

Évaluation des dommages des marées noires : une illustration à partir du cas de l'*Erika* et des pertes d'agrément des résidents

François Bonnieux et Pierre Rainelli*

Les dommages du naufrage de l'*Erika* ont été relativement limités dans le temps mais ont touché un littoral très peuplé et proche d'une agglomération importante, celle de Nantes. Les pertes d'agrément de la population locale ont donc représenté une proportion beaucoup plus importante de l'ensemble des dommages subis que dans le cas des autres marées noires. Les efforts d'évaluation ont, en conséquence, porté prioritairement sur les atteintes subies par les habitants dans leurs loisirs, principalement la pêche à pied qui est une activité très pratiquée sur ce littoral.

Deux enquêtes auprès de la population du littoral touché par la pollution et de celle de Nantes ont permis d'évaluer les effets de la marée noire sur la pratique de la pêche à pied au cours du semestre qui a suivi le naufrage. La majorité des pêcheurs à pied a abandonné cette activité. Dans trois cas sur quatre, d'autres activités de plein air, la promenade en particulier, ont alors remplacé la pêche à pied. Les pertes des pêcheurs qui ont abandonné la pêche à pied sans activité de remplacement sont évaluées sur la base du surplus économique dégagé par cette activité en période normale. Pour ceux qui ont abandonné la pêche mais se sont tournés vers une autre activité de plein air, les dommages sont obtenus en comparant les surplus de ces deux activités.

La synthèse des données spécifiques recueillies après la marée noire auprès de la population touchée et de données d'autres enquêtes aboutit à une évaluation des dommages proche de 100 millions d'euros, valeur du même ordre de grandeur que les dépenses de nettoyage et de restauration. Ce résultat montre l'importance des pertes d'agrément, une catégorie que l'on peut qualifier « d'orpheline », dans la mesure où ces dommages n'ouvrent pas de droit à réparation. Cette évaluation participe donc à la prise de conscience de l'importance des pertes d'agrément dans l'ensemble des coûts sociaux des marées noires.

* François Bonnieux et Pierre Rainelli appartiennent à l'Inra de Rennes.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

La marée noire due au naufrage de l'*Amoco Cadiz* en 1978 a été l'occasion de lancer les premières recherches d'envergure sur les conséquences économiques d'une catastrophe de cette nature. La typologie des dommages qui a été établie (Bonnieux *et al.*, 1980 ; NOAA, 1983) reste valable et s'applique au cas de l'*Erika*. Dans l'ensemble des dommages, elle distingue les coûts de nettoyage et de restauration liés aux effets directs de la marée noire, des dommages à caractère marchand ou non attachés à des effets indirects (cf. schéma).

Les dépenses de nettoyage et de remise en état d'équipements et d'infrastructures sont relativement aisées à cerner. Leur mesure n'en soulève pas moins des difficultés car celles-ci s'inscrivent dans un processus dynamique où les décisions sont prises dans l'urgence et en information incomplète (Bonnieux et Rainelli, 1991, 1993). Il s'en suit que *ex post* certains efforts peuvent se révéler excessifs et même se traduire par des désordres supplémentaires. Il se peut même que l'on ait intérêt à laisser la nature et le temps œuvrer pour assurer un meilleur retour à la situation initiale. En ce sens, la notion de niveau optimal de nettoyage s'avère *ex ante* difficile à définir, compte tenu des incertitudes qui pèsent sur l'évolution des processus qui régissent le fonctionnement des écosystèmes touchés et des aléas climatiques.

Les effets indirects résultent de la destruction ou des perturbations des écosystèmes littoraux, qui entraînent une diminution de services liés à leur qualité. Les dommages indirects de la marée noire sont donc égaux, par définition, à la diminution des services des écosystèmes touchés par la pollution. Cette définition conduit à une acception étendue de la notion de dommage puisqu'elle intègre les baisses d'activité subies par les secteurs marchands dépendant de la qualité de l'environnement (pêche, conchyliculture, tourisme). Elle inclut, de plus, deux autres composantes qui relèvent de la sphère non marchande de l'économie. Il s'agit tout d'abord des pertes d'agrément des habitants de la région qui ont subi des gênes dans leur vie de tous les jours et des atteintes aux loisirs des résidents et des touristes. La seconde composante est liée aux effets de la pollution sur la biodiversité dans la mesure où ceux-ci affectent le bien-être présent ou futur de la population.

Les évaluations des impacts sociaux des marées noires sont étroitement dépendantes des progrès des techniques et de l'acceptabilité sociale des

méthodes d'évaluation. L'analyse des conséquences économiques du naufrage de l'*Amoco Cadiz* a cependant permis de fixer un cadre général. La pollution a affecté un littoral peuplé avec des activités économiques très dépendantes du milieu maritime. On s'est intéressé, en priorité, aux dommages directs et aux pertes du tourisme, de la pêche et de la conchyliculture. Les pertes d'agrément des résidents et des touristes ont été décrites et quantifiées, mais leur traduction monétaire n'a fait l'objet que de tentatives limitées. Il en a été de même pour l'évaluation du dommage écologique pour lequel quatre solutions qu'il convient de rappeler ont été envisagées.

L'évaluation des dommages écologiques

La première consiste à appliquer un prix de marché à la biomasse détruite. C'est une approche arbitraire puisqu'un prix résulte de l'interaction entre offre et demande. La deuxième s'appuie sur le fonctionnement des chaînes trophiques (1). La biomasse perdue correspondant à leurs niveaux inférieurs, les pertes peuvent être traduites en termes d'espèces commercialisables. Sa mise en œuvre se heurte à deux difficultés majeures, d'une part l'incertitude sur les coefficients de passage entre niveaux trophiques, d'autre part le choix des prix fictifs lorsque les volumes détruits sont très élevés. Une troisième approche consistant à valoriser la perte de biomasse à partir des prix payés par les laboratoires pour les espèces non commerciales, n'est applicable qu'à de petites marées noires dont les effets ne sont pas susceptibles d'influer sur ces prix. Dans le droit fil de cette approche, une quatrième solution a été privilégiée. On a établi des demandes d'indemnisation fondées sur le coût de restauration du milieu. L'une d'entre elle, correspondant à un programme réalisé, a été acceptée. En revanche, un programme ambitieux de repeuplement n'a pas été retenu au motif qu'il n'avait pas été entrepris et qu'il visait à améliorer l'écosystème et non à le restaurer (United States District Court, 1988). Ce jugement appelle plusieurs commentaires de la part de l'économiste.

1. La variation de valeur du milieu marin peut être estimée en se référant à la notion de capacité de production de l'écosystème. Ainsi, le modèle de chaîne alimentaire se construit en distinguant des niveaux trophiques pertinents et permet d'établir une relation entre biomasse non commerciale et potentiel de production d'espèces marchandes. Quatre niveaux trophiques : producteurs (phytoplanctons et algues), herbivores, carnivores primaires (par exemple lieu, dorade, homard) et carnivores secondaires (par exemple bar, congre) ont été pris en compte dans le cas de l'*Amoco Cadiz* (Bonnieux et Rainelli, 1991).

Il paraît tout d'abord cohérent d'indemniser pour des programmes entrepris, même partiellement, car cela exprime une demande effective ce qui n'est pas nécessairement vrai pour de simples projets. Mais le concept d'équilibre d'un écosystème est dynamique, ce qui limite la possibilité en milieu ouvert d'un retour à l'état initial. Il en résulte que la distinction entre restauration et amélioration est difficile à établir. À cet égard, le second argument de la Cour est peu fondé, compte tenu de l'état des connaissances sur la dynamique des écosystèmes.

La mise en œuvre d'un programme de restauration correspond au cas limite où la demande d'écosystème est révélée et observée. Mais le plus souvent on a recours à une méthode directe de révélation des préférences de la population en s'appuyant sur un marché contingent. Les progrès méthodologiques accomplis au cours des années 1980 ont conduit à la privilégier pour évaluer les dommages écologiques. La controverse sur la validité de la méthode d'évaluation contingente a été particulièrement vive dans le contexte du calcul des dommages dus au naufrage de l'*Exxon Valdez* en Alaska, celui-ci intervenant dans un contexte très différent où l'essentiel des dommages concernait le milieu naturel. Les recommandations du panel d'experts réuni par la *National Oceanic and Atmospheric Administration* (Arrow *et al.*, 1993) constituent un protocole de bonne pratique qui, pour l'essentiel, reste valable, même si un certain nombre de critiques ont conduit à l'améliorer par la suite (Randall, 1997). La méthode d'évaluation contingente a donc permis d'apporter une réponse, au moins partielle, à la question des dommages écologiques.

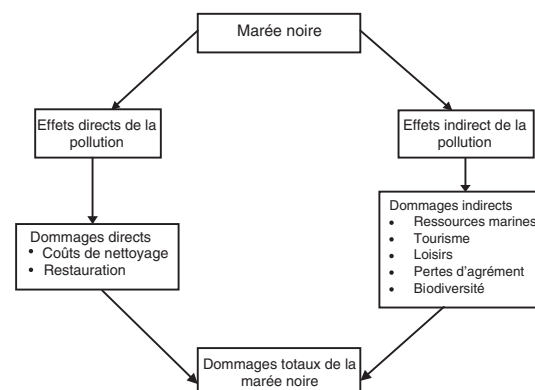
Les dommages du naufrage de l'*Erika* ont été relativement limités dans le temps mais ont tou-

ché un littoral très peuplé et proche d'une agglomération importante, celle de Nantes. Les pertes d'agrément de la population locale ont représenté, en conséquence, une proportion beaucoup plus importante des dommages totaux que dans le cas des autres marées noires. Des efforts significatifs ont donc été consacrés aux conséquences de ce naufrage sur la pêche à pied qui est le principal loisir de plein air pendant la période hivernale et au printemps. Ce loisir, très populaire sur le littoral de la Manche et de l'Atlantique, a été très peu étudié jusqu'ici. Une enquête, réalisée au premier trimestre 2000 sur l'ensemble du littoral breton hors de la zone polluée ou avant que la pollution n'atteigne la côte, a fourni les informations nécessaires pour estimer le *surplus d'une journée* par la méthode du coût de déplacement (cf. encadré 1) et le *consentement* à payer pour la sécurité sanitaire par la méthode d'évaluation contingente. Les personnes interrogées ont été confrontées à des scénarios de dégradation hypothétique de la qualité sanitaire de leur site de pêche et conduites à révéler les modifications de comportement qui en résulteraient, notamment dans le choix du site. Deux autres enquêtes réalisées spécialement après le naufrage permettent de décrire ses conséquences sur les loisirs de la population du littoral touché et de l'agglomération de Nantes. L'évaluation est fondée sur les valeurs unitaires fournies en particulier par la première enquête et les effectifs de population tirés des deux autres. La technique du transfert de valeur est donc utilisée pour pallier le manque d'informations. Elle consiste à appliquer en les adaptant les valeurs obtenues dans des études comparables. Les ajustements tiennent compte des différences entre les sites, les biens à valoriser et les populations concernées.

Les atteintes aux loisirs des résidents

Le naufrage de l'*Erika* s'est produit le 16 décembre 1999, la pollution n'atteignant le littoral qu'à la fin du mois après un parcours relativement complexe, compte tenu du jeu du vent et des courants (cf. carte). La zone polluée à des degrés très variables s'étend sur environ 400 km, du sud du Finistère à la Charente Maritime. Elle englobe des sites importants pour la pêche à pied, en particulier de Quiberon (Morbihan) au nord de la Vendée, comme le montre le seul recensement disponible des sites de pêche, réalisé par l'Ifremer à partir de survols aériens du littoral de l'Ille-et-Vilaine à la Vendée, au moment des grandes marées de 1997.

Schéma
Typologie des dommages d'une marée noire



Trois zones littorales et une zone urbaine concernées

Le recensement des sites de pêche ne fournissant pas d'estimation de la population des pêcheurs à pied on a mis en place au début du printemps 2000, après la marée noire, un dispositif d'observation pour l'évaluer et caractériser les gênes qu'elle a subies (Bonnieux et Rainelli, 2001). La pratique de la pêche ayant été fortement perturbée et la pollution ayant touché un grand nombre

de sites, la voie des enquêtes de terrain n'a pas été retenue. Une base de sondage a été constituée à partir du fichier des adresses des adhérents de la Fédération Nationale des Pêcheurs Plaisanciers et Sportifs de France, ce qui a permis de constituer un échantillon de pêcheurs résidant dans la zone touchée. 500 pêcheurs ont été interrogés à leur domicile. Afin de tenir compte du biais d'autosélection de cet échantillon, cette enquête a été complétée par un sondage téléphonique. Il concerne les communes littorales

Encadré 1

LA MÉTHODE DES COÛTS DE DÉPLACEMENT

La méthode des coûts de déplacement a été proposée par Hotelling en 1947, en réponse à une demande du Service américain des forêts qui s'interrogeait sur la valeur des services récréatifs des parcs nationaux dans le cadre d'une analyse visant à justifier leur protection. Les premières applications n'ont été publiées qu'une décennie plus tard (Trice et Wood, 1958 ; Clawson, 1959), la méthode ne se diffusant qu'à partir des années 1960 (Clawson et Knetsch, 1966). Depuis, elle a été largement utilisée aux États-Unis par les administrations chargées de la gestion des ressources naturelles (eaux de surface, forêts) à usages récréatifs (pêche, chasse, baignade, promenade). Elle est fondée sur l'observation selon laquelle, les dépenses engagées par les visiteurs d'un site révèlent indirectement leur consentement à payer pour bénéficier des services de ce site. L'observation de leur comportement doit donc permettre d'estimer le surplus d'une visite et les variations de surplus induites par des variations de qualité de l'environnement.

Le modèle traditionnel explique le nombre de visites de l'individu représentatif par ses caractéristiques individuelles, le coût de déplacement, les caractéristiques du site et des sites substitués. Le coût de déplacement tient compte des dépenses de transport, des droits éventuels d'accès et du coût d'opportunité du temps. Ce modèle dérive du programme primal du consommateur sous une contrainte budgétaire et une contrainte exprimant le temps disponible. L'hypothèse de complémentarité faible introduite par Måler (1974) qui stipule que l'utilité marginale du site est nulle si le coût de déplacement est égal à zéro, permet d'intégrer la fonction de demande et d'estimer le surplus. En traitant le déplacement comme un input essentiel, cette hypothèse introduit donc une contrainte assez naturelle sur les préférences des usagers du site. Le modèle de la théorie du ménage permet d'analyser les variations de consommation de biens qui sont substituables ou complémentaires et fournit un cadre général intégrant la méthode des coûts de déplacement (Smith, 1991).

Simuler un droit d'entrée fictif à partir du coût de déplacement

Parmi les très nombreux modèles de coût de déplacement (Haab et McConnell, 2002), cet article se réfère à

deux versions simples qui s'appliquent aux visites réalisées sur un seul site. Dans le modèle zonal, on définit des zones concentriques centrées sur le site étudié et on raisonne sur un individu moyen par zone. La fonction génératrice des visites s'écrit :

$$V_h/N_h = f(C_h, X_h, S_h)$$

où V_h désigne le nombre de visites de la zone h vers le site et N_h la population de la zone. C_h est le coût de déplacement, X_h le vecteur des caractéristiques de la population de la zone h et S_h le vecteur des caractéristiques des sites substituables pour la population de la zone h . Dans une première étape, on estime le taux de visites en fonction du coût de déplacement. Puis dans une seconde, on simule un droit d'entrée fictif en faisant varier le coût de déplacement (hypothèse de complémentarité faible), ce qui permet d'estimer une fonction de demande de visites qu'il suffit d'intégrer pour obtenir le surplus d'une visite. Ce modèle peu exigeant en données fournit des résultats robustes mais repose sur une hypothèse forte d'homogénéité de la population de chacune des zones.

La disponibilité de données individuelles permet de la relâcher et d'estimer le modèle suivant :

$$V_i = f(C_i, X_i, S)$$

où V_i désigne le nombre de visites réalisées par l'individu i , C_i son coût de déplacement et X_i ses caractéristiques. S décrit les caractéristiques des sites substituables. Les estimations de ce modèle sont très sensibles au choix de la forme fonctionnelle, au calcul du coût de déplacement (problème du coût d'opportunité du temps de transport) et à la prise en compte des sites substituables. Les spécifications linéaire et log-linéaire de ce modèle s'écrivent :

$$V_i = \alpha + \beta C_i + g(X_i, S)$$

$$\text{Log} V_i = \alpha + \beta C_i + g(X_i, S)$$

$$\beta < 0$$

Avec la spécification linéaire, le surplus d'une visite est égal à $-V/2 \beta$ pour un individu qui réalise V visites. Avec la spécification log-linéaire, le surplus d'une visite est indépendant du nombre de visites réalisées et est égal à $-1/\beta$ (Garrod et Willis, 1999).

comptant au moins cinq adhérents à la Fédération Nationale des Pêcheurs Plaisanciers et Sportifs de France, ainsi que Nantes. Ce sondage a permis d'estimer le taux de participation de la population à la pêche à pied et d'interroger 692 pêcheurs à pied.

Afin de prendre en compte la plus ou moins grande intensité de la marée noire, trois zones littorales ont été définies :

- La première zone concerne toutes les communes au nord de l'embouchure de la Vilaine, jusqu'à Pont-Croix (Finistère) et comprend les unités urbaines de Lorient et de Vannes. Par commodité on l'assimile au département du Morbihan.
- La deuxième zone comprend les communes situées entre le sud de la baie de Vilaine et le nord de l'estuaire de la Loire, c'est-à-dire la zone la plus touchée par les hydrocarbures. Par commodité on l'assimile au département de Loire-Atlantique.
- La troisième zone s'étend du sud de l'estuaire de la Loire à Angoulins (Charente Maritime), et inclut donc toute la Vendée à laquelle on l'assimile.

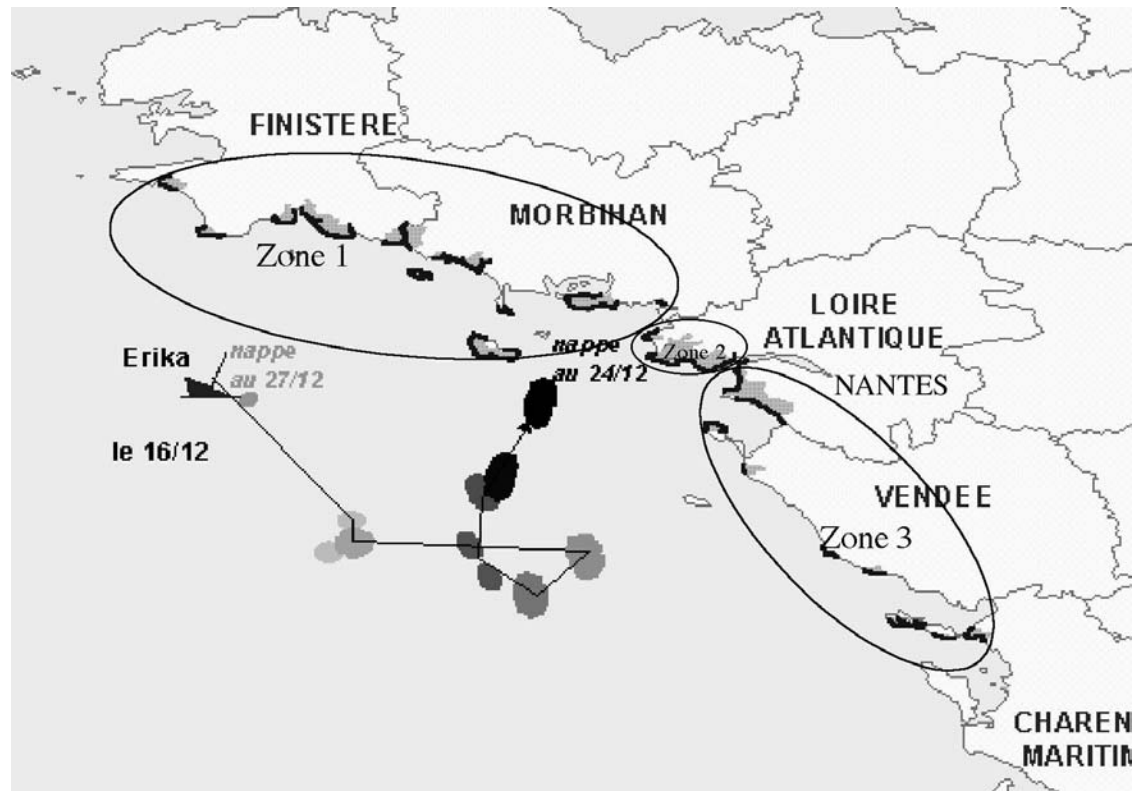
Enfin, on a isolé le cas de Nantes compte tenu de sa situation géographique à l'intérieur des terres et de son poids démographique (plus du tiers de la population totale).

Le questionnaire téléphonique est une version simplifiée du questionnaire administré en face à face. Les questions posées permettent tout d'abord de décrire les loisirs de plein air avant la marée noire en détaillant la pratique de la pêche à pied : sites fréquentés, espèces recherchées, motivations, nombre de visites, distance parcourue, mode de transport et attitude vis-à-vis du déplacement. Les questions traitent ensuite de l'exposition et de la perméabilité à l'information, ainsi que de l'attitude face au risque. Ensuite, elles abordent la description des comportements après la marée noire. Les données socio-économiques classiques sont recueillies à la fin de l'entretien.

La pêche à pied : un loisir important pour la population côtière

Globalement, la proportion de pêcheurs à pied occasionnels ou réguliers atteint presque le tiers de la population totale, ce qui est considérable (cf. tableau 1). Ce loisir n'est pas spécifique de

Carte
Zones touchées par les hydrocarbures de l'Erika en décembre 1999



la bordure littorale au sens strict, puisque le pourcentage le plus élevé de pratiquants est relevé à Nantes, où le poids de ce loisir est à souligner. Il est toutefois important d'apprécier cette activité par rapport à d'autres activités concurrentes de plein air (cf. tableau 2). Les personnes interrogées ont classé la pêche à pied et les autres loisirs liés à la mer, ou à la campagne, ce qui met en évidence son caractère attractif. De plus, il y a assez peu de différences entre le littoral et Nantes pour la pêche à pied.

À taux de fréquentation comparables, le nombre de visites diminue avec la distance du site de pêche au domicile, comme le confirment les données recueillies sur l'intensité de la pratique de la pêche à pied (cf. tableau 3). Si l'on cumule les proportions de ceux qui pêchent à pied au moins une fois par semaine et plusieurs fois par mois, on arrive à un total de 26 % sur le littoral, soit trois fois plus qu'à Nantes. Ces résultats permettent de relativiser le taux élevé de pêcheurs à pied pratiquant ce loisir au moins

deux fois par an constaté à Nantes (cf. tableau 3). Cela signifie parallèlement que les pertes d'agrément des Nantais seront nettement moins élevées que celles des personnes habitant le littoral (moins de fréquentation et aussi moindre gêne).

Ces données permettent de calculer pour la période de six mois pendant laquelle les pêcheurs ont subi la pollution, le nombre minimal de visites qu'ils auraient normalement réalisées. Pour cela on a retenu, les bornes inférieures suivantes :

- 26 visites pour la catégorie pêchant au moins une fois par semaine
- 12 visites pour la catégorie pêchant plusieurs fois par mois
- 6 visites pour la catégorie pêchant au moins une fois par mois
- une seule visite pour la catégorie pêchant aux marées d'équinoxe

Tableau 1
Importance de la pêche à pied sur le littoral et à Nantes (enquête téléphonique)

	Population totale des zones	Population des communes enquêtées	Nombre d'enquêtes	Nombre de pêcheurs	Pêcheurs (%)
Zone 1 (Morbihan)	411 188	71 821	655	164	25,0
Zone 2 (Loire-Atlantique)	205 687	120 758	646	239	37,0
Zone 3 (Vendée)	357 327	46 847	582	195	33,5
Nantes	544 932	270 251	245	94	38,4
Ensemble	1 519 134	509 677	2 128	692	32,5

Source : Bonnieux et Rainelli (2001).

Tableau 2
Pratiques des loisirs liés à la mer ou substituts selon la fréquentation (enquête téléphonique)

En %

Ordre de la réponse	Zone concernée	Pêche à pied	Promenade au bord de mer	Promenade à la campagne	Promenade en bateau	Voile
Cité en premier	Littoral	31,9	43,9	10,4	9,0	4,8
	Nantes	30,9	35,1	29,8	2,1	2,1
Cité en deuxième	Littoral	36,6	28,5	17,5	8,7	1,7
	Nantes	25,5	39,4	19,1	10,6	4,3
Non cité	Littoral		17,2	52,1	76,5	91,2
	Nantes		16,0	30,9	77,7	92,6

Source : Bonnieux et Rainelli (2001).

Tableau 3
Intensité de la pêche à pied selon la zone de résidence

En %

Fréquentation	Au moins une fois par semaine	Plusieurs fois par mois	Une fois par mois	Aux marées d'équinoxe	Non-réponse
Littoral	7,3	18,7	22,4	34,2	17,4
Nantes	1,1	6,4	18,1	43,6	30,8

Source : Bonnieux et Rainelli (2001).

Connaissant la population concernée et sa distribution selon l'intensité de la pêche à pied, on détermine une fréquentation minimale de 2,163 millions de parties de pêche pour les zones du littoral, en supposant que les non-réponses concernant la fréquentation, se distribuent de la même manière que les réponses. Le même calcul pour l'agglomération de Nantes donne 0,634 million. Le total d'environ 2,8 millions de visites ne tient pas compte de la fréquentation des habitants de l'intérieur de la région et en particulier de la population de Rennes. Il sous-évalue donc la fréquentation normale de la zone polluée.

Évaluer la perte d'agrément par l'abandon ou le remplacement de l'activité

Les pêcheurs à pied interrogés en face à face ont presque tous (98,6 %) entendu parler des risques pour la santé de la pollution par les hydrocarbures. Mais à plus de 56 % ils estiment que l'on en exagère la portée, et 61 % d'entre eux pensent que « *les journalistes en rajoutent toujours un peu* ». Cela va de pair avec une forte demande d'informations précises sur les risques encourus (80 % totalement d'accord et 18 % assez d'accord). La première source d'information est la télévision suivie par les journaux. L'exposition et la sensibilité à l'information, ainsi que l'interdiction de pêcher se sont traduits par des changements de comportements que l'on s'est attaché à repérer. D'après les données de l'enquête en face à face, quatre cas peuvent être distingués :

- abandon complet de la pêche à pied sans activité de remplacement
- abandon de la pêche à pied mais avec la pratique d'une ou plusieurs autres activités de plein air
- poursuite de la pêche à pied sans changement de site
- poursuite de la pêche à pied avec changement de site

Dans l'enquête en face à face, on a demandé aux pêcheurs s'ils avaient ou non abandonné la pratique de leur loisir après la marée noire, renseignement indispensable pour estimer la perte d'agrément subie. Dans l'enquête téléphonique, une question du même ordre a été posée, mais formulée différemment : « *avez-vous subi une gêne du fait de la pollution par les hydrocarbures de l'Erika ?* ». Globalement, les pourcentages de gêne et d'abandon sont assez proches pour l'ensemble du littoral (cf. tableau 4). Par ailleurs, les pourcentages de personnes gênées ou ayant abandonné la pêche à pied sont plus faibles dans la zone 1 que dans les deux autres zones littorales plus touchées par la pollution. Néanmoins, on constate une apparente incohérence dans la hiérarchie entre ces deux indicateurs : le taux d'abandon est supérieur au taux de gêne pour les zones 2 et 3 et pour l'ensemble du littoral alors que c'est l'inverse en zone 1. Ceci provient probablement du délai entre l'enquête en face à face, et l'enquête téléphonique, sachant que la pollution s'est produite par vagues successives. L'éloignement du rivage joue aussi dans le faible taux constaté à Nantes, où aucun rapprochement avec l'enquête en face à face n'est possible, puisqu'il n'y a pas eu d'interviews directes dans cette agglomération. Pour avoir le pourcentage d'abandons à Nantes, qui a un caractère plus opérationnel que la notion de gêne, on a considéré que l'on pouvait utiliser le ratio gêne sur abandon constaté sur le littoral, ce qui conduit à 45,4 % d'abandons à Nantes.

L'abandon de la pêche à pied s'est traduit dans 75 % des cas par la pratique d'activités de substitution. Dans la proportion de 30 %, la pêche à pied a été remplacée par des promenades au bord de la mer ou par des promenades à la campagne. Une proportion identique d'individus se réfère à d'autres formes de loisirs. Peu d'interviewés citent les promenades en bateau (7 %), et très peu la voile (2 %). À partir de ces informations, on a déterminé le nombre de parties de pêche à pied perdues en distinguant les cas où il a y eu une activité de remplacement des

Tableau 4
Pêcheurs s'étant déclaré gênés par la marée noire (enquête téléphonique) et pêcheurs ayant abandonné la pêche à pied (enquête au domicile)

	Zone 1 (Morbihan)	Zone 2 (Loire-Atlantique)	Zone 3 (Vendée)	Littoral	Nantes
% de gênés	50,0	78,6	72,1	68,5	41,5
% d'abandons	44,1	93,6	93,0	75,0	-

Source : Bonnioux et Rainelli (2001).

En %

cas où il y a un abandon pur et simple (cf. tableau 5).

Sur le littoral, les autres personnes interrogées ont continué à pratiquer la pêche à pied sur leur site habituel en dépit de l'interdiction administrative. Seules 18 % d'entre elles ont diminué leur fréquentation. Les valeurs répertoriées dans le tableau 5 correspondent donc à une sous-estimation du nombre de visites perdues à la suite de la marée noire.

Une évaluation des dommages à travers la pêche à pied

De très nombreux travaux d'économie de l'environnement sont consacrés à la pêche de loisir dans les eaux continentales, mais un nombre très restreint concernent la pêche de loisir en mer (Loomis, 1997 ; Rosenberger et Loomis, 2000). Il semble, en revanche, qu'aucune étude ne se soit intéressée jusqu'ici à la pêche à pied, à l'exception de travaux limités visant à évaluer les dommages des marées noires (Bonnieux et Rainelli, 1991). Pour estimer la demande de pêche à pied et le montant du surplus procuré par une visite, on s'appuie sur les résultats d'une enquête réalisée au premier trimestre 2000 sur l'ensemble du littoral breton hors de la zone polluée ou avant que la pollution n'atteigne le littoral.

Un loisir masculin, populaire et de proximité

Les données portent sur 501 individus interrogés à la fin de leur partie de pêche, sur l'ensemble des sites bretons répartis en trois zones : littoral nord (164 observations), littoral ouest (138 observations) et littoral sud (199 observations). Elles permettent tout d'abord de caractériser le pêcheur à pied et la pratique de ce loisir.

Tableau 5
Nombre de visites perdues

	En millions		
	Littoral	Nantes	Total
Abandon sans remplacement	0,405	0,072	0,477
Abandon avec remplacement	1,217	0,216	1,433
Total	1,622	0,288	1,910

Source : Bonnieux et Rainelli (2001).

Il s'agit d'une population à majorité masculine (56 % d'hommes dans l'échantillon), relativement âgée (51 ans en moyenne) et comprenant une forte proportion de retraités (41 %). La répartition des revenus (89 % des personnes interrogées ont fourni le revenu mensuel de leur ménage) atteste qu'il s'agit d'un loisir populaire, en effet 53 % déclarent un revenu mensuel inférieur à 10 000 francs et seulement 22 % un revenu supérieur à 15 000 francs par mois, le revenu médian étant de l'ordre de 8 750 francs.

La pêche à pied est un loisir de proximité, en effet 26 % des personnes interrogées avaient parcouru moins de 5 km depuis leur domicile le jour de l'enquête et 64 % moins de 20 km. Elle donne lieu à une pratique régulière qui privilégie les périodes de plus fortes marées, ainsi 53 % des individus déclarent une ou deux visites mensuelles. Les trajets plus longs sont associés à des visites moins fréquentes, les 10 % d'individus ayant parcouru plus de 50 km pour venir, pêchent en moyenne moins d'une fois par mois. Conformément aux hypothèses de la méthode des coûts de déplacement (cf. encadré 1), une corrélation négative existe entre la distance du domicile au site et la pratique de la pêche à pied.

La fréquentation moyenne s'établit à 15,5 visites par an avec une variation sensible selon les zones (cf. tableau 6). Plus élevée dans la zone nord, elle est moins élevée dans le sud de la région. Les distances moyennes du domicile au site de pêche ne suffisent pas à expliquer ces écarts qui résultent de l'influence conjuguée d'autres facteurs. Il faut remarquer en tout premier lieu des différences de revenu et d'âge moyens. De plus, les densités de population sur le littoral sont variables. Certaines agglomérations, en particulier celle de Brest, sont situées à proximité immédiate de sites de pêche à pied, ce qui réduit, toutes choses égales par ailleurs, la

Tableau 6
Caractéristiques moyennes des sous-échantillons

	Littoral			
	Nord	Ouest	Sud	Total
Nombre annuel de visites	18,9	14,5	13,3	15,5
Distance du domicile au site (km)	15,3	9,9	37,5	22,6
Âge (années)	49,1	46,9	54,8	50,8
Revenu mensuel (francs)	11 122	9 445	10 167	10 285

Source : Appéré et Bonnieux (2002).

distance à parcourir. Les paramètres de la distribution de la distance au site sont donc sensiblement différents selon les zones. La moitié des pêcheurs habitent à moins de 5 km dans la zone ouest, moins de 10 dans la zone nord, et moins de 25 dans la zone sud. L'attraction de ces deux dernières zones s'étend à des agglomérations relativement éloignées de la côte telles que celles de Nantes et de Rennes, et marginalement de Paris, alors que celle de la zone ouest ne s'étend pas au-delà de 100 km. Ces observations conduisent à faire l'hypothèse d'un effet spécifique des zones de pêche sur la fréquentation.

Estimer l'agrément à partir du coût de déplacement

Le jour de l'enquête, 60 % des individus interrogés ont déclaré qu'ils pêchaient sur leur site habituel, les 40 % restants fréquentant donc un site substitut. Ces deux catégories de pêcheurs se distinguent par leur pratique et la proximité du site par rapport à leur domicile. En effet, les pêcheurs interrogés sur leur site habituel ont parcouru une distance plus faible que les autres, 19 km au lieu de 28 km, et se caractérisent par une fréquentation plus assidue, 16,4 visites annuelles au lieu de 14.

L'application de la méthode du coût de déplacement aux données individuelles a été menée en

agrégeant l'ensemble des sites de pêche (cf. encadré 1). On obtient donc une estimation du nombre de visites annuelles sur le littoral breton (cf. tableau 7). Le calcul du coût de déplacement est basé sur un transport en voiture, sachant que 92 % des visites se font en utilisant ce mode de transport. Les 8 % restants sont composés de personnes habitant à proximité immédiate des lieux de pêche et qui se déplacent à pied ou à vélo. Pour ce qui concerne l'attitude face au trajet des personnes utilisant la voiture pour aller pêcher, près des trois quarts estiment qu'il s'agit d'un moment agréable et seulement 7 % voient cela comme une perte de temps, le reste étant indifférent. Cela signifie que l'on peut raisonner en prenant, par défaut, un coût d'opportunité du temps égal à zéro. On a retenu un coût égal à 2 francs/km qui inclut les charges variables et l'amortissement.

Les estimations obtenues à partir de deux spécifications sont cohérentes quant à l'influence des variables explicatives sur le taux de fréquentation mesuré respectivement par le nombre annuel de visites ou son logarithme. L'effet négatif du coût de déplacement est conforme à la théorie de la demande et aux observations empiriques sur la relation entre la fréquentation et la distance parcourue. Parmi les variables socio-économiques candidates (âge, revenu, formation et profession), les estimations révèlent un effet significatif et non linéaire du revenu

Tableau 7
Estimation du nombre annuel de visites

Modèle	Constante	Coût (100F)	Nord*	Site Habituel*	Revenu*		R ² (%)
					NR (1)	> 10 000 francs	
Modèle linéaire							
1	16,47 (32,55)	- 2,6554 (4,37)					4
2	13,27 (15,82)	- 2,1132 (3,53)	4,8417 (5,16)	2,3304 (2,59)			9
3	17,37 (27,16)	- 2,6277 (4,32)			- 6,9277 (2,35)	- 1,7628 (1,94)	5
4	14,31 (15,26)	- 2,0964 (3,50)	4,8714 (5,21)	2,0976 (2,33)	- 6,2838 (2,19)	- 1,8031 (2,02)	11
Modèle log-linéaire							
1	2,63 (76,32)	- 0,3077 (7,42)					10
2	2,46 (42,61)	- 0,2780 (6,73)	0,2793 (4,32)	0,1135 (1,83)			14
3	2,68 (61,52)	- 0,3069 (7,44)			- 0,5767 (2,87)	- 0,0813 (1,31)	12
4	2,52 (39,03)	- 0,2780 (6,77)	0,2782 (4,32)	0,0996 (1,61)	- 0,5436 (2,75)	- 0,0855 (1,39)	15

1. la catégorie NR correspond aux individus qui ont refusé d'indiquer leur revenu.

Lecture : les T de Student figurent entre parenthèses. * : variables indicatrices.
Source : Appéré et Bonnieux (2002).

Toutes choses égales par ailleurs, les pêcheurs bénéficiant d'un revenu mensuel supérieur à 10 000 francs ont un taux de fréquentation inférieur aux autres pêcheurs. Cet effet correspondrait à une élasticité de la demande de pêche à pied par rapport au revenu qui serait négative, cette activité de loisir serait donc un bien inférieur. L'hétérogénéité des loisirs a déjà été souligné à propos de la pêche en eau douce, certaines catégories relevant des biens supérieurs et d'autres non (Bonnieux et Vermersch, 1993). L'effet négatif de la catégorie NR, qui correspond aux individus qui ont refusé d'indiquer leur revenu, est difficile à interpréter dans la mesure où elle peu aisée à caractériser.

L'introduction de variables indicatrices a permis de tester l'effet des zones de pêche. Les estimations confirment un effet spécifique positif pour la zone nord estimé par le coefficient de « Nord » égal à 1 pour les observations recueillies dans cette zone et à zéro pour les autres. La variable « site habituel » est égale à 1 si les pêcheurs ont été interrogés sur leur site habituel et elle est égale à zéro dans les autres cas. L'effet correspondant atteste que ceux qui ont fréquenté un site substitut ont une pratique inférieure aux autres.

Le tableau 8 récapitule les estimations du surplus par visite pour la version 4 du modèle qui retient comme variables explicatives du nombre annuel de visites, le coût de déplacement, le revenu et les deux variables indicatrices définies précédemment. Avec la spécification log-linéaire, le surplus unitaire est indépendant du nombre de visites réalisées alors qu'avec la spécification linéaire il est proportionnel au nombre de visites réalisées (Garrod et Willis, 1999). Par ailleurs, l'estimation du surplus est proportionnelle au coût kilométrique. Les calculs étant calés sur la fréquentation moyenne, les différences entre les zones traduisent simplement les différences observées du nombre moyen de visites. On notera le faible écart entre les estima-

tions, obtenues à partir des deux spécifications, du surplus pour l'ensemble du littoral. Les valeurs obtenues apparaissent relativement élevées lorsqu'on les rapproche du surplus d'une partie de pêche en eau douce (Amigues *et al.*, 1995) puisqu'elles sont du même ordre que celles obtenues pour le saumon et la truite de mer. Mais toutes choses égales par ailleurs, la pêche à pied se caractérise par l'absence de droits de pêche et un investissement en matériel qui est négligeable. De plus, le nombre annuel de visites est beaucoup plus faible dans le cas de la pêche à pied, d'où un surplus annuel nettement inférieur.

En cas de pollution, les mesures d'auto-assurance étant d'une efficacité limitée, la prévention passe par le choix des sites de pêche. Pour mettre en évidence les comportements d'auto-protection, les pêcheurs ont été confrontés à des dégradations hypothétiques de la qualité sanitaire du milieu, deux scénarios leur étant proposés (Appéré, 2000). Les personnes interrogées étaient conduites à révéler les modifications de comportement qui résulteraient de la réalisation de ces scénarios. Le premier correspond à une situation de risque faible, le site de pêche connaît une dégradation limitée de sa qualité sanitaire, d'où un risque modéré de contracter une toxi-infection due à la consommation de coquillages (cf. encadré 2). Le second se réfère à une situation de risque élevé, où la pêche est interdite pour des raisons sanitaires. Dans le cours de l'entretien, les personnes interrogées annoncent, en effet, la distance supplémentaire qu'elles consentiraient à parcourir en cas de dégradation de la qualité sanitaire de leur site de pêche habituel pour bénéficier d'un site sûr et indiquent l'ajustement du nombre de visites qui en résulterait. Ces informations permettent de déterminer une approximation du consentement à payer (CAP) en combinant les variations de distance et du nombre de visites (cf. tableau 9).

En l'absence de travaux directement comparables, il convient de citer deux évaluations du CAP pour améliorer la salubrité des eaux littorales de la rade de Brest. La première (Bonnieux *et al.*, 1995) est basée sur une évaluation contingente réalisée en 1993, et qui a intéressé l'ensemble des usagers de la rade. Interrogés en face à face, ceux-ci étaient conduits à révéler leur CAP pour pouvoir, sans risques, se baigner et consommer les coquillages. La valeur moyenne obtenue est égale à 85 francs par an (aux prix de l'année 2000), ce qui est relativement faible. Ce point avait d'ailleurs été souligné en référence aux valeurs obtenues aux

Tableau 8
Valeur du surplus d'une visite

Modèle 4	Zone	Surplus (en francs)
Linéaire	Nord	451
	Ouest	345
	Sud	317
	Ensemble	370
Log-linéaire	Ensemble	360

Source : Appéré et Bonnieux (2002).

États-Unis et en Norvège. Le CAP pour que la baignade soit possible dans la baie de Chesapeake est en effet 2,3 plus élevé que celui obtenu pour la rade de Brest, le facteur multiplicatif valant 4,3 pour supprimer toute pollution dans le fjord intérieur d'Oslo.

La deuxième étude réalisée en 1995, est fondée sur une estimation de la variation de surplus annuel. Pour ce faire, on a comparé la demande de visites et la demande potentielle qui résulterait d'une amélioration de la salubrité, les demandes étant estimées par la méthode du coût de déplacement (Le Goffe, 1999). En actualisant pour l'année 2000, on aboutit à 400 francs, soit 33 francs par mois pour l'ensemble des usages (promenade, baignade, bain de soleil, voile, plongée, pêche), valeur compatible avec celles qui sont obtenues pour la pêche à pied (cf. tableau 9).

Un modèle pour évaluer les dommages des pêcheurs à pied

Un modèle en information parfaite, approximation du comportement des pêcheurs à pied où autoprotection et auto-assurance se combinent (Appéré et Bonnieux, 2002), permet de formaliser les dommages subis par les pêcheurs à pied (cf. encadré 3). Comme le consentement à payer

pour l'autoprotection est trop faible pour atteindre un site exempt de pollution (cf. tableau 9), il y a majoritairement abandon de la pêche à pied, avec ou sans activité de remplacement, dès lors que les individus ont perçu un risque sanitaire. Les dommages des pêcheurs qui ont abandonné la pêche à pied sans activité de remplacement sont donc évalués à partir du surplus dégagé par cette activité en période normale.

Pour ceux qui ont abandonné la pêche mais se sont tournés vers une autre activité de plein air, les dommages s'obtiennent en comparant les surplus de ces deux activités. Reste à considérer le cas des individus qui ont continué à pêcher

Tableau 9
Caractéristiques du consentement à payer (CAP) mensuel

	1 ^{er} scénario	2 ^e scénario
Nombre d'observations	396	415
Nombre de zéros	58	51
Moyenne (en francs)	73,06	92,23
Médiane (en francs)	31,69	44,37
Écart-type (en francs)	112,94	156,37
Minimum (en francs)	0	0
Maximum (en francs)	1 000	1 600

Source : Appéré (2002).

Encadré 2

SCÉNARIO HYPOTHÉTIQUE ET AUTOPROTECTION POUR DISPOSER DE COQUILLAGES MOINS RISQUÉS

On vous informe que votre lieu de pêche est classé en zone B : c'est-à-dire qu'il est possible que quelques coquillages soient insalubres et puissent provoquer des problèmes de santé tels qu'une gastro-entérite. Cependant, les autorités autorisent toujours la pêche, car les risques sont jugés faibles, mais elles vous demandent d'être vigilants sur la qualité des coquillages pêchés.

Est-ce que cela change votre comportement de pêche et comment ?

Vous réduisez la fréquentation de ce site (combien)
 Vous augmentez la fréquentation de ce site (combien)
 Vous cherchez à changer de site
 Vous ne prêtez pas attention à cette information et vous continuez à pêcher

S'il existait un site en tout point identique à votre site habituel mais totalement sûr, combien de kilomètres supplémentaires (aller simple) par rapport à votre site habituel seriez-vous prêt à faire pour en bénéficier ?

0 km	25 - 30 km
0 - 5 km	30 - 35 km
5 - 10 km	35 - 40 km
10 - 15 km	40 - 45 km
15 - 20 km	45 - 50 km
20 - 25 km	Plus de 50 km (préciser)

Vérifier : cela vous fait donc une distance totale de ... km de votre domicile à ce nouveau site.

Si 0 km, pourquoi ?

Vous ne voulez pas quitter votre site préféré (réexpliquer le scénario)
 Vous ne voulez pas perdre du temps supplémentaire
 Vous ne voulez pas payer d'essence supplémentaire
 La réduction du risque obtenue ne vaut pas un supplément de trajet
 Autre

Vous fréquenteriez ce site moins risqué :

Moins souvent que votre site habituel (combien par mois)
 Autant que votre site habituel
 Plus souvent que votre site habituel (combien par mois)

sur leur site habituel. La majorité d'entre eux a poursuivi cette activité au même rythme, ce sont des individus qui ont déclaré ne pas avoir été gênés, leur niveau d'utilité est resté constant et ils n'ont donc pas subi de dommages. Les pêcheurs qui ont diminué leur fréquentation ont subi des dommages, ceux-ci ne peuvent cependant pas être évalués puisque l'on n'a pas d'estimation des visites perdues.

Pour pallier le manque d'information spécifique sur les surplus dégagés par la pêche à pied et les activités de plein air de remplacement, on se réfère à la technique du transfert, c'est-à-dire au recours à des estimations faites à partir d'études concernant le même bien (Rainelli, 2001). Cette procédure est d'ailleurs codifiée au Royaume-Uni dans le manuel officiel de calcul économique (H.M. Treasury, 1991) et préconisée aux États-Unis avec l'application de la loi de 1980 dite CERCLA (*Comprehensive Environmental Response, Compensation and Liability Act*) et

les textes sur les dommages des marées noires qui l'ont suivie. Ils distinguent deux types d'accidents. Ceux de type A, dont les effets sont limités et ceux de type B caractérisés par des impacts importants. Pour les premiers, les transferts sont recommandés. Des évaluations spécifiques ne sont préconisées que pour les accidents de type B (Ward et Duffield, 1992).

Pour que le transfert ne soulève aucune difficulté, dans l'idéal, il faut qu'entre le site de base et le site d'application on ait :

- une modification du même ordre de l'actif naturel à valoriser
- une identité des caractéristiques des deux sites et des activités qui y sont pratiquées
- une forte proximité des caractéristiques des ménages
- un prix identique des activités sur les sites substitués et sur le site lui-même

Encadré 3

UN MODÈLE D'ÉVALUATION DES DOMMAGES SUBIS PAR LES PÊCHEURS

Le programme primal du pêcheur à pied représentatif qui maximise sa fonction d'utilité U , pour un vecteur de prix p et un niveau de revenu Y donnés s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{cases} \text{Max}_{x \geq 0} U(x, Q, m) \\ p'x \leq Y \end{cases}$$

x est le vecteur des biens privés et m décrit ses caractéristiques (age, sexe, revenu, formation). Enfin, Q_0 désigne l'état initial du site habituel de pêche. Ce programme admet une solution qui est la fonction d'utilité indirecte :

$$V(p, Y, Q_0, m) + V_0$$

Elle donne le niveau maximum d'utilité qui peut être atteint compte tenu des prix et du revenu du pêcheur. Ses caractéristiques socio-économiques, sa perception du risque sanitaire et l'état initial du site interviennent en tant que paramètres de cette fonction. La marée noire a entraîné une dégradation de la qualité sanitaire qui vaut Q_1 . Elle se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par une diminution du niveau d'utilité qui atteint V_1 , tel que :

$$V(p, Y, Q_1, m) = V_1$$

$$V_1 < V_0$$

Selon la situation de référence retenue, deux mesures des dommages peuvent être définies. En retenant l'état initial avant marée noire, on introduit la compensation qui aurait rendu le pêcheur indifférent à la dégradation, c'est le consentement à recevoir (CAR) qui est défini par :

$$V(p, Y + CAR, Q_1, m) = V(p, Y, Q_0, m) = V_0$$

Si l'état du milieu après la marée noire est l'état de référence, on définit le CAP pour éviter la dégradation :

$$V(p, Y - CAP, Q_0, m) = V(p, Y, Q_1, m) = V_1$$

Pour une dégradation, ces mesures des dommages sont respectivement égales à la variation du surplus compensateur (ΔSC) et du surplus équivalent (ΔSE) :

$$CAR = \Delta SC$$

$$CAP = \Delta SE$$

en faisant l'hypothèse que la pêche à pied est un bien inférieur :

$$\Delta SC \leq \Delta SM \leq \Delta SE$$

où ΔSM désigne la variation du surplus marshallien. Elle fournit une approximation des variations des surplus hicksiens et peut être utilisée pour évaluer les dommages (Bonnieux et Rainelli, 1991).

Il s'agit d'un modèle en information parfaite qui est une approximation du comportement des pêcheurs à pied où autoprotection et auto-assurance se combinent (Appéré et Bonnieux, 2002). Comme le consentement à payer pour l'autoprotection est trop faible pour atteindre un site exempt de pollution, il y a majoritairement abandon de la pêche à pied, avec ou sans activité de remplacement, dès lors que les individus ont perçu un risque sanitaire. Les dommages des pêcheurs qui ont abandonné la pêche à pied sans activité de remplacement sont donc évalués à partir du surplus dégagé par cette activité en période normale.

Évidemment, en pratique, on a rarement une telle comparabilité des sites, des biens et des populations, d'où le recours à des procédures plus ou moins élaborées. Dans le cas le plus simple on se contente d'une simple transposition d'une valeur unitaire moyenne en faisant des ajustements pour tenir compte des différences entre variables explicatives clés. Les estimations basées sur une approche *ex post* semblent mieux se prêter au transfert que l'évaluation contingente. Cela se conçoit bien dans la mesure où elles sont basées sur la demande réellement observée des services fournis par les actifs naturels, présentant ainsi une moindre variabilité que les annonces d'intentions de comportement. La construction de la valeur ainsi obtenue présente de ce fait moins de fragilité.

Le transfert de la valeur du surplus d'une partie de pêche obtenue à partir de l'enquête sur site apparaît donc justifié. Pour les activités de plein air de remplacement, on dispose de données portant sur les activités de loisir (promenade, jogging, vélo, VTT, observation du milieu) en forêt périurbaine (Bonnieux et Guerrier, 1992). Elles sont issues d'une enquête en face à face auprès de 621 groupes de visiteurs, ce qui correspond à 1 700 individus. La taille moyenne des groupes est comparable à celle observée pour la pêche à pied, avec respectivement 2,7 et 2,6 personnes. Il s'agit d'une fréquentation locale donnant lieu à des visites relativement courtes. L'application de la version zonale de la méthode du coût de déplacement a permis d'estimer le surplus d'une visite (cf. encadré 1). La valeur actualisée est de l'ordre de 30 francs. Le surplus unitaire d'activité de courte durée telle que la promenade est faible, mais ce type de loisirs a une valeur totale élevée, compte tenu du nombre d'individus concernés et de la fréquence des visites (Amigues *et al.*, 1995).

La récapitulation de l'ensemble des données aboutit à une évaluation des dommages égale à 644,6 millions de francs (98 millions d'euros)

(cf. tableau 10). Il résulte de la synthèse de données spécifiques recueillies après la marée noire auprès de la population touchée et de données portant sur la pratique de la pêche à pied et de loisirs de substitution provenant d'enquêtes réalisées avant. Cette évaluation est entachée d'erreurs et d'incertitudes qui concernent l'acquisition des données et les méthodes utilisées pour estimer les surplus. L'évaluation du nombre de visites perdues à cause de la marée noire est prudente et exclut une partie de la population qui pratique habituellement la pêche à pied sur le littoral qui a été pollué. De plus, elle n'intègre pas la baisse de fréquentation des habitués qui ont continué à pêcher sur leur site favori. Ce sont là deux causes de sous-estimation. Si le transfert du surplus d'une partie de pêche, estimé avant la marée noire, à la population littorale n'est guère critiquable, il serait justifié de faire un ajustement pour la population de l'agglomération nantaise pour tenir compte des différences dans la distribution des revenus. De même, le surplus d'une visite en forêt a été estimé à partir d'un échantillon de la population de l'agglomération de Rennes, dont la structure et le niveau de revenu sont différents de la population littorale. Mais la principale source d'erreur résulte de la mise en œuvre de la méthode du coût de déplacement, que ce soit sur données individuelles ou sur données par zones. L'estimation est très sensible à l'évaluation du coût de déplacement et à la forme fonctionnelle retenue. Le caractère plausible des valeurs obtenues résulte d'une comparaison avec les résultats obtenus par ailleurs, d'où l'importance de disposer d'études comparables et de s'appuyer sur des méta-analyses (Rainelli, 2001 ; Rosenberger et Loomis, 2000).

*
* *

En dépit de ses faiblesses, l'évaluation menée ici montre l'importance d'une catégorie de dommages souvent oubliés. Ces pertes orphelines sont,

Tableau 10
Évaluation des dommages

Comportement	Visites perdues (en millions)	Dommages	
		Unitaires (en francs)	Totaux (en millions de francs)
Abandon sans remplacement	0,477	360	171,7
Abandon avec remplacement	1,433	330	472,9
Maintien sans changement	0	0	0
Maintien avec diminution	?	?	?
Total	1,910		644,6

Source : Bonnieux et Rainelli (2001).

dans le cas de l'*Erika*, du même ordre de grandeur que les dépenses de nettoyage et de restauration. Elles approchent, en effet, les 100 millions d'euros alors que les dépenses engagées à l'occasion du plan POLMAR TERRE durant l'année 2000 se sont élevées à 124 millions d'euros. Ce résultat confirme l'importance des pertes d'agrément, comme l'avait montré l'estimation plus grossière effectuée à propos de l'*Amoco Cadiz*. Cette catégorie de dommages, pourtant réels, n'ouvre pas pour autant un droit à indemnisation, dans la mesure où les victimes ne sont pas en mesure d'apporter la preuve matérielle des dommages qu'elles ont subis. Ainsi, la convention internationale de 1971, portant création d'un fonds d'indemnisation pour les dommages dus à la pollution par les hydrocarbures, débouche sur un système qui vise à mettre la victime dans la même situation

financière que si la marée noire n'avait pas eu lieu. Les demandeurs n'ont droit à une réparation qu'en cas de préjudice quantifiable en termes strictement financiers. Chaque demande doit être prouvée au moyen de pièces comptables appropriées, ce qui exclut du champ de l'indemnisation les pertes d'agrément, mais permet de rembourser des dépenses de restauration des écosystèmes. Peut-on imaginer pour les pertes d'agrément une évolution analogue à celle qui s'est dessinée à partir des années 1980 en faveur d'une indemnisation des pertes écologiques ? L'évaluation menée à la suite du naufrage de l'*Erika* montre que les pertes d'agrément constituent une composante importante des coûts sociaux des marées noires. Elle participe à une prise de conscience susceptible de déboucher sur leur prise en compte à plus ou moins long terme. □

Ce travail a bénéficié d'un financement dans le cadre du programme LITEAU-ERILA, convention du Ministère de l'écologie et du développement durable 01/1213858.

BIBLIOGRAPHIE

Amigues J.-P., Bonnieux F., Le Goffe P. et Point P. (1995), *Valorisation des usages de l'eau*, Economica, Paris.

Appéré G. (2002), *Analyse économique des comportements face à un risque sanitaire : le cas de la pêche récréative de coquillages*, thèse, Université de Bretagne occidentale, 28 juin 2002, Brest.

Appéré G. et Bonnieux F. (2002), « Analyse du comportement face à un risque sanitaire : cas de la consommation non marchande de coquillages », document de travail, Inra, Rennes.

Arrow K., Solow R., Portney P.R., Leamer E.E., Radner R. et Schuman H. (1993), « Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation », *Federal Register*, 58, January, 15: 1601-1614.

Bonnieux F., Daucé P. et Rainelli P. (1980), *Impacts socio-économiques de la marée noire provenant de l'Amoco Cadiz*, Rennes, Inra-UVLOE, rapport et annexes.

Bonnieux F. et Guerrier C. (1992), « Rapport sur la fréquentation de la forêt de Rennes », document de travail, Inra, Rennes.

Bonnieux F., Le Goffe P. et Vermersch D. (1995), « La méthode d'évaluation contingente : application à la qualité des eaux littorales », *Économie et Prévision*, n° 117-118, pp. 89-106.

Bonnieux F. et Rainelli P. (1991), *Catastrophe écologique et dommages économiques : problèmes d'évaluation à partir de l'Amoco Cadiz*, Inra, Economica, Paris.

Bonnieux F. et Rainelli P. (1993), « Learning from the Amoco Cadiz Oil Spill: Damage Valuation and Court's Ruling », *Industrial and Environmental Crisis Quarterly*, 7: 167-188.

Bonnieux F. et Rainelli P. (2001), « L'évaluation des pertes d'aménité des pêcheurs à pied suite au naufrage de l'Erika », colloque Erika, Ifremer, Nantes, 6 novembre 2001.

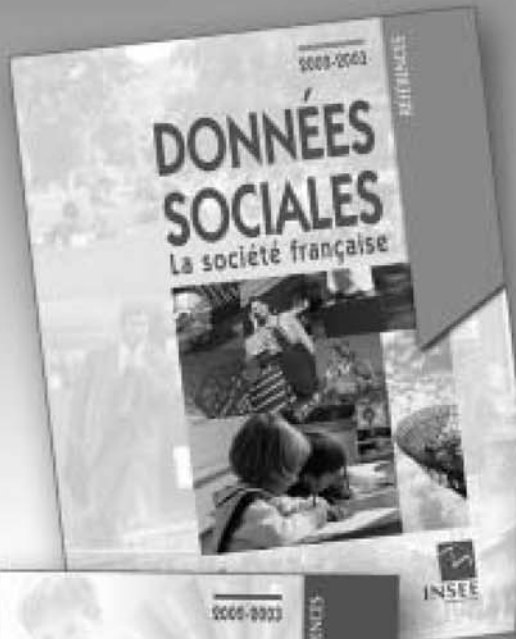
Bonnieux F. et Vermersch D. (1993), « Bénéfices et coûts de la protection de l'eau : application de l'approche contingente à la pêche sportive », *Revue d'Économie Politique*, n° 103, pp. 131-152.

Clawson M. (1959), *Methods of Measuring Demand for and Value of Outdoor Recreation*, Reprint n° 10, Resources for the Future, Washington D.C.

- Clawson M. et Knetsch J.L. (1966)**, *Economics of Outdoor Recreation*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Garrod G. et Willis K. (1999)**, *Economic Valuation of the Environment: Methods and Case Studies*, Edward Elgar, Cheltenham UK.
- Haab T. et McConnell K. (2002)**, *Valuing Environmental and Natural Resources*, Edward Elgar, Cheltenham UK.
- H.M. Treasury (1991)**, *Economic Appraisal in Central Government: a Technical Guide for Government Departments*, HMSO, London.
- Le Goffe P. (1999)**, « Évaluation des politiques d'assainissement en zone littorale : analyse coûts-bénéfices appliquée au cas de la rade de Brest », in P. Point (éd.) *La valeur économique des hydrosystèmes : méthodes et modèles d'évaluation des services délivrés*, Economica, Paris, pp. 63-79.
- Loomis J.B. (1997)**, *Recreation Economic Decisions: Comparing Benefits and Costs*, Venture Publishing Inc., State College, Pennsylvania.
- Mäler K.G. (1974)**, *Environmental Economics: A Theoretical Inquiry*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- NOAA (1983)**, *Assessing the Social Costs of Oil Spills: The Amoco-Cadiz Case Study*, US Department of Commerce, National Oceanic and Atmospheric Administration.
- Randall A. (1997)**, « The NOAA Panel Report: A New Beginning or the End of an Era », *American Journal of Agricultural Economics*, 79 : 1489-1494.
- Rainelli P. (2001)**, « La problématique des transferts dans l'évaluation des changements dans les services fournis par les hydrosystèmes », séminaire, Direction de l'Eau (MATE) et Inra, 21 décembre 2001, Paris.
- Rosenberger R. et Loomis J.B. (2000)**, « Using Meta-Analysis for Benefit Transfer: In Sample Convergent Validity Tests for Outdoor Recreation Database », *Water Resources Research*, 36: 1097-1107.
- Smith K. (1991)**, « Household Production Functions and Environmental Benefit Estimation », in Braden et Koldstad (eds.) *Measuring the Demand for Environmental Quality*, North Holland, Amsterdam, pp. 41-76.
- Trice A.H. et Wood S.E. (1958)**, « Measurement of Recreational Benefits », *Land Economics*, 34: 195-207.
- United States District Court for the Northern District of Illinois Eastern Division (1988)**, in *Re Oil Spill by the « Amoco Cadiz » off the Coast of France on March 16, 1978*.
- Ward K.M. et Duffield J.W. (1992)**, *Natural Resources Damages: Law and Economics*, Wiley.
-

COLLECTION RÉFÉRENCES

la signature de l'Insee



DONNÉES SOCIALES
La société française

37,30 € - 672 pages



LA FRANCE ET SES RÉGIONS

12 € - 236 pages



**TABLEAUX DE L'ÉCONOMIE
FRANÇAISE**

12 € - 200 pages



**EXTRAITS ET TABLEAUX
DES COMPTES DE LA NATION
2001**

12 € - 214 pages



LA FRANCE DES SERVICES

Services aux particuliers
et activités immobilières

12 € - 119 pages



FRANCE, PORTRAIT SOCIAL

12 € - 248 pages