecte peut être réécrite en faisant apparaître ces deux composantes comme suit :

$$U_{ij} = V_j + \varepsilon_{ij} = V(X_j, P_j) + \varepsilon_{ij}$$

où :

V_j est la partie observable de la fonction d'utilité indirecte que l'individu i retire quand il choisit l'alternative j ,

ε_{ij} défini ci-dessus, est la partie aléatoire (c'est-à-dire inobservable) de cette fonction.

Conformément à la théorie de l'utilité aléatoire, l'individu i choisira l'alternative j dans l'ensemble de choix t si l'utilité indirecte qu'il retire de ce choix est plus élevée que l'utilité indirecte qu'il retirerait de n'importe quel autre choix k . Ainsi, l'individu i préférera l'alternative j à l'alternative k si et seulement si :

$$U_{ij} > U_{ik} \Rightarrow V_j + \varepsilon_{ij} > V_k + \varepsilon_{ik} \quad \forall k \neq j; j, k \in t$$

où :

U_{ik} est la valeur prise par la fonction d'utilité indirecte que l'individu i retire quand il choisit l'alternative k .

Ceci signifie que l'individu i préfère l'alternative j à n'importe quelle autre alternative k , c'est-à-dire que la satisfaction qu'il retire du choix de l'alternative j excède celle retirée du choix de l'alternative k . Nous observons le résultat $y_i = j$ si l'utilité retirée du choix de j est supérieure à celle retirée du choix de n'importe quelle autre alternative contenue dans l'ensemble de choix t . Ainsi la probabilité (Pr) que l'individu i choisisse l'alternative j plutôt que l'alternative k peut être exprimée en termes d'utilité (c'est-à-dire en fonction des termes observable et d'erreur de la fonction d'utilité) comme suit :

$$\begin{aligned} Pr(y_i = j|t) &= Pr(U_{ij} > U_{ik}) \quad \forall k \neq j; j, k \in t \\ &= Pr(V_j + \varepsilon_{ij} > V_k + \varepsilon_{ik}) \quad \forall k \neq j; j, k \in t \\ &= Pr(\varepsilon_{ij} + \varepsilon_{ik} < V_k - V_j) \quad \forall k \neq j; j, k \in t \end{aligned}$$

Afin que cette dernière équation soit vérifiée empiriquement, nous faisons quelques hypothèses, à la fois sur la distribution des termes d'erreur et sur la forme fonctionnelle des V (de façon à obtenir des modèles économétriques facilement estimables). Lors de l'analyse de choix multi-attributs, la probabilité qu'une alternative soit préférée parmi un ensemble défini d'alternatives est communément exprimée sous la forme d'une fonction de répartition logistique ; la spécification retenue est alors généralement celle du modèle *Logit Conditionnel*⁽¹¹⁾ (McFadden, 1973). Dans ce contexte, l'hypothèse formulée est que les termes d'erreur de la fonction d'utilité indirecte sont indépendamment et identiquement distribués (IID) suivant une loi de Gumbel (c'est-à-dire que les ε sont IID selon une loi de valeurs extrêmes). Ainsi, les choix individuels sont fondés sur des différences d'utilité entre les différents scénarios de l'ensemble de choix. Les termes d'erreur permettent de retirer de l'information, exprimée en termes de probabilité, concernant les comportements des individus quand ils sont confrontés à des choix multi-attributs. Ceci implique que la probabilité que l'individu i choisisse l'alternative j étant donné les caractéristiques X_j et P_j est telle que :

$$Pr(y_i = j|t) = \frac{\exp(V_j)}{\sum_{h \in t} \exp(V_h)}$$

où :

\exp représente la fonction exponentielle.

L'introduction de constantes spécifiques aux alternatives

En effectuant l'exercice de choix, près d'un tiers des répondants de notre échantillon a systématiquement préféré le *statu quo*. Afin de prendre en compte l'effet du choix du *statu quo*, nous introduisons dans notre modèle une constante spécifique aux alternatives (ASC). C'est une variable binaire égale à 1 quand l'alternative *statu quo* est choisie, 0 sinon. Elle permet de capturer les effets de variables inobservables qui jouent un rôle dans les choix des individus. Afin d'éviter les problèmes de colinéarité, nous avons une unique ASC dans nos modèles. Elle prend la forme d'une variable explicative et est dénotée α_j .

Le modèle Logit Conditionnel

Notre modèle *Logit Conditionnel* (CL) est défini de façon à inclure comme variables explicatives uniquement des caractéristiques spécifiques aux choix. Dans ce cas, le vecteur d'attributs X_j n'inclut aucune variable qui serait invariante d'un choix à l'autre. De plus, les paramètres du modèle sont indépendants du choix de l'alternative j . Ainsi, X_j est une combinaison des niveaux des attributs spécifiques aux sites⁽¹²⁾ contenus dans j (c'est-à-dire

que X_j est un vecteur de régresseurs spécifiques à l'alternative j) et β_x est le vecteur des paramètres de préférence associés à X_j . La forme fonctionnelle de l'utilité indirecte correspondant au choix de l'alternative j par l'individu i est telle que :

$$U_{ij} = \alpha_j + X_j' \beta_x + P_j' \beta_{(p)} + \varepsilon_{ij}$$

Nous spécifions le coefficient $\beta_{(p)}$ associé à l'attribut prix comme étant fixé alors que nous autorisons les autres coefficients à varier. D'après les hypothèses présentées ci-dessus, la spécification du modèle implique que la probabilité de choisir l'alternative j parmi toutes les autres alternatives de l'ensemble de choix t peut s'écrire comme :

$$\Pr(y_i = j|t) = \frac{\exp(\alpha_j + X_j' \beta_x + P_j' \beta_{(p)})}{\sum_{h \in t} \exp(\alpha_h + X_h' \beta_x + P_h' \beta_{(p)})}$$

Ce modèle permet de mesurer l'effet de chaque variable explicative spécifique au choix sur les choix individuels. L'estimation de ce modèle sera présentée dans la partie « Résultats des estimations et discussion ».

Une limite du modèle *Logit Conditionnel* est qu'il suppose que les préférences sont homogènes. Cependant, cela ne semble pas réaliste que tous les individus aient les mêmes préférences. Afin de solutionner ce problème, nous proposons un modèle *Logit à paramètres aléatoires*. De plus, pour que ses résultats soit valides, le modèle *Logit Conditionnel* doit vérifier l'hypothèse IIA (celle-ci est explicitée ci-après dans la sous-partie « Le modèle théorique – L'hypothèse IIA »). Le modèle à *paramètres aléatoires* permet également de passer outre cette limite potentielle du modèle *Logit Conditionnel* dans les cas où celle-ci est présente.

Le modèle *Logit à paramètres aléatoires*

Le modèle *Logit à paramètres aléatoires*, également connu sous le nom de *Logit mixte* (Revelt et Train, 1998), suppose que les paramètres β_x sont distribués selon une loi normale. La forme fonctionnelle de l'utilité indirecte est telle que :

$$\begin{aligned} U_{ij} &= \alpha_j + X_j' \beta_i + P_j' \beta_{(p)} + \varepsilon_{ij} \\ &= \alpha_j + X_j' \beta_x + P_j' \beta_{(p)} + X_j' v_i + \varepsilon_{ij} \end{aligned}$$

où :

le paramètre β_i est tel que : $\beta_i = \beta_x + v_i$,

$v_i \sim N(0, \Sigma \beta_x)$

β_x représente la moyenne dans la population,

v_i est l'écart stochastique qui représente la préférence individuelle par rapport aux préférences moyennes dans la population.

Le terme d'erreur combinée, $X_j' v_i + \varepsilon_{ij}$, est corrélé entre les alternatives, alors que les ε_{ij} seuls ne le sont pas. Cette spécification du modèle suppose que les préférences relatives aux quatre attributs spécifiques aux sites sont hétérogènes, alors que les préférences pour l'attribut prix sont homogènes. Nous supposons ainsi implicitement la même utilité marginale de l'argent pour l'ensemble des répondants. Le modèle *Logit à paramètres aléatoires* permet donc de faire varier les préférences entre les individus et de prendre en compte la corrélation du terme d'erreur entre les alternatives. L'estimation de ce modèle sera présentée dans la partie « Résultats des estimations et discussion ».

Jusqu'à présent, nos spécifications n'incluaient pas de caractéristiques individuelles. Des variations des paramètres dues à des caractéristiques individuelles observées peuvent être capturées dans les modèles *Logit* via des interactions entre des caractéristiques des répondants et des attributs relatifs aux alternatives. Nous proposons donc un modèle *Logit à paramètres aléatoires* contenant certaines caractéristiques démographiques que nous incluons en tant que coefficients fixes. Nous estimons ainsi un modèle comportant des variables socio-économiques croisées avec la constante spécifique aux alternatives. Ceci nous permet d'étudier si certaines caractéristiques individuelles affectent la probabilité qu'une alternative soit choisie. Les résultats sont présentés dans la partie « Résultats des estimations et discussion ».

L'hypothèse IIA

La spécification du modèle *Logit Conditionnel* implique que la sélection d'une option dans un ensemble de choix doit vérifier l'hypothèse d'« indépendance des alternatives non pertinentes » (« *Independence of Irrelevant Alternatives* » – IIA). Cette dernière stipule que les probabilités relatives que deux alternatives soient choisies au sein d'un ensemble de choix ne sont pas affectées par l'introduction, ou le retrait, d'autres alternatives dans cet ensemble de choix. En d'autres termes, si l'alternative A est préférée à l'alternative B de l'ensemble de choix $\{A, B\}$, alors l'introduction d'une troisième alternative (c'est-à-dire l'extension de l'ensemble de choix à $\{A, B, \theta\}$) ne doit pas rendre B préférable à A . Ainsi, la préférence pour A ou B ne doit pas être modifiée par la disponibilité de θ , qui est non pertinente lors du choix entre A et B . Cette propriété découle de l'hypothèse selon laquelle les composantes aléatoires de l'utilité sont indépendamment et identiquement distribuées ; plus précisément, elle découle de l'indépendance des termes d'erreur entre les différentes options contenues dans l'ensemble de choix.

Nous devons donc tester si l'hypothèse IIA est violée dans le cas de notre modèle. Le test⁽¹³⁾ le plus couramment utilisé est celui développé par Hausman et McFadden (1984).

Le modèle *Logit à paramètres aléatoires* relâche l'hypothèse IIA en autorisant les paramètres du modèle *Logit Conditionnel* à être normalement distribués. Ceci constitue une justification supplémentaire pour l'implémentation d'un modèle *Logit à paramètres aléatoires*, qui serait bien approprié en cas de violation de l'hypothèse IIA par notre modèle *Logit Conditionnel*.

Les résultats du test sont présentés dans la partie « Résultats des estimations et discussion ».

La technique d'estimation

D'un point de vue économétrique, les données sont telles que, pour chaque individu, il existe autant d'observations que de questions de choix auxquelles il lui est demandé de répondre. Il y a donc $T = 4$ observations par individu. Nous utilisons un modèle *Logit Conditionnel* pour estimer par maximum de vraisemblance les données spécifiques aux choix. Nous supposons que notre échantillon est composé de I individus, chacun faisant T choix. Chaque ensemble de choix est composé de $J = 3$ alternatives. Nous définissons δ_{ijt} comme étant une variable binaire telle que :

$$\delta_{ijt} = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu } i \text{ a choisi l'alternative } j \\ & \text{dans l'ensemble de choix } t \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

La fonction de vraisemblance (L) correspondant à notre modèle *Logit Conditionnel* peut alors s'écrire comme suit :

$$L(\beta_x, \beta_{(p)}) = \prod_{i=1}^I \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J (\Pr(y_i = j|t))^{\delta_{ijt}}$$

où :

\prod représente la fonction produit.

En prenant ensuite le logarithme de L , nous obtenons la fonction de log-vraisemblance associée à notre modèle. L'estimation des paramètres peut être obtenue à partir de cette dernière équation.

En ce qui concerne notre modèle *Logit à paramètres aléatoires*, une estimation par maximum de vraisemblance exigerait d'intégrer sur i . Ceci reviendrait à calculer une intégrale de grande

dimension. C'est pourquoi la log-vraisemblance est approximée par un simulateur fondé sur S tirages de i à partir d'une loi normale étant donnés les estimations existantes de β_x . L'estimateur par maximum de vraisemblance simulée maximise ainsi le logarithme de :

$$L(\beta_x, \beta_{(p)}) = \prod_{i=1}^I \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J (\overline{\Pr}(y_i = j|t))^{\delta_{ijt}}$$

où :

$\overline{\Pr}(y_i = j|t)$ est un simulateur pour $\Pr(y_i = j|t)$.

Le calcul des consentements à payer

L'estimation du surplus des consommateurs associé aux changements de niveau des attributs peut être déduite de l'estimation par maximum de vraisemblance du modèle *Logit (Conditionnel ou à Paramètres aléatoires)*. Lors de l'estimation du modèle, si X est composé des attributs $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(a)}$, alors l'estimation du paramètre $\beta_{(a)}$ associé à l'attribut $X_{(a)}$ peut être interprétée comme l'utilité marginale de cet attribut, et l'estimation du paramètre $\beta_{(p)}$ associé à l'attribut prix comme la désutilité marginale du paiement⁽¹⁴⁾. En observant les choix que les individus effectuent suite au changement de niveau d'un des attributs, ainsi que le prix associé à ce scénario particulier de changement, nous pouvons obtenir des valeurs marginales pour chaque attribut quand leur niveau passe de l'état initial (c'est-à-dire le *statu quo*) à l'état final (c'est-à-dire le bon état écologique). Ainsi, le consentement à payer marginal (également appelé prix implicite) associé à une amélioration de la qualité de l'attribut $X_{(a)}$ (CAP_a) est donné par la formule suivante :

$$CAP_a = - \frac{\beta_{(a)}}{\beta_{(p)}}$$

Cette formule nous fournit la valeur d'une amélioration de la qualité du site récréatif a comparativement à la situation *actuelle* ; le *statu quo* constitue alors la base pour une évaluation économique des attributs du bien étudié. Les expériences de choix permettent de mesurer, *ex ante*, les effets d'une amélioration de la qualité de l'eau en termes de bien-être individuel. Étant donné que nous spécifions le coefficient du prix comme fixé alors que nous autorisons les autres coefficients à varier, le consentement à payer pour chaque attribut est distribué de la même façon que les coefficients des attributs spécifiques aux sites.

Les données

La méthode d'échantillonnage

L'échantillonnage de la population étudiée a été entrepris comme suit. Tout d'abord, nous avons choisi un périmètre d'influence pour l'étude, qui correspond à la zone où les individus ayant l'habitude de fréquenter les sites résident⁽¹⁵⁾. Nous avons déterminé celui-ci grâce à des discussions avec des spécialistes des agences de l'Eau Seine-Normandie locales et de façon à respecter certaines contraintes inhérentes à la méthode utilisée.

Tout comme les autres méthodes nécessitant la réalisation d'enquêtes, la méthode d'expériences des choix pourrait être sujette à certains biais liés à la construction du questionnaire. Les enquêtés étant interrogés en face à face, ils pourraient vouloir satisfaire l'enquêteur et donc attribuer au bien une valeur supérieure à leur consentement à payer réel. Ce comportement est connu sous le nom de biais de l'enquêteur. Cependant, d'après Katosky *et alii* (2011), « ce comportement est moins prononcé pour les personnes qui identifient clairement la zone concernée ». Un autre biais pouvant être considéré comme complémentaire, car également lié à la distance au bien, est le biais d'inclusion. Ce dernier est caractérisé par le fait que les personnes interrogées peuvent avoir tendance à attribuer la même valeur à un bien très étendu et diversifié (l'amélioration de l'état de l'eau en France) et à un bien particulier, sous-ensemble du précédent (l'amélioration de l'état de l'eau d'un bassin hydrographique ou d'une rivière spécifiques). En effet, « en pratique, à partir d'un certain niveau d'ignorance, souvent équivalent à un certain degré d'éloignement, les consentements à payer dépendent peu de la chose particulière à évaluer, mais plutôt des caractéristiques sociales comme le niveau de vie ou de diplôme » (Katosky *et alii*, 2011).

Dans le cas particulier de notre étude, la zone d'enquête a donc été définie de manière à dépasser, ou du moins limiter, ces deux biais de l'enquêteur et d'inclusion. Nous pouvons également noter la possibilité d'un biais stratégique, qui survient lorsque les personnes interrogées pensent pouvoir influencer certaines décisions grâce à leurs réponses. Ceci peut être le cas quand les enquêtés sont confrontés à des scénarios hypothétiques faisant intervenir un bien public ; étant donné que les personnes interrogées ne devront pas réellement payer ce qu'elles déclarent, elles peuvent avoir tendance à sous-estimer (comportement de passager clandestin), ou au contraire surestimer (comportement vertueux au travers duquel l'enquêté négligerait sa contrainte budgétaire), leur vraie valeur pour le bien. C'est une des difficultés de ce type de méthodes, pour lesquelles d'une part, les

scénarios hypothétiques doivent être définis de façon à être aussi réalistes que possible et d'autre part, les enquêteurs doivent mettre en valeur ce caractère réaliste de l'étude sans pour autant décourager les enquêtés de participer.

Enfin, les études utilisant des méthodes fondées sur les préférences déclarées ont souvent un coût élevé. En effet, ce type d'enquêtes est généralement réalisé en face à face, *via* des questionnaires relativement longs et nécessitant en plus de se plier à l'exercice plutôt complexe des expériences des choix. Il nécessite de mobiliser des enquêteurs ayant bénéficié d'une formation adéquate préalablement à la phase d'enquête. Le budget dont nous disposions pour réaliser l'enquête nous contraignait donc à ne pas trop étendre le périmètre de l'étude, de façon à nous permettre de recueillir des données exploitables statistiquement.

Nous avons ainsi décidé que le périmètre de l'étude couvrirait un rayon de 15 kilomètres autour de chacune des trois rivières et une distance de 80 kilomètres à partir de la côte littorale (ce qui correspond à un maximum d'une heure de route)⁽¹⁶⁾.

Nous avons ensuite choisi d'interroger un échantillon représentatif des habitants de ce périmètre d'influence. Une approche d'échantillonnage par quotas a été mise en œuvre, qui devait nous assurer que l'échantillon reflète certaines caractéristiques socio-économiques⁽¹⁷⁾ des ménages de résidents (âge et profession du chef de famille, nombre de personnes dans le foyer, taille des villes situées dans le périmètre d'influence défini).

Au cours de l'été 2008, un échantillon de 880 ménages a ainsi été interrogé *via* des enquêtes en face-à-face réalisées au domicile des résidents par des enquêteurs de l'institut de sondages CSA⁽¹⁸⁾. Les enquêtés n'étaient pas rémunérés pour leur participation à l'étude. Quelques individus ont choisi de ne pas déclarer leur revenu en répondant au questionnaire ; pour les besoins de l'étude, nous choisissons de les retirer de l'échantillon. Notre base de données contient 824 ménages de résidents. Cet échantillon est assez grand comparé aux autres études de référence citées en introduction (ex. : Hanley *et alii*, 2006 ; Horne *et alii*, 2005).

Les enquêtes d'expériences de choix sont généralement conduites à domicile ou sur site par des enquêteurs, dans le but de simplifier l'exercice de choix au répondant. En effet, ce type d'enquête peut être difficile à comprendre ; l'enquêteur est donc présent pour expliquer la tâche à réaliser au répondant et pour répondre à ses questions si ce dernier rencontre des difficultés. Que les répondants aient déjà visité les sites récréatifs auxquels nous nous intéressons une fois dans leur vie ou non n'a pas d'importance pour l'étude.

Préalablement à la collecte des données⁽¹⁹⁾, le questionnaire a été testé sur quelques résidents de façon à vérifier qu'il avait bien été construit, et également pour jauger leur réaction à l'idée de devoir payer pour des améliorations de la qualité de l'eau.

Description et statistiques des variables

Le tableau 3 présente quelques statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour réaliser nos estimations. Des statistiques supplémentaires de variables relatives à la catégorie socio-professionnelle des répondants (tableau A3.1) et aux activités pratiquées sur ces sites par les individus de l'échantillon qui en sont usagers (tableau A3.2) sont disponibles dans l'annexe 3.

En moyenne, les répondants sont plutôt des femmes, qui vivent en couple et qui ont au moins un enfant. L'âge moyen des répondants est 48,6 ans et le revenu mensuel moyen des ménages interrogés est compris entre 1 200 € et 2 100 € par mois. Nous remarquons que près de 40 % de notre échantillon est composé d'individus inoccupés (personnes sans emploi ou retraités) ; en effet, ces individus sont plus souvent présents à leur domicile et sont donc plus faciles à interroger⁽²⁰⁾.

Concernant le comportement des résidents vis-à-vis des quatre sites de l'étude, plus des trois quarts de l'échantillon fréquentent le littoral, environ 36 % fréquentent la Touques, un peu moins d'un tiers fréquentent la Dives et seulement 15 % ont déjà visité la Vie. Les résidents fréquentent principalement les

sites pour se promener ; la deuxième activité la plus pratiquée est la baignade sur le littoral et la pêche sur les trois rivières. En moyenne les individus interrogés pensent que les sites ne sont plutôt pas en bon état.

Nous construisons un indice de conscience environnementale à partir des réponses données à des questions relatives au comportement des individus vis-à-vis de l'environnement en général. Huit questions étaient posées concernant l'implication des répondants dans le tri des déchets, le fait d'éteindre systématiquement la lumière en quittant une pièce, la consommation de produits issus de l'agriculture biologique, l'utilisation de véhicules à moteur en ville, les économies d'eau, l'utilisation d'ampoules basse consommation, les dons à des associations de protection de l'environnement et la participation à des actions collectives de ramassage des déchets. Cinq types de réponses concernant la fréquence de ces actions étaient proposés : « jamais », « de temps en temps », « ne se prononce pas », « souvent », « toujours ». Nous construisons notre indice comme une échelle de Likert⁽²¹⁾, en attribuant de 1 point aux réponses « jamais » à 5 points aux réponses « toujours » ; il est ainsi compris entre 8 (pour ceux qui répondent systématiquement « jamais ») et 40 (pour ceux qui répondent systématiquement « toujours »). Nous obtenons un indice moyen pour notre échantillon égal à 23,0 ; nous pouvons donc qualifier la conscience environnementale de notre population de « moyenne ».

Tableau 3 : quelques statistiques descriptives de l'échantillon de répondants

Variable	Description	Moyenne	Écart type	Min	Max
Femme	= 1 si le répondant est une femme	0,58	0,49	0	1
Célibataire	= 1 si le répondant vit seul	0,21	0,41	0	1
Enfant	= 1 si le répondant a au moins un enfant	0,65	0,48	0	1
Âge	Âge du répondant	48,6	17,7	18	94
Revenu mensuel du ménage	Catégorie de revenu du ménage	3,58*	1,72	1	7
Perception de la qualité de l'eau par le répondant	= 1 si le répondant pense que le site est en bon ou en excellent état				
	Littoral	0,41	0,49	0	1
	Rivière Touques	0,30	0,46	0	1
	Rivière Dives	0,22	0,42	0	1
	Rivière Vie	0,17	0,38	0	1
Indice de conscience environnementale	Score de conscience environnementale compris entre 8 et 40**	23,0	4,27	8	35
Fréquentation des sites	= 1 si le répondant a déjà visité au moins une fois le site		Effectif		Fréquence
	Littoral		622		75,5 %
	Rivière Touques		299		36,3 %
	Rivière Dives		245		29,7 %
	Rivière Vie		123		14,9 %

Lecture : * = le revenu moyen des ménages est compris entre 1200 € et 2 100 € par mois. ** = 8 signifie "pas de conscience environnementale" et 40 "très forte conscience environnementale".

Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

Résultats des estimations et discussion

Les résultats des expériences de choix

Le tableau 4 présente l'estimation des modèles *Logit Conditionnels* et à *paramètres aléatoires*⁽²²⁾. Le premier est le modèle *Logit Conditionnel* avec constante spécifique aux alternatives [Colonne (1)]. Le deuxième est le modèle *Logit à paramètres aléatoires* sans constante spécifique aux alternatives (ASC) [Colonne (2)] ; il inclut les quatre attributs spécifiques aux sites et l'attribut prix. Les autres estimations reportées dans ce tableau sont celles des modèles à *paramètres aléatoires* avec ASC [Colonne (3)] et avec ASC et caractéristiques individuelles [Colonne (4)]. L'ASC représente tous les déterminants de l'utilité que le répondant prend en compte lors du choix entre les options, mais qui ne sont pas capturés par les attributs. Les caractéristiques individuelles incluses dans le quatrième modèle sont le revenu mensuel du ménage, l'âge et le sexe du répondant, le fait qu'il ait au moins un enfant, le fait qu'il fréquente chacun des sites de l'étude et son indice de conscience environnementale.

Nous nous intéressons tout d'abord à la pertinence de l'introduction d'une constante spécifique aux alternatives. Nous souhaitons vérifier si l'ajout d'une ASC apporte plus de pouvoir significatif à notre modèle. Nous réalisons donc un test du rapport de vraisemblance (LR) pour discriminer entre les modèles avec et sans ASC⁽²³⁾. Nous obtenons une valeur de la statistique de test égale à 50. Étant donné que la valeur critique de la statistique du Chi-2 à un degré de liberté au seuil de 5 % est égale à 3,84, nous pouvons donc conclure au rejet de l'hypothèse nulle ; le modèle *Logit à paramètres aléatoires* avec ASC est le plus approprié. Nous retenons donc le modèle avec ASC comme meilleur modèle pour notre étude. Ce choix est conforté par le fait que la log-vraisemblance du modèle avec ASC est supérieure à celle du modèle sans ASC.

Nous nous penchons ensuite sur l'estimation des paramètres des différents modèles. S'agissant du modèle *Logit Conditionnel* avec constante spécifique aux alternatives, tous les attributs spécifiques aux sites ont des signes positifs et sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. L'atteinte du bon état écologique des eaux d'un site confère donc un supplément d'utilité au répondant, toutes choses égales par ailleurs. L'attribut prix a un

Tableau 4 : estimation des modèles sur l'échantillon complet

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Modèle Logit Conditionnel	Modèles Logit à paramètres aléatoires		
	Estimation des paramètres			
Constante pour l'option <i>statu quo</i> (ASC)	0,969***[0,086]	-	1,08***[0,152]	1,306**[0,626]
Littoral	0,354***[0,025]	0,604***[0,069]	0,626***[0,070]	0,628***[0,069]
Rivière Touques	0,224***[0,024]	0,186***[0,068]	0,326***[0,072]	0,327***[0,071]
Rivière Dives	0,372***[0,025]	0,480***[0,066]	0,625***[0,070]	0,621***[0,070]
Rivière Vie	0,164***[0,024]	-0,015***[0,063]	0,170**[0,067]	0,166**[0,067]
Prix	-0,017***[0,002]	-0,061***[0,004]	-0,043***[0,004]	-0,043***[0,004]
Revenu mensuel du ménage	-	-	-	-0,077[0,054]
Âge	-	-	-	0,021***[0,005]
Femme	-	-	-	-0,132[0,183]
Enfant	-	-	-	0,344*[0,194]
Fréquente le littoral	-	-	-	-0,392*[0,212]
Fréquente la rivière Touques	-	-	-	-0,359*[0,187]
Fréquente la rivière Dives	-	-	-	-0,461**[0,207]
Fréquente la rivière Vie	-	-	-	-0,440*[0,260]
Indice de conscience environnementale	-	-	-	-0,022[0,021]
	Écart type des paramètres			
Littoral	-	1,200***[0,088]	1,168***[0,086]	1,154***[0,085]
Rivière Touques	-	1,104***[0,089]	1,123***[0,095]	1,115***[0,093]
Rivière Dives	-	1,174***[0,085]	1,106***[0,083]	1,078***[0,079]
Rivière Vie	-	1,110***[0,079]	1,072***[0,080]	1,060***[0,082]
Log-vraisemblance	-3305	-2761	-2736	-2710
Taille de l'échantillon	824	824	824	824

Lecture : écart type entre crochets ; niveaux de significativité : * = 10 % ; ** = 5 % ; *** = 1 %.

Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

signe négatif et est également statistiquement significatif au seuil de 1 %. Il n'est pas surprenant qu'une augmentation du prix associé à l'un des scénarios affecte négativement l'utilité retiré du choix de ce scénario. Concernant la constante spécifique aux alternatives (plus précisément à l'option *statu quo*), elle a un signe positif et est statistiquement significative au seuil de 1 %. Ainsi, l'utilité associée à un changement par rapport à la situation actuelle est négative et significative, ce qui signifie que le choix d'un scénario d'amélioration confère de la désutilité au répondant. Cette dernière revêt en quelque sorte la forme d'un coût supporté par l'individu lorsqu'il choisit un scénario de changement par rapport à l'état *actuel*. Nous qualifions ce phénomène de « coût à changer » et il peut être considéré comme une forme de « biais du *statu quo* » (Adamowicz *et alii*, 1998).

En ce qui concerne les estimations des modèles *Logit à paramètres aléatoires* avec constante spécifique aux alternatives [Colonnes (3) et (4)], les quatre attributs spécifiques aux sites sont positifs et statistiquement significatifs au seuil de 1 % (excepté l'attribut spécifique à la rivière Vie qui est statistiquement significatif au seuil de 5 %). L'attribut prix est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1 %, et le signe de l'ASC est significativement positif au seuil de respectivement 1 % et 5 % pour les modèles sans et avec caractéristiques individuelles. Ainsi, au regard des paramètres spécifiques aux choix, les deux estimateurs génèrent des résultats similaires (bien que tous les paramètres augmentent en valeur absolue si nous estimons un modèle à *paramètres aléatoires* plutôt qu'un modèle *Conditionnel*). Parmi les caractéristiques socio-économiques, les variables « âge », « enfant » et « fréquentation des sites » sont significatives. Le signe des variables « âge » et « enfant » est positif, ce qui signifie que les répondants les plus âgés ainsi que ceux qui ont au moins un enfant sont plus susceptibles de choisir l'option *statu quo*. Au contraire, le signe des variables « fréquentation des sites » est négatif, ce qui indique que les individus qui ont pour habitude de fréquenter les sites de l'étude sont plus susceptibles de choisir un scénario d'amélioration de la qualité de l'eau.

Les résultats présentés dans le tableau 4 nous indiquent que non seulement les répondants valorisent des améliorations de la qualité de l'eau, mais qu'ils sont également prêts à payer pour de telles améliorations. Il apparaît que le bon état est d'autant plus valorisé que le prix qu'il faudrait payer pour l'atteindre est faible.

Le tableau 4 présente également l'estimation des écarts types des paramètres estimés des modèles *Logit à paramètres aléatoires*. Ils sont tous très significatifs, ce qui indique que les paramètres varient dans la population. Cela confirme notre idée selon laquelle les préférences relatives aux quatre attributs spécifiques aux sites sont hétérogènes entre les répondants. Il semble ainsi plus pertinent d'estimer les consentements à payer pour une amélioration de la qualité de l'eau de chacun des sites à partir des estimations du modèle à *paramètres aléatoires*, de façon à prendre en compte l'hétérogénéité individuelle.

Le tableau 5 présente l'estimation des consentements à payer (CAP) moyens des ménages de résidents, obtenue en appliquant l'équation (9) aux estimations du modèle à *paramètres aléatoires* avec ASC ([colonne (3)] du tableau 4), ainsi que leurs écarts-types et leurs niveaux de significativité. La distribution des consentements à payer marginaux (ou prix implicites) a été obtenue en utilisant la méthode du *Bootstrap* avec 100 répliquions⁽²⁴⁾. Les intervalles de confiance correspondants sont présentés dans le tableau A5.1 de l'annexe 5 ; ils ont été calculés en utilisant la méthode du percentile fondée sur 100 rééchantillonnages à chaque tirage. Ces CAP représentent la somme d'argent que les individus seraient prêts à payer pour le programme de gestion correspondant à l'amélioration spécifiée dans la carte de choix qui leur a été proposée lors de l'interview. Tous ces prix sont positifs et statistiquement significatifs au seuil de 1 %. Notons qu'ils sont positifs malgré le coût à changer que les individus doivent supporter ; nous pouvons donc en déduire que ce coût est plus que compensé par le bénéfice que l'individu retire de l'amélioration de la qualité de l'eau. Les valeurs estimées des consentements à payer nous informent que les individus sont prêts à payer plus pour des

Tableau 5 : estimation des consentements à payer (ou prix implicites) sur l'échantillon complet pour des améliorations de la qualité de l'eau

Attribut spécifique à un site	Amélioration	Modèle <i>Logit à paramètres aléatoires</i> avec ASC
		Prix implicite (euros par an et par ménage)
Littoral	De mauvais à bon	14,55***[2,11]
Rivière Touques	De raisonnable à bon	7,59***[1,37]
Rivière Dives	De mauvais à bon	14,54***[2,10]
Rivière Vie	De médiocre à bon	3,94***[1,37]

Lecture : écart type *bootstrap* entre crochets ; niveaux de significativité : * = 10 % ; ** = 5 % ; *** = 1 %.

Source : données Medde/SEEIDD/CGDD

améliorations de la qualité des eaux du littoral et de la rivière Dives comparativement aux autres sites. Ainsi la priorité est donnée à la restauration du littoral et de la rivière Dives ; les individus préfèrent ensuite une amélioration du bassin de la Touques et enfin une amélioration du bassin de la Vie.

La méthode d'expériences des choix nous permet d'estimer des consentements à payer séparément pour les habitants de chacune des zones de l'étude. Ainsi nous pouvons proposer des consentements à payer distincts pour les résidents des rivières Touques, Dives et Vie, en régressant notre modèle *Logit à paramètres aléatoires* avec *ASC* séparément sur les échantillons ne contenant que les résidents de chacune des rivières. Notons que les consentements à payer pour les résidents de la zone « littoral » correspondent aux CAP estimés à partir de l'échantillon complet, étant donné que l'ensemble des répondants de l'étude résident dans le périmètre d'influence du littoral (soit à une distance maximale de 80 km du littoral). Pour les consentements à payer des résidents du littoral, nous pouvons donc nous reporter au tableau 5. Le tableau 6 présente les consentements à payer des résidents de chacune des zones de l'étude, ainsi que leurs écarts types et leurs niveaux de significativité (les estimations des paramètres des trois modèles correspondants sont présentées dans les tableaux A4.1, A4.2 et A4.3 en annexe 4). La distribution des consentements à payer marginaux a été obtenue en utilisant la méthode du *Bootstrap* avec 100 réplifications. Les intervalles de confiance correspondants sont présentés dans le tableau A5.2 de l'annexe 5 ; ils ont à nouveau été obtenus en utilisant la méthode du percentile fondée sur 100 rééchantillonnages à chaque tirage. Les prix implicites obtenus sont tous significativement positifs (à l'exception du consentement à payer des résidents du périmètre d'influence de la zone « rivière Touques » pour l'atteinte du bon état des eaux de la zone « rivière Vie », qui n'est pas significatif). La lecture du tableau 6 s'effectue comme suit : les ménages de résidents du périmètre d'influence de la rivière Touques sont prêts à payer 22,81€ par an pour l'atteinte du bon état des eaux du littoral.

Intuitivement, nous nous attendons à ce que le consentement à payer pour une rivière particulière soit plus élevé pour les résidents du périmètre d'influence de cette rivière. Le consentement à payer le plus élevé pour améliorer l'état de la rivière Vie est effectivement donné par les enquêtés résidant dans le périmètre d'influence de cette rivière (c'est-à-dire habitant à moins de 15 km de la Vie). Ce n'est pas le cas pour les autres rivières. De plus, les résidents du périmètre d'influence du littoral sont disposés à payer le plus pour la restauration des eaux du littoral ; de même, les résidents du périmètre d'influence de la Dives sont disposés à payer le plus pour la restauration des eaux de la Dives. Cependant, nous n'observons pas ce phénomène pour les résidents des rivières Touques et Vie.

Nous retrouvons les conclusions de l'estimation sur l'échantillon complet, c'est-à-dire que les répondants sont prêts à payer plus pour l'atteinte du bon état des eaux du littoral et de la rivière Dives. Moins connue et moins fréquentée, la rivière Vie génère moins d'effort de la part des enquêtés ; le consentement à payer le plus faible est offert pour cette rivière. Nous ne pouvons donc pas conclure qu'il y a une influence du lieu de résidence sur le classement des préférences pour les sites. Les répondants accordent plus d'importance à la restauration du littoral et de la Dives, puis à celle de la Touques et finalement à celle de la Vie.

Les prix implicites estimés pour les résidents des rivières Touques et Vie sont supérieurs à la moyenne de l'ensemble de l'échantillon. Nous étudions donc les profils de revenus des ménages de résidents de chacune des quatre zones de l'enquête, présentés dans le tableau A6.1 en annexe 6, afin de savoir si les différences d'amplitude entre les consentements à payer des résidents de ces zones peuvent être expliquées par des différences de revenus. Il apparaît que les profils de revenus des ménages de résidents sont comparables sur chacune des zones. Les moyennes sont similaires en ce qui concerne les périmètres d'influence des rivières et elles sont comparables à la moyenne de l'échantillon. Les répartitions des individus selon le revenu ainsi que la distribution des revenus sont semblables sur les trois

Tableau 6 : estimation des consentements à payer (ou prix implicites) par zone pour des améliorations de la qualité de l'eau (en euros par an et par ménage)

sont prêts à payer		pour l'atteinte du bon état des eaux de la zone...				Nombre de répondants
		Littoral	Rivière Touques	Rivière Dives	Rivière Vie	
Les résidents du périmètre d'influence de la zone...	Littoral	14,55***[2,11]	7,59***[1,37]	14,54***[2,10]	3,94***[1,37]	824
	Rivière Touques	22,81***[6,29]	9,33**[3,65]	24,68***[5,56]	5,78[3,79]	448
	Rivière Dives	13,72***[2,18]	6,46***[1,74]	14,30***[2,40]	4,22**[1,90]	485
	Rivière Vie	19,54***[5,64]	10,23***[3,34]	17,15***[3,97]	6,01*[3,37]	295

Lecture : écart type *bootstrap* entre crochets ; niveaux de significativité : * = 10 % ; ** = 5 % ; *** = 1 %.

L'ensemble des consentements à payer est exprimé en euros par an et par ménage.

Les ménages de résidents du périmètre d'influence de la rivière Touques sont prêts à payer 22,81€ par an pour l'atteinte du bon état des eaux du littoral.

Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

zones « rivière ». De plus, elles sont comparables à la répartition des individus dans les modalités de revenus ainsi qu'à la distribution des revenus sur l'ensemble de l'échantillon. Les différences de CAP ne s'expliquent donc pas par des différences de revenus. Cela laisse penser que les résidents de la Touques et de la Vie valorisent en moyenne plus les sites que les résidents de la Dives.

Discussion

Test de l'hypothèse IIA

Le tableau 7 reporte les résultats du test d'Hausman-McFadden relatif à la validité de l'hypothèse IIA (Indépendance des alternatives non pertinentes) pour le modèle *Logit Conditionnel*. Nous réalisons tout d'abord ce test sur un échantillon obtenu en excluant l'option B⁽²⁵⁾ des ensembles de choix (et par conséquent en excluant de l'échantillon complet les répondants ayant choisi cette option), puis sur un échantillon obtenu en excluant l'option *statu quo* des ensembles de choix (et par conséquent en excluant de l'échantillon complet les répondants ayant choisi cette option).

Tableau 7 : test d'Hausman-McFadden de l'hypothèse IIA

Échantillon	Statistique	Niveau de significativité
Sans l'option B	29,98	< 0,0001
Sans l'option <i>statu quo</i>	5,03	0,412

Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

Dans le premier cas, le résultat du test est la non-acceptation de l'hypothèse nulle avec une valeur élevée de la statistique d'Hausman. Dans le deuxième cas, il résulte une acceptation de l'hypothèse nulle, mais avec une statistique d'Hausman qui n'est pas statistiquement significative. Ainsi, l'hypothèse IIA n'est pas acceptée, ce qui signifie qu'estimer le modèle comme un *Logit Conditionnel* pourrait biaiser les résultats. Nous retenons donc les résultats du modèle *Logit à paramètres aléatoires*.

L'agrégation des bénéfices et ses limites

Dans le contexte de la directive-cadre sur l'eau, il est recommandé de mener des analyses coûts-bénéfices au niveau des masses d'eau pour lesquelles il semble difficile d'atteindre le bon état à l'horizon 2015 (ou bien à des coûts très élevés). Une analyse coûts-bénéfices consiste dans un premier temps à estimer l'équivalent monétaire des bénéfices et des coûts liés à l'atteinte du bon état écologique sur l'ensemble du bassin hydrographique, et ensuite à comparer ces valeurs pour déterminer si le projet de gestion vaut la peine d'être mis en place. Une analyse coûts-bénéfices rigoureuse nécessiterait de disposer de l'ensemble des bénéfices et des coûts inhérents à la mise au bon état de l'eau des rivières de notre étude. Nous nous limiterons donc dans ce qui suit à une

estimation partielle des bénéfices non marchands qui seraient retirés de l'atteinte du bon état des eaux par les résidents des sites.

Quand la DCE a été adoptée, il a été demandé aux agences de l'eau françaises de définir les mesures nécessaires pour atteindre le bon état écologique ainsi que d'estimer les coûts y étant associés. Les données relatives à l'évaluation des coûts sont disponibles dans le plan de développement urbain relatif à la gestion de l'eau en Normandie⁽²⁶⁾. À titre informatif, les coûts estimés pour la mise au bon état des eaux du bassin hydrographique s'élèvent approximativement à 26,40 millions d'euros par an.

Des mesures du bien-être pour des programmes d'amélioration au niveau de l'ensemble du bassin hydrographique peuvent être calculées. Elles correspondent au montant du paiement requis pour assurer à l'individu moyen d'être aussi bien nanti avec le programme d'amélioration qu'il l'était avec la situation *actuelle* de gestion. La méthode d'expériences des choix nous a permis d'estimer des prix implicites par ménage et par an pour chacun des sites. Ainsi nous pouvons calculer les bénéfices non marchands qui émaneraient d'une amélioration de la qualité des eaux du bassin. Cependant, il est nécessaire de rappeler que ceux-ci consistent en une estimation de seulement une partie des bénéfices non marchands qui seraient retirés de l'atteinte du bon état. En effet, nous omettons certains services fournis par le bassin hydrographique, comme l'assimilation des déchets par l'intermédiaire de la biodiversité aquatique ou encore les avantages en termes de santé humaine. Nous avons choisi de n'interroger que des résidents des sites de l'étude ; nous ne prenons donc également pas en compte les bénéfices non marchands retirés par les touristes. De plus, nous ne prenons pas en compte les bénéfices économiques marchands (augmentation de la valeur ajoutée des activités, réduction du coût de traitement de l'eau, etc.). De même, nous avons inclus uniquement des ménages dans notre étude, en omettant les entreprises qui, en tant que consommateurs d'eau pour la production d'autres biens, peuvent avoir une valeur pour l'atteinte du bon état de l'eau du bassin. Enfin, une estimation robuste des bénéfices consisterait à combiner les valeurs obtenues *via* différentes méthodes d'évaluation : méthode des coûts de transport, évaluation contingente, analyse conjointe, etc. (Katosky *et alii*, 2011). Pour l'ensemble de ces raisons, nous ne pouvons donc présenter qu'une estimation partielle des bénéfices non marchands qui seraient retirés par les résidents des sites suite à l'atteinte du bon état des eaux du bassin.

Une approche simple consiste alors à proposer une mesure linéaire des bénéfices non marchands dans le cas de l'atteinte du bon état écologique simultanément au niveau des quatre sites ; elle est égale à 40,62 € par an et par ménage de résidents

(nous la calculons à partir de l'estimation des consentements à payer obtenue avec le modèle à *paramètres aléatoires* avec ASC). Comme nous l'avons souligné ci-dessus, cette estimation des bénéfices non marchands n'est que partielle, étant donné que les CAP estimés ne prennent pas en compte l'intégralité des bénéfices qui pourraient être retirés de l'atteinte du bon état écologique des eaux.

Nous souhaitons maintenant extrapoler cette estimation, de façon à obtenir un consentement à payer annuel pour l'ensemble de la population. Cela nécessite de définir notre population de référence, c'est-à-dire « la population maximale de laquelle notre échantillon peut être jugé représentatif » (Katosky *et alii*, 2011). Ainsi que nous l'avons définie dans la partie « Les données – La méthode d'échantillonnage », notre population de référence correspond à l'ensemble des ménages résidant dans le périmètre d'influence du bassin de rivières étudié. En prenant comme source le recensement de la population de 2007 effectué par l'Insee (avec un découpage géographique en communes au 1^{er} septembre 2009), la population de référence pour notre étude s'élève à 216 493 ménages. Nous pouvons donc proposer une approximation des bénéfices non marchands annuels agrégés pour l'ensemble des résidents de la zone étudiée, en multipliant le consentement à payer moyen par an et par ménage (40,62 €) par le nombre de ménages de la population de référence (216 493 ménages). Nous obtenons ainsi des bénéfices non marchands agrégés d'environ 8,79 millions d'euros par an pour l'ensemble de la population de référence. Ces derniers s'apparentent à une mesure approximative du bien-être monétaire collectif pour la mise au bon état des eaux du bassin hydrographique.

Il est important de souligner que notre agrégation des bénéfices doit être exploitée avec précaution pour les raisons qui suivent. Tout d'abord, comme discuté dans la sous-partie « Les données – La méthode d'échantillonnage », des biais liés à la construction du questionnaire pourraient survenir. Ensuite, la technique de calcul des bénéfices non marchands agrégés présente également certaines limites. En effet, lors de l'agrégation des bénéfices à l'ensemble des ménages de résidents de la zone, nous n'avons pas fait de distinction entre les populations des usagers et des non-usagers des sites ; leurs consentements à payer pourraient cependant être significativement différents. De plus, les estimations des consentements à payer sont données avec leur intervalle de confiance ; il faut donc garder à l'esprit qu'il existe un risque d'erreur pour les valeurs des CAP et donc aussi pour celle des bénéfices agrégés.

Conclusion

Dans cet article, nous avons appliqué la méthode d'expériences des choix aux décisions de gestion de l'eau dans le contexte de la directive-cadre européenne sur l'eau. Nous avons présenté un exemple empirique d'utilisation d'attributs spatiaux dans le but de savoir si les résidents sont disposés à payer pour des améliorations de la qualité de l'eau et, le cas échéant, quelles valeurs ils accordent à de telles améliorations. Nous avons sélectionné quatre attributs spécifiques aux sites, qui sont des cours d'eau appartenant à un unique bassin hydrographique et nous avons défini deux niveaux pour chacun d'eux : l'état écologique actuel et le bon état écologique tel que défini par la directive-cadre.

Sur la base des arbitrages que les répondants effectuent entre les différents attributs quand le bon état ne peut pas être obtenu simultanément au niveau des eaux des quatre sites, nous avons pu estimer des prix implicites pour l'amélioration de la qualité de l'eau de chaque site. Ainsi, nous avons trouvé que les résidents allouent des valeurs positives significatives à ces sites, ce qui signifie qu'ils seraient prêts à payer pour les plans de gestion décrits dans le questionnaire qui leur est proposé. De plus, il apparaît que l'âge des répondants ainsi que le fait d'avoir au moins un enfant influencent négativement le consentement à payer pour une amélioration de la qualité de l'eau. Au contraire, le fait qu'ils fréquentent les sites affectent positivement la disposition à payer pour l'atteinte du bon état des eaux.

L'estimation des prix implicites nous a permis de mesurer une partie des bénéfices non marchands qui seraient retirés d'une amélioration de la qualité de l'eau. Ces derniers pourraient contribuer au calcul des bénéfices totaux associés à cette amélioration ; une analyse coûts-bénéfices pourrait ainsi être réalisée si la question d'un report de délai se posait relativement à l'atteinte du bon état des eaux à l'échelle du bassin.

Finalement, nous avons souligné que près d'un tiers des répondants choisissent toujours l'option *statu quo* au sein des ensembles de choix qui leur sont proposés. Cette proportion est élevée. Dans de prochains travaux, nous nous appliquerons tout d'abord à identifier les différents types de comportements sous-jacents au choix systématique du *statu quo*. Nous étudierons ensuite si certains de ces comportements affectent l'estimation des modèles. Le cas échéant, nous nous efforcerons de proposer une méthode permettant de prendre en compte la préférence pour le *statu quo* dans l'analyse, de façon à éviter que les consentements à payer estimés ne soient biaisés.

Notes

(1) Le bon état écologique inclut un ensemble de normes qualitatives, comprenant non seulement des mesures biologiques et chimiques mais aussi des mesures sociales pour l'utilisation de l'eau, qui doivent être satisfaites. Un exemple de mesure pourrait être l'état morphologique des berges d'une rivière, le nombre d'espèces qui vivent dans la rivière ou encore la potabilité de l'eau.

(2) Les différents types de masse d'eau sont les rivières, les lacs, les réservoirs, les eaux de transition et les eaux côtières.

(3) La valeur de non-usage est liée à des usages futurs qu'il faut préserver ou à l'existence même du bien que nous souhaitons protéger. Ce type de valeur se décline en plusieurs catégories : valeurs d'option, de legs, d'altruisme et d'existence. La valeur d'option relève d'un usage futur potentiel pour nous-mêmes. La valeur de legs désigne la valeur accordée à des caractéristiques environnementales conservées pour les générations futures (qui en feront usage ou non). La valeur d'altruisme relève de l'usage *actuel* du bien par d'autres personnes. Finalement, la valeur d'existence est liée au maintien d'un bien environnemental indépendamment de tout usage (présent ou futur).

(4) La valeur d'usage est liée aux services que peut fournir le bien. Elle désigne à la fois les prestations directement consommables (nourriture, bois, biomasse, extraction, tourisme, activités récréatives, etc.) que l'environnement met à la disposition de l'Homme (usage direct) et celles indirectement utilisées telles les fonctions écologiques, hydrologiques et de régulation climatique que l'environnement remplit (usage indirect).

(5) Le document de travail du Medde auquel nous faisons suite (Fleuret, 2010) est en quelque sorte pionnier dans ce domaine puisque, à notre connaissance, aucune étude française ne s'est intéressée à des modifications écologiques d'eaux côtières.

(6) Le SDAGE est le nom donné au plan de gestion défini par la directive-cadre sur l'eau. Il attribue entre autres une note de qualité à l'eau de chaque bassin versant. Les niveaux de qualité peuvent être classés sur une échelle sémantique comme suit : mauvais < médiocre < raisonnable < bon < excellent.

(7) La D-optimalité est une mesure standard de la qualité du *design* expérimental (ou du plan d'expériences). À mesure que la D-optimalité augmente, les écarts types des estimations des paramètres du modèle linéaire diminuent. Un *design* parfait est orthogonal, équilibré et 100 % efficace (ou optimal). Un plan est qualifié d'orthogonal quand les niveaux de chaque attribut varient indépendamment les uns des autres, c'est-à-dire quand les estimations de tous les paramètres ne sont pas corrélées. De plus, il est qualifié d'équilibré quand tous les niveaux de chacun des attributs apparaissent le même nombre de fois dans les ensembles de choix.

(8) Étant donné que l'alternative *statu quo* est la même pour tous les ensembles de choix, elle n'est pas générée par le biais du *design* expérimental.

(9) Le modèle sera détaillé ultérieurement dans la prochaine partie.

(10) Une copie du questionnaire peut être demandée à l'auteur.

(11) Pour estimer économétriquement le modèle, les variables connexes aux attributs spécifiques aux sites doivent être codées. Parce que ces attributs sont de nature qualitative, nous utilisons un codage spécial. De façon à estimer des valeurs pour chaque niveau des attributs (y compris le niveau *statu quo*), nous choisissons d'utiliser un « codage d'effet ». Il consiste à créer une « variable de code » pour chaque attribut spécifique à un site, qui prend la valeur 1 si le niveau

d'amélioration apparaît dans l'alternative choisie et la valeur -1 si le niveau *statu quo* apparaît. Grâce à ce codage particulier, il nous est possible d'estimer un prix implicite pour chaque niveau des attributs spécifiques aux sites (voir l'annexe 2 pour plus de détails sur le principe du codage d'effet).

(12) Pour estimer économétriquement le modèle, les variables connexes aux attributs spécifiques aux sites doivent être codées. Parce que ces attributs sont de nature qualitative, nous avons utilisé un codage spécial. De façon à estimer des valeurs pour chaque niveau des attributs (y compris le niveau *statu quo*), nous avons choisi d'utiliser un « codage d'effet ». Il consiste à créer une « variable de code » pour chaque attribut spécifique aux sites, qui prend la valeur 1 si le niveau d'amélioration apparaît dans l'alternative choisie et la valeur -1 si le niveau *statu quo* apparaît. Grâce à ce codage particulier, il nous est possible d'estimer un prix implicite pour chaque niveau des attributs spécifiques aux sites.

(13) Le principe du test d'Hausman-McFadden (1984) est le suivant : l'hypothèse IIA est violée si les estimations des paramètres obtenues grâce aux estimations par maximum de vraisemblance du modèle sur différents sous-échantillons de l'échantillon complet diffèrent systématiquement. Chaque sous-échantillon résulte de l'exclusion à la fois d'une alternative de l'ensemble de choix complet et des données relatives aux choix effectués par les individus qui ont sélectionné cette alternative particulière. La statistique de test

(T) est telle que $T = (\hat{\gamma}_r - \hat{\gamma})' (\hat{W}_r - \hat{W})^{-1} (\hat{\gamma}_r - \hat{\gamma}) \sim \chi^2(m)$ où $\hat{\gamma}$ et $\hat{\gamma}_r$ sont les estimations par maximum de vraisemblance des paramètres obtenus respectivement à partir des données complètes et restreintes, et \hat{W} et \hat{W}_r sont les matrices de covariances estimées respectivement à partir des données complètes et restreintes. Sous l'hypothèse nulle H_0 que l'hypothèse IIA est valide, la statistique de test T suit une loi du χ^2 à m degrés de liberté ($\chi^2(m)$), où m est égal au rang de la matrice $\hat{W}_r - \hat{W}$. L'hypothèse IIA n'est pas violée si le test est valide pour chaque sous-échantillon pouvant être construit en retirant une alternative de l'ensemble de choix complet. Cela signifie que le test doit être répété autant de fois qu'il y a de sous-ensembles de choix. Si l'hypothèse IIA est violée (c'est-à-dire si l'hypothèse nulle n'est pas acceptée), alors il est nécessaire de recourir à des modèles statistiques plus complexes.

(14) Nous savons qu'une augmentation du coût du scénario diminue le revenu de l'individu. $\beta_{(p)}$ illustre donc le changement d'utilité associé à une diminution marginale du revenu, c'est-à-dire la désutilité marginale du paiement. De la même façon, $-\beta_{(p)}$ peut donc être interprété comme l'utilité marginale du paiement.

(15) Nous choisissons de nous intéresser uniquement à la population des résidents des sites, donc de ne pas interroger de touristes pour notre étude. Nous désignons par le terme « résidents » les individus occupant un logement dans la zone d'enquête plus de 6 mois par an. Les individus interrogés peuvent être usagers ou non usagers des sites.

(16) L'attrait des résidents pour le littoral est beaucoup plus fort que celui pour les rivières.

(17) La part de chaque classe de caractéristiques dans l'échantillon doit être proportionnelle à sa part dans la population de résidents.

(18) Plus précisément, 220 questionnaires ont été collectés dans le périmètre d'influence de chacun des quatre sites récréatifs de l'étude. Le choix d'interviews à domicile plutôt que sur site a été motivé par la volonté de n'interroger que des résidents. De plus, un échantillonnage sur site peut être à l'origine de biais de sélection.

(19) Les données utilisées dans cette étude appartiennent au ministère de l'Écologie, du Développement Durable et de l'Énergie (SEEIDD – CGDD). Elles avaient donné lieu à la publication d'un document de travail de Fleuret (2010) paru dans la collection « Études et documents » du SEEIDD du CGDD, (<http://www.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/ED28b.pdf>).

(20) Les quotas définis pour l'échantillonnage ont été respectés. Nous rappelons qu'un des quotas portait sur la CSP du chef de famille. Cependant le répondant n'est pas nécessairement le chef de famille mais peut être un autre des membres du foyer, d'où le résultat de notre statistique descriptive en ce qui concerne les catégories socioprofessionnelles.

(21) L'échelle de Likert (Likert, 1932) prend la forme d'un questionnaire psychologique permettant de quantifier des attitudes. Elle se compose d'une série d'affirmations que le répondant doit évaluer selon son niveau d'accord ou de désaccord. Ainsi une échelle de Likert, symétrique (c'est-à-dire contenant autant de réponses positives que négatives), composée de cinq réponses possibles ordonnées allant généralement de « pas du tout d'accord » à « tout à fait d'accord » est utilisée pour réaliser ces évaluations. Les réponses aux différentes affirmations peuvent finalement être additionnées pour obtenir un score permettant de connaître le niveau d'intensité des sentiments de l'individu.

(22) Nous utilisons le logiciel statistique STATA pour estimer les modèles.

(23) Le test du rapport de vraisemblance permet de tester la nullité simultanée de plusieurs paramètres. Il consiste à confronter un modèle, qualifié de non contraint (*NC*), à un autre qualifié de contraint (*C*) dont le nombre de variables explicatives est un sous-ensemble du nombre de variables du modèle *NC*. On dit que le modèle contraint est emboîté dans le modèle non contraint. Dans notre cas, le modèle contraint est donc le modèle sans ASC [Colonne (2)] et le non contraint le modèle avec ASC [Colonne (3)]. L'hypothèse testée est alors la nullité de l'ASC. La statistique de test du LR(LR) suit asymptotiquement une loi du Chi-2 à un degré de liberté $-\chi^2(1)$ (le nombre de degrés de liberté étant égal à la différence entre le nombre de paramètres des deux modèles). Elle se calcule comme suit : $LR = -2[\ln L_c - \ln L_{nc}] \sim \chi^2(1)$, où L_c est la vraisemblance du modèle contraint, c'est-à-dire du modèle sans ASC, L_{nc} est la vraisemblance du modèle non contraint, c'est-à-dire du modèle avec ASC et \ln représente la fonction logarithme népérien. Dans notre cas, $\ln L_c = -2761$ et $\ln L_{nc} = -2736$. La valeur de la statistique de test LR est donc égale à 50.

(24) La méthode du *bootstrap* permet de générer une distribution simulée des consentements à payer en tirant un grand nombre d'échantillons de taille *N* (avec remise) à partir de l'échantillon utilisé pour l'estimation. Chacun de ces échantillons est utilisé pour estimer un consentement à payer en estimant les paramètres du modèle et en calculant le consentement à payer correspondant *via* l'équation (9) (Hole, 2007).

(25) Nous obtenons des résultats similaires en excluant l'option A.

(26) Un plan de développement urbain relatif à la gestion de l'eau définit les éléments de base pour une gestion équilibrée des ressources en eau dans le respect de l'intérêt public et en conformité avec les principes du droit sur l'eau. Il définit entre autres choses les coûts nécessaires pour atteindre le bon état écologique de l'eau de chacune des rivières. Dans le contexte de la DCE, il a été demandé à chaque agence de l'eau française de construire un plan de développement urbain pour les bassins hydrographiques dont ils sont en charge.

Bibliographie

Adamowicz W., Boxall P., Williams M. et Louviere J. (1998). "Stated Preference Approaches for Measuring Passive Use Values: Choice Experiments and Contingent Valuation", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 80, n°1, pp. 64-75.

Appéré G. et Bonnieux F. (2003). "Analyse du comportement face à un risque sanitaire : cas de la consommation non marchande de coquillages", *Revue d'Économie Politique*, vol. 113, n°3, pp. 373-402.

Blamey R., Gordon J. et Chapman R. (1999). "Choice Modeling: Assessing the Environmental Values of Water Supply Options", *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol. 43, n°3, pp. 337-357.

Bonnieux F. et Vermersch D. (1993). "Bénéfices et coûts de la protection de l'eau : application de l'approche contingente à la pêche sportive", *Revue d'économie politique*, vol. 103, n°1, pp. 131-152.

Carson R.T. et Mitchell R.C. (1993). "The Value of Clean Water: The Public's Willingness to Pay for Boatable, Fishable, and Swimmable Quality Water", *Water Resources Research*, vol. 29, n° 7, pp. 2445-2454.

Chégrani P. (2007). "Analyse coûts-avantages de la restauration d'une rivière : le cas du Gardon aval", Document de travail n°2007-07, ministère de l'environnement Collection « Études et synthèses », novembre, 157 pages.

Cooper J. et Loomis J. (1993). "Testing Whether Waterfowl Hunting Benefits Increase with Greater Water Deliveries to Wetlands", *Environmental and Resource Economics*, vol. 3, n° 6, pp. 545-561.

Dachary-Bernard J. (2004a). "Une évaluation économique du paysage - Une application de la méthode des choix multi-attributs aux Monts d'Arrée", *Économie et Statistique*, n° 373, pp. 57-80.

Dachary-Bernard J. (2004b). "Approche multi-attributs pour une évaluation économique du paysage", Thèse pour le Doctorat ès Sciences Économiques, Université Montesquieu – Bordeaux IV, Cemagref Bordeaux ADBX, 306 pages.

Farber S. et Griner B. (2000). "Valuing Watershed Quality Improvements Using Conjoint Analysis", *Ecological Economics*, vol. 34, n° 1, pp. 63-76.

Fleuret A. (2010). "Les avantages liés à la restauration de milieux aquatiques voisins – La perception des ménages riverains", Document de travail n°28, ministère de l'Environnement Collection « Études et documents », septembre, 30 pages.

Hanley N., Wright R.E. et Alvarez-Farizo B. (2006). "Estimating the Economic Value of Improvements in River Ecology Using Choice Experiments: an Application to the Water Framework Directive", *Journal of Environmental Management*, vol. 78, n° 2, pp. 183-193.

Hausman J. et McFadden D. (1984). "Specification Tests for the Multinomial Logit Model". *Econometrica*, vol. 52, n° 5, pp. 1219-1240.

Hole A.R. (2007). "A Comparison of Approaches to Estimating Confidence Intervals for Willingness to Pay Measures", *Health Economics*, vol. 16, n° 8, pp. 827-840.

Horne P., Boxall P. C. et Adamowicz W.L. (2005). "Multiple-Use Management of Forest Recreation Sites: a Spatially Explicit Choice Experiment", *Forest Ecology and Management*, vol. 207, n° 1, pp. 189-199.

Katossky A. et Marical F. (2011). “Évaluation économique des services rendus par les zones humides – Complémentarité des méthodes de monétarisation”, Document de travail n° 50, ministère de l’Environnement Collection « Études et documents », septembre, 50 pages.

Kosz M. (1996). “Valuing Riverside Wetlands: the Case of the “Donau-Auen” National Park”, *Ecological Economics*, vol. 16, n°2, pp. 109-127.

Kuhfeld W. (2001). “Multinomial Logit, Discrete Choice Modeling. An Introduction to Designing Choice Experiments, and Collecting, Processing and Analyzing Choice Data with SAS”, SAS Institute Inc., TS-643.

Lancaster K.J. (1966). “A New Approach to Consumer Theory”, *The Journal of Political Economy*, vol. 74, n° 2, pp. 132-157.

Likert R. (1932). “A Technique for the Measurement of Attitudes”, *Archives of Psychology*, vol. 22, n° 140, pp. 1-55.

Louviere J.J. et Hensher D.A. (1982). “Design and Analysis of Simulated Choice or Allocation Experiments in Travel Choice Modeling”, *Transportation Research Record*, n° 890, pp. 11-17.

Louviere J.J., Hensher D.A. et Swait J.D. (2000). *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*, Cambridge University Press.

Louviere J.J. et Woodworth G. (1983). “Design and Analysis of Simulated Consumer Choice or Allocation Experiments: an Approach Based on Aggregate Data”, *Journal of Marketing Research*, vol. 20, n°4, pp. 350-367.

Marschak J. (1960). “Binary Choices Constraints on Random Utility Indicators”, in *Mathematical Methods in the Social Sciences*, Stanford University Press, pp. 312-329.

McFadden D. (1973). “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior”, in *Zarembka P. (Ed.), Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York, pp. 105-142.

McVittie A., Hanley N. et Oglethorpe D. (2001). “Choice Experiments, Benefits Transfer and the Design of Agri-environmental Policy”, in *Ecosystem Valuation Literature*, Welsh Institute of Rural Studies.

Mendelsohn R., Hof J., Peterson G. et Johnson R. (1992). “Measuring Recreation Values with Multiple Destination Trips”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 74, n° 4, pp. 926-933.

Morey E.R. (1999). “TWO RUMS UNCLOSED: A Nested Logit Model of Site Choice, and A Nested Logit Model of Participation and Site Choice”, *Chapter 4 in Valuing the Environment Using Recreation Demand Models*, Kling, C.L. and Herriges, H. (eds.), Edward Elgar Publishing Ltd., London.

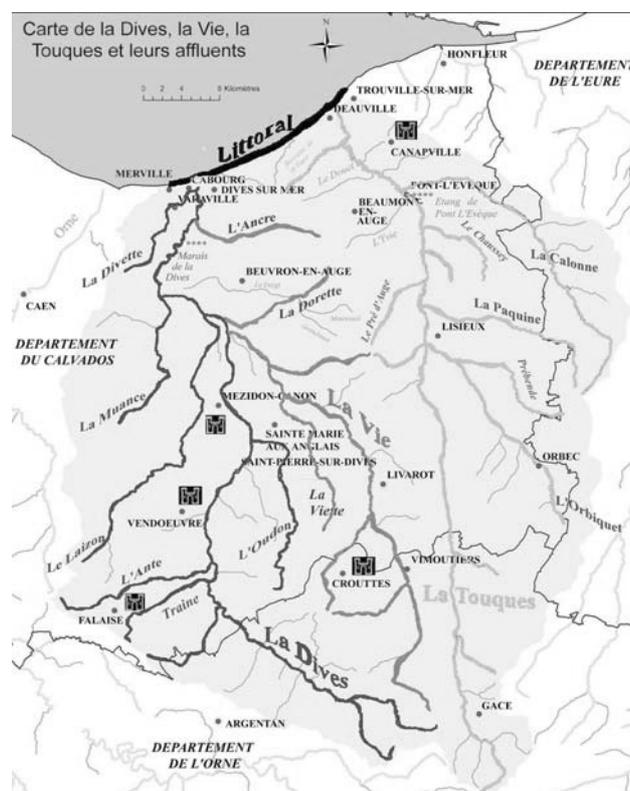
Revelt D. et Train K. (1998). “Mixed Logit with Repeated Choices: Households’ Choices of Appliance Efficiency Level”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, n° 4, pp. 647-657.

Rulleau B., Dehez J. et Point P. (2009). “Approche multidimensionnelle de la valeur économique des loisirs de nature”, *Économie et Statistique*, n° 421, pp. 29-45.

Swait J. et Adamowicz W. (2001). “The Influence of Task Complexity on Consumer Choice: A Latent Class Model of Decision Strategy Switching”, *Journal of Consumer Research*, vol. 28, n° 1, pp. 135-148.

Annexe 1 : cartographie du site de la Côte Fleurie et ses bassins versants

Figure A1.1 : cartographie du site de la Côte Fleurie et ses bassins versants



Source : carte dessinée par les auteurs à partir de plusieurs cartes de la région de l'étude, fournies par l'agence de l'eau Seine-Normandie.

Annexe 2 : le principe du codage d'effet

Nous disposons de quatre attributs spécifiques aux sites (à deux niveaux chacun) qui sont de nature qualitative. En effet, leurs niveaux ne correspondent pas à des valeurs numériques, mais à des états de nos sites : « état *actuel* » ou « bon état ». Coder des attributs quantitatifs est relativement aisé, étant donné que leurs niveaux sont des quantités. En revanche, la tâche est plus compliquée lorsqu'il s'agit de coder des attributs qualitatifs.

La méthode du codage binaire (« *dummy coding* ») pourrait être utilisée. Elle consiste en la création de quatre variables binaires ; elles sont codées 1 si le niveau de l'attribut auxquelles elles correspondent apparaît dans le scénario considéré, et 0 sinon. Dans le cas où les attributs ont L niveaux chacun, le codage binaire consiste en la création de L-1 variables par attribut. Chacune de ces variables correspond à un niveau particulier de l'attribut considéré. On ne crée pas de variable binaire pour le L^{ième} niveau de l'attribut, qui correspond généralement au *statu quo*.

Le problème de ce type de codage est que le paramètre correspondant au niveau du *statu quo* ne peut pas être estimé ; le niveau du *statu quo* est alors considéré comme étant le niveau « omis ». De cette façon, l'estimation des paramètres associés aux niveaux « inclus » est interprétée comme représentant des changements par rapport au *statu quo*. La question de l'interprétation du niveau du *statu quo* étant résolue, il reste toutefois le problème suivant : quand des variables binaires sont utilisées pour coder les niveaux des attributs, le niveau « omis » devient parfaitement colinéaire à la constante du modèle. Ainsi aucune information n'est retirée quant aux préférences pour le niveau « omis ». Ce type de codage a donc une limite : il réduit le pouvoir statistique du modèle estimé. Afin de dépasser cette limite, nous faisons appel à un autre type de code : le codage d'effet (« *effect coding* »). Avec cette méthode, aucun des codes créés n'est corrélé avec la constante ; les valeurs des paramètres associés aux niveaux « omis » peuvent donc être estimés (Louvière *et alii*, 2000). Ce type de codage permet ainsi de s'intéresser à l'utilité associée à tous les niveaux des attributs (McVittie *et alii*, 2001).

Comme pour le codage binaire, le codage d'effet nécessite de créer L-1 variables de code par attribut, si les attributs ont chacun L niveaux. De plus, on ne crée pas de variable de code pour le L^{ième} niveau de l'attribut (qui est fixé comme étant le niveau de référence). Dans le cas d'un attribut à trois niveaux (dont le troisième niveau correspond au niveau du *statu quo*), le codage d'effet nécessite de créer deux variables de code.

1. Nous commençons par créer une variable de code pour le premier niveau de l'attribut. Elle est codée 1 si ce premier niveau apparaît dans le scénario considéré, -1 si le niveau « omis » (qui correspond au niveau du *statu quo*) apparaît dans le scénario et 0 sinon (c'est-à-dire si un autre niveau que le premier niveau ou que le niveau du *statu quo* apparaît).

2. Nous créons ensuite une variable de code pour le second niveau de l'attribut. Elle est codée 1 si ce second niveau apparaît dans le scénario considéré, -1 si le niveau « omis » apparaît dans le scénario et 0 sinon (c'est-à-dire si un autre niveau que le second niveau ou que le niveau du *statu quo* apparaît).

Le niveau de référence (qui est le niveau du *statu quo*) est systématiquement codé -1. En utilisant cette méthode, la valeur du paramètre associé au niveau du *statu quo* peut être calculée. Il est égal à $\beta_{(a)}^1(-1) + \beta_{(a)}^2(-1)$ où $\beta_{(a)}^1$ est l'estimation du paramètre obtenue à partir de la variable de code pour le premier niveau de l'attribut *a* et $\beta_{(a)}^2$ l'estimation du paramètre obtenue à partir de la variable de code pour le second niveau de l'attribut *a*. De plus, l'utilité associée au premier niveau de l'attribut *a* est égale à $\beta_{(a)}^1(1) + \beta_{(a)}^2(0)$ et celle associée au second niveau est égale à $\beta_{(a)}^1(0) + \beta_{(a)}^2(1)$.

Dans le cas d'un attribut à deux niveaux, nous n'avons besoin que d'une seule variable de code. Nous appliquons pour l'obtenir l'étape 1 ci-dessus.

Dans notre étude, nous disposons de quatre attributs spécifiques aux sites à deux niveaux chacun. Nous créons donc quatre variables de code, chacune correspondant à l'un des attributs. Étant donné qu'il n'y a que deux niveaux pour chaque attribut, ces variables correspondent au niveau « bon état » de chacun des attributs. Elles sont codées 1 si le niveau d'amélioration (« bon état ») est présent dans le scénario considéré et -1 si c'est le niveau *statu quo* (« état *actuel* ») qui est présent dans le scénario.

L'intérêt de cette méthode de codage est qu'elle permet de déterminer des prix implicites pour chaque niveau d'attribut.

Annexe 3 : quelques éléments de statistiques descriptives supplémentaires

Tableau A3.1 : catégorie socioprofessionnelle du répondant

Catégorie socioprofessionnelle	Fréquence
Agriculteur	1,33 %
Chef d'entreprise	3,05 %
Cadres	5,83%
Professions intermédiaires	10,07 %
Employés	19,05 %
Ouvriers	15,41 %
Retraités	29,61 %
Étudiants	3,03 %
Autres personnes sans emploi	12,62 %
Total	100 %

Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

Tableau A3.2 : activité principale pratiquée sur chacun des sites par les individus de l'échantillon qui en sont usagers

Activité pratiquée sur...	Littoral	Rivière Touques	Rivière Dives	Rivière Vie
Pêche	1,77 %	10,40 %	12,76 %	6,56 %
Pêche à pied	5,31 %	2,01 %	2,06 %	1,64 %
Canoë	0,64 %	1,01 %	1,65 %	0,82 %
Baignade	16,26 %	0,67 %	1,65 %	1,64 %
Promenade	69,89 %	81,21 %	74,07 %	84,43 %
Bronzage	4,19 %	1,34 %	2,88 %	1,64 %
Visite à la famille et/ou aux amis	0,48 %	1,01 %	0,82 %	0,82 %
Chasse	0,00 %	0,00 %	1,23 %	0,82 %
Raisons professionnelles	1,45 %	2,35 %	2,88 %	1,64 %
Total	100 %	100 %	100 %	100 %

Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

**Annexe 4 : estimations du modèle *Logit à paramètres aléatoires* avec ASC
sur les sous-échantillons de résidents de chacune des zones « rivière »**

Tableau A4.1 : estimation du modèle pour les résidents du périmètre d'influence de la rivière Touques

Variable	Modèle <i>Logit à paramètres aléatoires</i> avec ASC
	Estimation des paramètres
Constante pour l'option <i>statu quo</i> (ASC)	1,78***[0,230]
Littoral	0,797***[0,121]
Rivière Touques	0,326***[0,097]
Rivière Dives	0,863***[0,107]
Rivière Vie	0,202**[0,099]
Prix	-0,035***[0,006]
	Écart type des paramètres
Littoral	1,36***[0,149]
Rivière Touques	1,39***[0,141]
Rivière Dives	1,28***[0,124]
Rivière Vie	1,38***[0,132]
Log-vraisemblance	-1416
Taille de l'échantillon	448

Lecture : écart type entre crochets ; niveaux de significativité : * = 10 % ; ** = 5 % ; *** = 1 %.
Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

Tableau A4.2 : estimation du modèle pour les résidents du périmètre d'influence de la rivière Dives

Variable	Modèle <i>Logit à paramètres aléatoires</i> avec ASC
	Estimation des paramètres
Constante pour l'option <i>statu quo</i> (ASC)	0,889***[0,193]
Littoral	0,608***[0,086]
Rivière Touques	0,287***[0,081]
Rivière Dives	0,834***[0,087]
Rivière Vie	0,187**[0,080]
Prix	-0,044***[0,006]
	Écart type des paramètres
Littoral	1,18***[0,101]
Rivière Touques	0,95***[0,089]
Rivière Dives	1,22***[0,121]
Rivière Vie	1,04***[0,094]
Log-vraisemblance	-1626
Taille de l'échantillon	485

Lecture : écart type entre crochets ; niveaux de significativité : * = 10 % ; ** = 5 % ; *** = 1 %.
Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

Tableau A4.3 : estimation du modèle pour les résidents du périmètre d'influence de la rivière Vie

Variable	Modèle <i>Logit à paramètres aléatoires</i> avec ASC
	Estimation des paramètres
Constante pour l'option <i>statu quo</i> (ASC)	1,33***[0,268]
Littoral	0,763***[0,124]
Rivière Touques	0,399***[0,119]
Rivière Dives	0,670***[0,121]
Rivière Vie	0,235**[0,115]
Prix	-0,039***[0,007]
	Écart type des paramètres
Littoral	1,28***[0,148]
Rivière Touques	1,03***[0,133]
Rivière Dives	1,37***[0,180]
Rivière Vie	1,15***[0,139]
Log-vraisemblance	-944
Taille de l'échantillon	295

Lecture : écart type entre crochets ; niveaux de significativité : * = 10 % ; ** = 5 % ; *** = 1 %.
Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

Annexe 5 : intervalles de confiance *Bootstrap* pour les consentements à payer

Tableau A5.1 : intervalles de confiance *bootstrap* à 95% pour les consentements à payer estimés sur l'échantillon complet

Attribut spécifique à un site	Modèle <i>Logit</i> à paramètres aléatoires avec ASC		
	Consentement à payer (euros par an et par ménage)	[Intervalle de confiance à 95 %]	
Littoral	14,55***[2,11]	12,41	20,78
Rivière Touques	7,59***[1,37]	5,79	11,28
Rivière Dives	14,54***[2,10]	12,21	20,13
Rivière Vie	3,94***[1,37]	2,06	7,2

Lecture : écart type *bootstrap* entre crochets ; niveaux de significativité : * = 10 % ; ** = 5 % ; *** = 1 %.

Source : données MEDDE/SEEIDD/CGDD.

Tableau A5.2 : intervalles de confiance *bootstrap* à 95% pour les consentements à payer estimés pour les résidents de chaque zone

Attribut spécifique à un site	Modèle <i>Logit</i> à paramètres aléatoires avec ASC par zone		
	Consentement à payer (euros par an et par ménage)	[Intervalle de confiance à 95%]	
Résidents du littoral			
Littoral	14,55***[2,11]	12,41	20,78
Rivière Touques	7,59***[1,37]	5,79	11,28
Rivière Dives	14,54***[2,10]	12,21	20,13
Rivière Vie	3,94***[1,37]	2,06	7,2
Résidents de la rivière Touques			
Littoral	22,81***[6,29]	17,54	39,49
Rivière Touques	9,33**[3,65]	6,73	20,77
Rivière Dives	24,68***[5,56]	15,91	37,72
Rivière Vie	5,78[3,79]	0,86	16,82
Résidents de la rivière Dives			
Littoral	13,72***[2,18]	10,33	18,40
Rivière Touques	6,46***[1,74]	3,21	10,11
Rivière Dives	14,30***[2,40]	11,79	22,39
Rivière Vie	4,22**[1,90]	0,28	7,38
Résidents de la rivière Vie			
Littoral	19,54***[5,64]	12,66	34,41
Rivière Touques	10,23***[3,34]	7,05	20,12
Rivière Dives	17,15***[3,97]	11,66	27,54
Rivière Vie	6,01*[3,37]	3,37	16,57

Lecture : écart type *bootstrap* entre crochets ; niveaux de significativité : * = 10 % ; ** = 5 % ; *** = 1 %.

Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.

Annexe 6 : profil de revenus des ménages par zone de résidence

**Tableau A6.1 : profil de revenus des ménages
de résidents par zone**

Résidents du périmètre d'influence de la zone...	Catégorie de revenus du ménage	
	Moyenne	Écart type
Littoral	3,58	1,72
Rivière Touques	3,42	1,66
Rivière Dives	3,69	1,74
Rivière Vie	3,64	1,69

Lecture : catégories de revenus mensuels nets du foyer, allant de 1 à 7, où 1 correspond à la catégorie de revenus la plus faible (moins de 750 € par mois) et 7 à la catégorie de revenus la plus élevée (3 600 € et plus par mois).

Source : données Medde/SEEIDD/CGDD.