



**HAL**  
open science

# La congestion des sites récréatifs : modélisation économique des choix et application au littoral

Mélody Leplat

► **To cite this version:**

Mélody Leplat. La congestion des sites récréatifs : modélisation économique des choix et application au littoral. Economies et finances. Université de Bretagne Occidentale, 2009. Français. NNT : . tel-02824366

**HAL Id: tel-02824366**

**<https://hal.inrae.fr/tel-02824366>**

Submitted on 6 Jun 2020

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

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



université de bretagne  
occidentale



**THÈSE / UNIVERSITÉ DE BRETAGNE OCCIDENTALE**  
*sous le sceau de l'Université européenne de Bretagne*  
pour obtenir le titre de  
**DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE BRETAGNE OCCIDENTALE**  
*Mention : Sciences Economiques*  
**École Doctorale des Sciences de la Mer**

présentée par

**Mélody Leplat**

Préparée à l'UMR 1302 SMART  
Agrocampus Ouest

# La congestion des sites récréatifs: modélisation économique des choix et application au littoral



**Thèse soutenue le 4 décembre 2009**

devant le jury composé de :

**Jean Boncoeur**

Professeur Université de Bretagne Occidentale / *examineur*

**Denis Bredin**

Délégué régional Bretagne du Conservatoire du littoral / *examineur*

**Alain Carpentier**

Directeur de recherche, INRA / *examineur*

**Philippe Le Goffe**

Professeur, Agrocampus Ouest / *directeur de thèse*

**Arnaud Orain**

Professeur Université de Bretagne Occidentale / *examineur*

**Patrick Point**

Directeur de recherche CNRS, Université Montesquieu Bordeaux  
IV / *rapporteur*

**Philippe Polomé**

Professeur Université Lumière Lyon II / *rapporteur*



L'Université de Bretagne Occidentale n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

# Remerciements

Je tiens d'abord à remercier mon directeur de thèse, Monsieur Philippe Le Goffe pour la confiance qu'il m'a témoignée pendant ces quatre années de thèse. Son soutien, sa disponibilité mais aussi ses intuitions, ont été déterminants pour mener à bien ce travail de longue haleine.

Je remercie également Messieurs Patrick Point et Philippe Polomé pour l'intérêt qu'ils ont manifesté pour mon travail de recherche en acceptant d'être rapporteurs. Mes remerciements se tournent également vers Messieurs Jean Boncœur, Denis Bredin, Alain Carpentier et Arnaud Orain qui m'ont fait l'honneur d'accepter de faire partie de ce jury.

J'adresse mes plus vifs remerciements à toute l'équipe de l'UMR SMART. Merci pour vos conseils, critiques et encouragements lors des séminaires ou au détour d'un café, qui m'ont fait progresser. Une pensée particulière pour Carole pour ses relectures attentives et pour Alain, qui s'est toujours rendu disponible pour répondre à mes interrogations, même *in extremis*. Je n'oublie pas Jérémy, le plus finistérien des thésards de l'UMR, pour sa bonne humeur. Nos discussions lors des allers-retours à Rennes m'ont permis de relativiser le stress de la thèse. Je remercie toute l'équipe du département d'économie rurale et gestion qui m'a chaleureusement accueillie. Un grand merci à Annie qui s'est démenée pour que je puisse participer à une summer school sur les modèles de choix discrets en Italie.

Je remercie Muriel Travers qui m'a aidée à me lancer dans l'économétrie en me conseillant dans le travail préparatoire des données. Nous avons également estimé différentes spécifications des modèles en parallèle afin de choisir la plus pertinente.

Je suis particulièrement reconnaissante à Louis Brigand et Tiphaine Franz qui m'ont apporté leurs connaissances géographiques pour construire la typologie des sites de la zone d'étude. Merci également à Pascal, qui a accepté au pied levé, de m'emmener en avion pour réaliser les photographies aériennes de la zone d'étude.

Je remercie la région Bretagne qui m'a accordée une bourse pour financer ces travaux.

Je remercie aussi l'Université de Bretagne Occidentale de m'avoir recrutée comme ATER, ce qui m'a permis de finir ma thèse dans des conditions favorables.

Je remercie évidemment ma famille pour ses coups de fil du dimanche soir. Elle m'a toujours encouragée depuis que j'ai décidé de m'engager dans cette voie. Je remercie aussi la famille de David et mes amis pour leur soutien dans les moments difficiles. Merci aux filles du tennis et plus particulièrement à Sandrine : les entraînements et les matchs du dimanche matin (les victoires comme les défaites !) m'ont bien aidée à évacuer le stress de la thèse.

Enfin, je remercie chaleureusement David, mon compagnon, de m'avoir épaulée et encouragée quotidiennement pendant ces quatre années de thèse.

# Sommaire

<b>Introduction générale</b>	<b>7</b>
<b>1 Le traitement de la congestion dans la méthode des coûts de déplacement</b>	<b>18</b>
Introduction . . . . .	18
1.1 La congestion dans les modèles de demande continue . . . . .	22
1.2 La congestion dans les modèles de choix discrets . . . . .	30
1.3 Conclusion . . . . .	52
<b>2 Faut-il réguler l'encombrement des sites récréatifs? Un modèle de choix discrets avec participation</b>	<b>54</b>
Introduction . . . . .	54
2.1 Les hypothèses du modèle théorique . . . . .	57
2.2 L'équilibre de Nash . . . . .	64
2.3 L'optimum . . . . .	65
2.4 Gestion de l'encombrement . . . . .	67
2.5 Une illustration simplifiée . . . . .	71
Conclusion . . . . .	77
<b>3 La fréquentation récréative du littoral de Cornouaille</b>	<b>80</b>
Introduction . . . . .	80
3.1 Présentation de l'étude . . . . .	81
3.2 Les données recueillies en amont de l'enquête . . . . .	90
3.3 Caractéristiques individuelles des personnes interrogées et pratiques récréatives	96

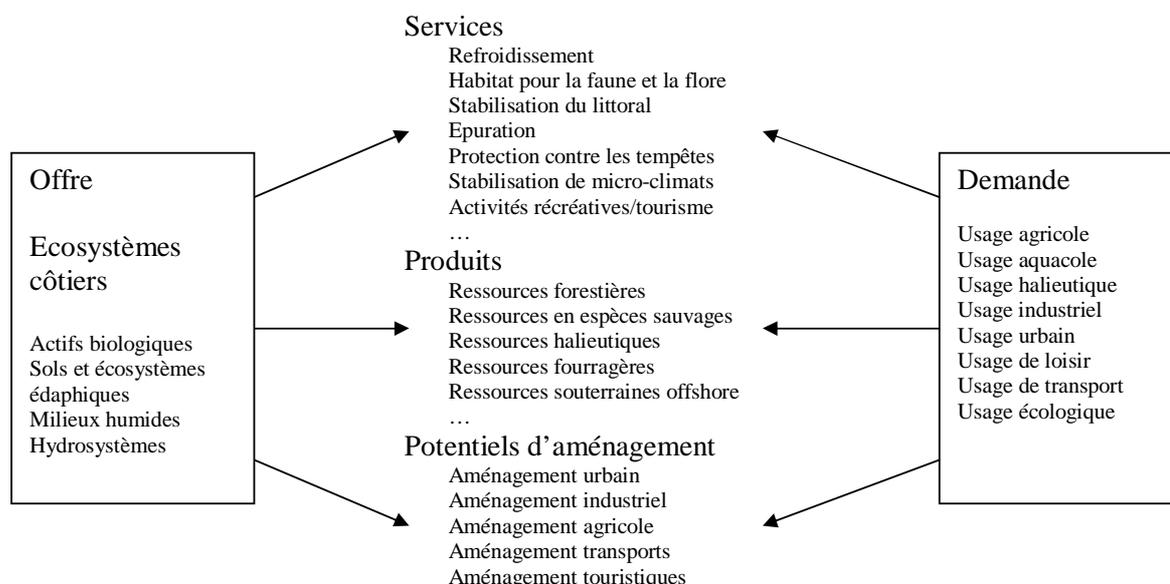
3.4	Participation et choix des sites . . . . .	103
	Conclusion . . . . .	112
<b>4</b>	<b>Effets de la congestion sur la participation et le choix de sites récréatifs : application au littoral de Cornouaille</b>	<b>114</b>
	Introduction . . . . .	114
4.1	Le modèle de choix discrets répétés . . . . .	117
4.2	Les données . . . . .	118
4.3	Estimation sans prise en compte de la congestion . . . . .	121
4.4	Estimations utilisant des mesures de congestion observée comme variables ex- plicatives du choix de site . . . . .	127
4.5	Estimations utilisant un indicateur de congestion anticipée . . . . .	135
4.6	Estimations avec d'autres indicateurs de congestion, calculés à l'équilibre . . .	144
	Conclusion . . . . .	149
<b>5</b>	<b>Simulations de mesure de régulation de l'accès aux sites récréatifs</b>	<b>151</b>
	Introduction . . . . .	151
5.1	Procédure . . . . .	152
5.2	Taxe à un seul site : la pointe du Raz . . . . .	155
5.3	Taxation de l'ensemble des sites : vers la taxe "optimale" . . . . .	163
5.4	Politique mixte : combinaison de la taxe et de l'éloignement de parkings . . .	169
	Conclusion . . . . .	175
	<b>Bibliographie</b>	<b>184</b>
	<b>Liste des annexes</b>	<b>196</b>
	<b>Liste des tableaux</b>	<b>236</b>
	<b>Liste des figures</b>	<b>239</b>

# Introduction générale

Le littoral est un espace très convoité, en premier lieu à des fins résidentielles. Depuis 1973, les communes littorales françaises ont accueilli en moyenne 10,6% de l'accroissement naturel alors qu'elles ne représentent que 4% de notre territoire (DATAR, 2004). La densité de population des départements littoraux est plus de deux fois et demie supérieure à la moyenne. Et d'après les prévisions de la Datar (2004), cette tendance s'accroît.

Le littoral est convoité en second lieu à des fins économiques. Interface terre-mer, ce milieu est riche en ressources halieutiques, minérales, forestières ? etc. En outre, il génère de nombreux services, tels que ceux d'épuration, d'habitat pour la faune et la flore, ou encore des services récréatifs (voir figure 1).

FIG. 1 – Le littoral comme générateur de services (d'après Point, 1999)



Mais c'est aussi un espace fragile, qui se dégrade sous la pression de ces divers usages. Cette surexploitation est le signe que les intérêts collectifs et individuels ne coïncident pas et

incite à s'interroger sur la nature du littoral.

L'accès au littoral est libre et gratuit. Par conséquent, c'est un bien non-exclusif : on ne peut pas exclure un agent de l'usage du littoral. En outre, son utilisation par un agent ne prive pas les autres agents de son usage. Ce bien est alors dit non-rival. Ces deux conditions de non-exclusivité et non-rivalité en font *a priori* un bien public (Musgrave, 1969). Cependant, en présence d'effets d'encombrement, la seconde condition n'est plus remplie : la congestion entraîne la dégradation du milieu et une baisse de l'utilité retirée de son usage par les individus. Il existe alors un effet externe non pris en compte par le marché, qui est dit défaillant. Les usagers ne reçoivent aucun signal-prix de la contrepartie négative de leur usage sur le milieu. Ce défaut d'information entraîne une surfréquentation, qu'on peut assimiler à la "tragédie des communs" mise en évidence par Hardin (1968) dans le cas des réserves naturelles exploitées. L'équilibre de fréquentation observé ne coïncide plus avec l'optimum social de fréquentation en raison de cet effet externe, invalidant ainsi le premier théorème de l'économie du bien-être.

Les travaux d'Ostrom (1990) ont remis en cause ce constat désormais classique que la nature commune des biens conduit forcément à leur surexploitation. Ostrom a recensé de nombreux cas de gestion concrète de ressources communes par des communautés locales, qui ont su éviter la surexploitation sans recours à la puissance publique. L'étude de ces cas l'a conduite à dresser une liste de conditions sous lesquelles la tragédie des communs peut être évitée sans le recours à la puissance publique. La première d'entre elles est le recensement précis des agents autorisés à utiliser le bien commun. Or en France, "*pour des raisons juridiques, topologiques (multiples accès) et sociologiques (tradition d'accès libre au littoral)*", la remise en cause du libre-accès au littoral est impossible (Ministère de l'écologie et du développement et de l'aménagement durable, 2007).

Si aujourd'hui la question du littoral est abordée en termes "*d'intégration, de cohérence, de politiques publiques, d'approche intégrée, de politiques intégrées, d'aménagement et de gestion, de compatibilité des activités, d'équilibre Terre-Estran*" (Picon, 2002), la prise de conscience de la fragilité du littoral face aux pressions exercées pour son exploitation et son appropriation est relativement récente.

## Evolution de la perception et de l'usage du littoral

Au cours du siècle dernier, la perception et l'usage du littoral ont beaucoup évolué. Kay et Adler (1999) ont distingué trois grandes phases, dénommées ensuite par Corlay (1999) :

La première phase, dite d'"industrialisation" du littoral, se situe entre les années 50 et 70. Pendant la période de croissance économique après la seconde guerre mondiale, de grands aménagements ont été réalisés. Le littoral est devenu un espace privilégié de développement économique. Les complexes portuaires de Fos et Dunkerque ont été créés pour permettre le développement du fret maritime tandis que les ponts de Bordeaux, St Nazaire et Bontonne ont été construits en vue d'améliorer la rapidité d'acheminement du fret. A cet époque, le tourisme, et notamment le tourisme littoral, est en plein essor. Les ponts, qui transforment les îles d'Oléron et de Noirmoutier en presqu'îles, sont bâtis pour faciliter l'accès à des espaces littoraux prometteurs en matière de tourisme. L'augmentation du temps libre grâce à l'instauration des congés payés, conduit à la démocratisation du tourisme. Pour permettre un tourisme des masses, des stations balnéaires sortent de terre en Languedoc-Roussillon et en Aquitaine. Mais ce développement se fait sans contrôle. Seuls quelques sites littoraux sont protégés par la loi de 1930 pour la préservation des sites patrimoniaux remarquables.

Devant cette exploitation anarchique, les pouvoirs publics français prennent conscience de la fragilité du littoral et de sa rareté. On entre alors dans la seconde phase de "sanctuarisation", qui prendra fin au début des années 90. Les dommages constatés et la surexploitation de cet espace fragile appellent une réglementation spécifique du littoral. Différentes lois sont alors mises en place afin de "*préserver le libre accès à la mer, [de] protéger les milieux naturels littoraux et [de] maîtriser l'urbanisation et le développement économique*" (Gélard, 2004) :

- les circulaires de juin 1972 et juillet 1973 réglementent les concessions de plages naturelles ;
- la loi du 31 décembre 1976 institue la servitude de passage dans les propriétés riveraines du domaine public maritime.

Mais les lois se juxtaposent sans vision d'ensemble. Un groupe d'études animé par Michel Piquard met en avant la nécessité d'appréhender le littoral de manière globale (Piquard, 1973). ce rapport recommande de suivre l'exemple anglais du National Trust. De cette proposition naît, en 1975, le Conservatoire du littoral et des rivages lacustres, chargé de mettre en œuvre "*une politique foncière de sauvegarde de l'espace littoral, de respect des sites naturels et de*

*l'équilibre écologique*", ces sites étant ensuite gérés par les collectivités locales. Les idées du rapport Piquard sont également reprises dans l'instruction du 04/08/1976 et la directive Ornano de 1979 mais aucune n'a le caractère réglementaire leur permettant de s'opposer aux documents d'urbanisme. La loi du 07/01/1986 dite "loi littoral", entrée en vigueur en 1986, corrige cette lacune. Elle instaure de nouvelles règles d'urbanisme applicables au littoral défini comme "*une entité géographique qui appelle une politique spécifique d'aménagement, de protection et de mise en valeur*".

A partir des années 90, on entre dans la phase actuelle de "gestion intégrée" : la protection du littoral nécessite désormais une approche intersectorielle. Cet espace est un bien rare, générateur de multiples services (voir figure 1), que se disputent diverses activités. Il s'ensuit des conflits d'usage entre ces activités, qu'on a cherché à réguler par la gestion intégrée des zones côtières (GIZC). Les pressions exercées par les différentes activités sur le littoral modifient ce milieu. Certaines activités vont ainsi s'accaparer une partie de l'espace tandis que d'autres vont engendrer des nuisances rendant incompatible l'implantation d'autres activités. L'action du Conservatoire du littoral s'inscrit désormais dans cette approche intégrée où coexistent protection et activité économique.

## La politique du Conservatoire du littoral

On peut voir l'action du Conservatoire comme une volonté d'acheter les terrains littoraux dégradés pour essayer de les soustraire à la "tragédie des communs". Une gestion adaptée à leur nature commune est ensuite mise en place. D'ailleurs, si le Conservatoire a la compétence pour acheter des terrains, il n'a pas la capacité juridique pour les revendre. Ses terrains deviennent inaliénables afin de les léguer aux générations futures.

### La politique foncière

Le Conservatoire du littoral intervient majoritairement dans trois cas :

- lorsque la pression foncière menace des sites sensibles ;
- lorsqu'un site mérite d'être ouvert au public ;
- lorsqu'un site fragile est mal entretenu ou mal géré.

En dehors de ces trois situations, le Conservatoire privilégie les sites présentant un intérêt pour la biodiversité ou une valeur paysagère importante. Une fois acquis, ces territoires deviennent strictement inconstructibles et les activités telles que le camping, le caravanning et même la circulation automobile sont interdites. A chaque nouvelle acquisition, un bilan écologique est dressé afin d'établir les projets d'aménagement ou de restauration prioritaires.

Cette politique foncière apparaît complémentaire de la loi "littoral" qui n'instaure qu'une protection "en l'état" alors que le Conservatoire réhabilite certains sites dégradés. En effet, l'acquisition des terrains n'est que la première étape de la sauvegarde mise en œuvre par le Conservatoire. Celui-ci va ensuite financer la restauration des sites, si celle-ci est nécessaire, avant de confier leur gestion en priorité aux collectivités locales ou, à défaut, à des associations ou à des exploitants agricoles. Une convention de gestion est alors signée entre les deux partenaires et un plan de gestion établi, même si dans les faits, 30% des sites ne sont couverts par aucune convention et 50% d'entre eux ne bénéficient d'aucun plan de gestion (Le Pensec, 2001). Une fois les terrains achetés, la gestion doit permettre de ne pas retomber dans la tragédie des communs qui a souvent motivé l'achat.

## **La gestion des sites du Conservatoire du littoral**

Concilier tourisme et préservation naturelle est une difficulté importante que le Conservatoire du littoral tente de résoudre dans la gestion de ses sites. Si cette institution a vocation à protéger les sites, elle doit composer avec l'attrait touristique qu'ils représentent, et l'obligation d'ouverture au public, inscrite depuis 2002 dans ses statuts<sup>1</sup>. Les instruments traditionnels de régulation de l'accès comme la taxe ou les quotas ne sont donc pas envisageables pour protéger les terrains du Conservatoire du littoral.

Celui-ci met en place d'autres stratégies pour gérer l'afflux des visiteurs : des stratégies intra-sites et inter-sites. La gestion intra-site nécessite dans un premier temps de penser le site dans sa globalité pour *"différencier les accès, déplacer les centres d'intérêt, reculer l'implantation des accueils, donc décharger le site"*(Chamberlain, 1999). Dans un second temps, des aménagements pour gérer les divers usages et guider le visiteur sont réalisés en concertation avec des architectes-paysagistes afin d'inciter le visiteur à emprunter les itinéraires appropriés sans mettre en place un fléchage contraignant. Selon la nature du site,

---

<sup>1</sup>Un site peut cependant être fermé au public en cas de dégradation majeure.

on va chercher à limiter le piétinement, en rassemblant les visiteurs sur un sentier, qui doit être confortable afin d'éviter la création de sentiers parasites, ou au contraire, à les disperser pour répartir le piétinement supporté par le milieu. La mise en place de points focaux permet également de guider vers les zones les moins sensibles.

La gestion inter-sites consiste à attirer la majorité des visiteurs sur un ou des sites aménagés en conséquence pour soulager les sites riverains plus sensibles. C'est la stratégie dite "pot de miel" qui a été tentée à la pointe du Raz. Cette stratégie se rapproche du modèle élaboré par Richardson (2002) afin de différencier verticalement les visiteurs. Richardson (2002) postule que les résidents et les touristes n'ont pas les mêmes préférences pour l'accessibilité des sites de randonnée. Il montre qu'en l'absence de tarification discriminante, il n'est pas possible d'aboutir à une séparation parfaite où les résidents visitent un site et les touristes, un autre. A la pointe du Raz, le bilan est d'ailleurs assez mitigé car cette stratégie "pot de miel" a amplifié le tourisme : même si la proportion de touristes a diminué sur le site de Castel Meur, substitut proche et fragile de la pointe du Raz, le nombre de visiteurs total, lui, a augmenté. La sécurité sur le site s'est en revanche améliorée.

Louis Le Pensec, dans son rapport au gouvernement sur le Conservatoire du littoral de 2001, dresse un bilan globalement très positif de l'action de cette institution depuis vingt-cinq ans. La politique foncière du Conservatoire a permis de protéger définitivement 125 000 hectares de zones naturelles fragiles, 1 000 kilomètres de rivages, soit 18% du linéaire côtier, répartis sur 600 sites (constat au 1<sup>er</sup> juillet 2009). L'objectif assigné par le gouvernement est de soustraire du marché foncier un tiers du littoral français à l'horizon 2050 : le "tiers sauvage". Un consensus sur la nécessité d'actions du Conservatoire s'est formé car le littoral est perçu comme un patrimoine national. Il mérite à ce titre une protection définitive et irréversible de ses sites les plus fragiles. L'action du Conservatoire apparaît comme une des rares politiques de très long terme de protection de l'environnement. Cependant, son coût financier ne cesse d'augmenter alors que l'offre littorale s'amenuise. Elle est pourtant incontournable dans un contexte où la loi "littoral" rencontre des difficultés d'application.

Au départ, la gestion du Conservatoire avait surtout vocation à protéger les sites et donc à limiter les dommages environnementaux occasionnés par les visites du public. La fréquentation des sites était appréhendée par la notion de "capacité de charge", c'est à dire la fréquentation maximale qu'un site peut supporter sans être dégradé. Depuis 2002 et l'inscription dans ses statuts de l'obligation de l'ouverture au public, l'amélioration de la qualité de

la visite est également devenue un objectif du Conservatoire. Le terme de capacité d'accueil, "*niveau d'activité qu'une zone peut accueillir sans se détériorer, sans que la communauté locale en souffre et sans que la qualité des visites ne se dégrade*" (Chamberlain, 1999), est désormais préféré à celui de capacité de charge. La qualité de la visite devient un axe de réflexion des politiques de gestion des visiteurs du Conservatoire du littoral. Ce dernier essaie désormais de réguler l'encombrement de ses sites, non seulement pour limiter l'impact de la fréquentation sur le milieu, mais aussi pour améliorer l'expérience récréative des visiteurs. Ce travail se focalise sur cette dimension de la politique du Conservatoire du littoral.

## Questions de recherche

Le Conservatoire du littoral a donc pris conscience des deux aspects négatifs d'une fréquentation excessive. D'une part, celle-ci génère des dommages écologiques. Le caractère non-marchand de ces atteintes a nécessité le développement de méthodes d'évaluation économique pour valoriser ces dégradations du milieu (Desaigues et Point, 1992). Beaucoup d'études ont évalué les dommages dû à la fréquentation ou au tourisme (voir par exemple Pickering et Hill (2007) et Sun et Walsh (1998) qui ont passé en revue beaucoup d'études internationales sur ce sujet). D'autre part, la fréquentation a une dimension d'interactions sociales : le nombre d'usagers présents sur un site peut nuire à la qualité de la visite. Les usagers subissent alors un coût externe de congestion. Alors que la moitié des usagers des plages regrette une surfréquentation (Ifen, 2000), aucune analyse de la congestion n'a été appliquée sur le littoral français. D'ailleurs en France, seul Salanié (2006) a étudié les phénomènes de congestion, mais dans le cadre de la pêche récréative en rivière.

Or, cet aspect de la fréquentation présente des défis pour l'analyste. Fisher et Krutilla (1972) ont formalisé les situations d'équilibre et d'optimum de fréquentation dans le cas de modèles de demande continue. A l'équilibre, l'utilité individuelle est maximisée, tandis qu'à l'optimum, c'est le bien-être collectif qui est optimisé. Le cadre de Fisher et Krutilla est cependant limité pour l'analyse de la congestion, car il ne prend pas en compte les effets de substitution entre les sites. Depuis, les modèles de choix discrets se sont développés, notamment car ils permettent de remédier à cette faiblesse. Pour autant, la comparaison entre l'équilibre et l'optimum de fréquentation n'a pas été réalisée dans ce cadre. En effet, transposer l'analyse de Fisher et Krutilla (1972) dans les modèles de choix présente des difficultés

méthodologiques. La congestion est générée par la fréquentation, qui elle-même dépend de la congestion. Elle présente donc un caractère endogène, particulièrement difficile à analyser dans des modèles multi-sites, car les fréquentations deviennent interdépendantes grâce aux effets de substitution. Il nous semble que la question de la participation, qui détermine le nombre de visites, est aussi importante que celle du choix des sites pour étudier les effets d'encombrement. On a donc choisi d'étudier ces deux dimensions dans le cadre des modèles de choix discrets répétés, qui expliquent à la fois la participation aux visites récréatives, et le choix des sites visités.

Sur le plan empirique, les effets d'encombrement ont été beaucoup étudiés en économie des transports (voir par exemple Viaurox, 2006, Arnott *et al.* et les travaux d'André de Palma 1983; 2004; 2006). En revanche, les travaux sur la congestion des sites récréatifs sont plus rares, la plupart se limitant à introduire un indicateur de congestion dans des modèles de demande continue (Deyak et Smith, 1978; Salanié, 2006; Allen *et al.*, 1981; Bell et Leeworthy, 1990) ou dans des modèle de choix (Schuhman et Schwabe, 2004; Berman *et al.*, 1997; Hansen *et al.*, 1999; Yen et Adamowicz, 1994; Salanié, 2006; Lin *et al.*, 1996), sans chercher à déterminer ni l'équilibre, ni l'optimum de fréquentation.

D'un point de vue théorique, formaliser l'équilibre et l'optimum de fréquentation est une question de recherche intéressante, qui n'a pas été traitée dans le cadre de modèles multi-sites. On cherchera à mettre en évidence les effets externes qui expliquent la divergence entre équilibre et optimum de fréquentation, dans un modèle de choix discrets répétés. Identifier ces externalités permet en outre, de fonder économiquement la régulation de la congestion dans les modèles multi-sites.

Expliquer le choix de sites et la participation à des visites récréatives, notamment par la congestion, pose également des problèmes méthodologiques. Comme on l'a vu précédemment, la congestion est une variable explicative endogène car elle est issue des choix des individus. Elle est à ce titre le résultat d'un équilibre de Nash. De plus, la congestion des sites récréatifs est occasionnée par les résidents mais surtout par les touristes. Ces deux populations étant susceptibles d'adopter des comportements de visite et de participation différents, on s'attend à estimer deux modèles distincts.

A cette endogénéité au sens économique du terme, peut s'ajouter une endogénéité économique si la congestion est corrélée avec les variables inobservées, contenues dans le terme

d'erreur du modèle. Des articles récents ont développé des techniques pour, à la fois contrôler l'endogénéité au sens économétrique, et garantir la cohérence de l'estimation avec l'équilibre de Nash, dont est issue la congestion (Bayer et Timmins, 2007; Timmins et Murdock, 2007). Si la congestion n'est pas corrélée avec le terme d'erreur du modèle, alors on peut se concentrer uniquement sur l'équilibre de Nash. O'Hara (2007a) a construit une procédure itérative qui permet d'assurer la cohérence de l'indicateur de congestion utilisé dans l'estimation avec l'équilibre de congestion. Dans notre cas, on devra prendre en compte le fait que la congestion est la somme des visites de deux populations, dont les comportements seront analysés par deux modèles différents.

L'estimation de tels modèles permettra de caractériser l'impact de la congestion sur l'utilité des usagers du littoral. Si les effets d'encombrement sont significatifs, alors il devrait en résulter une inefficacité économique qui appelle leur internalisation. Différents instruments de régulation pourront alors être simulés, tels l'instauration de parkings payants, leur éloignement ou la combinaison de ces deux mesures. Les modèles deviennent alors de véritables outils d'aide à la décision en permettant d'évaluer l'impact de ces mesures sur le bien-être mais aussi sur la fréquentation des sites. Cette deuxième possibilité est plus originale et résulte de la définition endogène de la congestion. A l'heure actuelle, les gestionnaires des sites ne disposent pas de tels outils pour orienter leurs politiques de gestion. Le Conservatoire du littoral a bien lancé en 2003 une étude afin d'estimer le nombre de visiteurs sur les terrains métropolitains du Conservatoire du littoral, à partir des données fournies par les gardes, mais elle ne permet pas de simuler des politiques de gestion. En effet, les gardes ont été interrogés sur les attributs des sites et leur fréquentation lors de jours imposés. Un traitement par intelligence artificielle a extrait de ces données un ensemble de règles *"interprétant des relations entre les paramètres et le taux de fréquentation"* (Michel, 2005). L'auteur donne un exemple de ces règles : *"si le lieu est au sud et si le jour est le week-end et si le mois est proche de mai et si la température est assez élevée, alors la fréquentation est très forte"*. Cet outil est limité : les variables explicatives de la fréquentation sont peu nombreuses, et la congestion en est absente. Il ne permet donc pas de prévoir l'impact d'une mesure de gestion sur la fréquentation.

## Plan

Cette thèse se compose de cinq chapitres.

Le premier chapitre est une revue de la littérature internationale qui montre comment le problème de la congestion est traité dans les modèles qui appliquent la méthode des coûts de déplacement. Depuis les années 90, les modèles utilisés pour estimer la demande récréative ont beaucoup évolué. On est passé des modèles de demande continue, mono-site, aux modèles multi-sites de choix discrets. Parallèlement, dans ces modèles de choix, le traitement de l'endogénéité de la congestion, à la fois au sens économique et au sens économétrique, est devenu plus difficile, les méthodes rigoureuses pour traiter ce double problème n'ayant été développées que très récemment dans les modèles de choix (Bayer et Timmins, 2007). La littérature sur le traitement de la congestion dans les modèles de choix n'est d'ailleurs toujours pas stabilisée. En effet, tous les papiers qui traitent spécifiquement de la congestion dans les modèles de choix discrets (articles publiés ou documents de travail), sont postérieurs à 2000, voire à 2005.

Le deuxième chapitre formalise l'équilibre et l'optimum de fréquentation en présence d'un effet de congestion, dans le cadre d'un modèle de choix discrets répétés à deux sites. On met en évidence que la congestion entraîne deux effets externes : le premier, dû à la trop forte fréquentation des sites de qualité supérieure, et le second, engendré par un niveau de participation trop élevé. Ce deuxième effet externe ne pouvait être démontré que dans un modèle de choix répétés. On recherche ensuite la politique de taxation optimale qui permet d'internaliser ces deux effets externes. Devant la difficulté d'application de cette mesure, une seconde piste est suivie pour améliorer le bien-être : la variation de qualité. On se demande si, du point de vue du bien-être collectif, il vaut mieux proposer des sites qui diffèrent en qualité ou au contraire proposer la même qualité sur les deux sites.

Le troisième chapitre détaille le cadre empirique de la thèse. La première section est consacrée à la présentation de l'enquête. Les choix du terrain d'étude et du protocole d'enquête sont argumentés. Le recueil des données sur les sites et sur les occasions de choix est exposé dans la deuxième section. Une analyse descriptive des personnes interrogées est menée dans la troisième section. La dernière section cherche à identifier les déterminants de la participation et de la fréquentation en vue de l'estimation du modèle explicatif de la demande récréative.

Les divers cas de figure sur le traitement de la congestion dans les modèles de choix, observés dans la littérature, ont inspiré le quatrième chapitre. L'analyse de notre cas d'étude nous incite à penser que la congestion n'est pas corrélée aux termes d'erreur de nos modèles. Dans ce cas, la non-introduction de constantes spécifiques aux alternatives dans le modèle n'entraîne pas de biais sur les paramètres (Murdock, 2006), et on peut se focaliser sur la question de l'équilibre de congestion. On estime d'abord un modèle où la congestion est omise, cas fréquemment rencontré dans la littérature. Puis, on a introduit la congestion observée comme variable explicative. Or ce n'est pas la congestion observée mais la congestion "anticipée", au sens d'"*expected*" de Jakus et Shaw (1997), qui détermine le choix de site. Comme on ne dispose pas de mesures de congestion anticipée, on s'inspire de l'instrument proposé par Bayer et Timmins (2007), dans le cas où la congestion est endogène de manière économétrique, pour calculer notre mesure de congestion anticipée. Cependant, comme la congestion est issue de l'équilibre de Nash, les modèles de choix doivent être estimés à cet équilibre. On a donc construit une procédure itérative pour estimer les modèles de choix à cet équilibre de congestion dans notre cas d'étude à deux populations. Cette stratégie d'estimation est inspirée de O'Hara (2007a). La comparaison entre les divers modèles estimés permet de mettre en évidence les biais sur les paramètres, entraînés par l'absence de congestion dans les modèles, ou par l'introduction de mesures de congestion non pertinentes pour expliquer le choix de site. Enfin, on applique la même procédure itérative pour calculer d'autres mesures de la congestion anticipée telles que la congestion sur les parkings et sur les voies d'accès.

Le dernier chapitre est consacré à la simulation de politiques de régulation de l'accès. Il n'a pas été possible de calculer les fréquentations optimales sur les 43 sites de l'étude. Ce calcul de point fixe nécessite de grandes capacités de calcul. Par conséquent, il n'a pu être mené à terme. On simule donc des politiques en vue d'améliorer le bien-être : d'abord une politique de taxation à un seul site, puis la mise en place d'une taxe uniforme sur tous les sites de la zone, et enfin une politique mixte qui mélange taxation et éloignement des parkings.

# Chapitre 1

## Le traitement de la congestion dans la méthode des coûts de déplacement

### Introduction

L'environnement devient une préoccupation majeure de nos sociétés modernes. En France, la popularité du Grenelle de l'environnement a montré l'attente des citoyens sur les questions environnementales. Or l'environnement est un bien non-marchand. Bien qu'il n'ait pas de prix, il a une valeur qu'il est nécessaire de connaître pour mener des politiques de gestion et de préservation efficaces d'un point de vue économique.

La valeur de l'environnement peut être décomposée entre des valeurs d'usage et des valeurs de non usage (valeurs d'existence, d'option, de préservation, de disponibilité pour les contemporains : Point (1999)). Pour mesurer ces valeurs dans le cadre des actifs récréatifs, deux méthodes sont principalement employées : la méthode d'évaluation contingente (MEC) (Cicchetti et Smith, 1973; Bateman *et al.*, 2002; Hanley *et al.*, 2003) et la méthode des coûts de transport (MCD) (Bockstael *et al.*, 1991, 1989; Herriges et Kling, 1999; Parsons et Massey, 2003; Shaw et Ozog, 1999). La MEC est une méthode d'évaluation directe. Elle est basée sur les préférences déclarées des individus et non sur les préférences observées comme les méthodes indirectes. En évaluation contingente, l'analyste construit un scénario dans lequel il reconstitue un marché fictif. Ce scénario est ensuite soumis aux personnes enquêtées pour leur demander, directement, leur consentement à payer pour un changement environnemental dans ce contexte. Mitchell et Carson (1993) ont dressé une typologie assez complète des

biais éventuels de la MEC. On peut citer le biais hypothétique, où la crédibilité du scénario est cruciale, car la mise en situation des personnes interrogées peut être difficile (Bishop et Heberlein, 1979). Les personnes interrogées peuvent adopter un comportement de passager clandestin et annoncer un consentement à payer faible, voire nul, en pensant le changement sera mis en œuvre malgré leur réponse, et peut-être même qu'elle permettra de faire baisser la contribution financière demandée au final. Il existe également le biais d'ancrage : le consentement à payer déclaré dépend de l'enchère initiale, ou le biais de protestation : si les enquêtés n'adhèrent pas au principe de l'évaluation, ils peuvent donner des CAP erronés. De nombreux progrès ont été accomplis en termes de méthodologie pour réduire ces inconvénients. Cela a beaucoup contribué au développement de la MEC car, contrairement à la MCD, elle permet d'évaluer non seulement des valeurs d'usage mais également des valeurs de non-usage. La méthode des coûts de déplacement est quant à elle, basée initialement sur une lettre de Hotelling (1947) envoyée aux services des parks nationaux américains. Hotelling (1947) y décrit une méthode où les sommes dépensées pour se rendre sur un site récréatif révèlent le consentement à payer des individus pour le site. La valeur récréative du site peut alors être estimée. Le coût de déplacement pour accéder à un site récréatif est en fait un complément faible de la visite au site (Maler, 1974) : la visite au site ne peut être effectuée sans une dépense en transport. Cette méthode permet donc de valoriser des biens non marchands en observant les comportements réels des individus. Elle présente bien sûr des faiblesses. La méthode des coûts de déplacement sous-estime la valeur. En effet, elle permet seulement de mesurer une valeur d'usage : si un individu n'utilise pas le bien non marchand, alors sa valeur est nulle (Freeman, 1993).

Alors que la littérature a beaucoup exploré l'impact d'attributs de qualité sur le bien-être (Smith et Desvouges, 1985; McConnell, 1992; Parsons et Massey, 2003), celui de la congestion n'a été que peu étudié. La congestion étant un déterminant très probable de la demande de sites récréatifs (Jakus et Shaw, 1997), la négliger implique alors un biais d'omission (Cesario, 1980) sur la valeur estimée des sites et sur l'estimation des variations de bien-être. Par exemple, la fermeture d'un site ou une amélioration de sa qualité a pour conséquence une hausse de la congestion. Si l'effet de la congestion est négatif, ces mesures entraînent une diminution du bien-être, qui n'est pas prise en compte dans un modèle où la congestion est omise. Il en résulte une sous-estimation de la valeur d'un site, et une surestimation de l'impact sur le bien-être d'une hausse de qualité (Timmins et Murdock, 2007; O'Hara, 2007a).

En outre, sans indicateur de congestion, on ne dispose pas d'éléments empiriques sur lesquels s'appuyer pour la réguler. Ainsi Hanley *et al.* (2002), dans une étude sur la régulation de l'accès à des parcours d'escalade en montagne, préviennent que leurs résultats sont à prendre avec précaution car la congestion n'a pas pu être introduite de manière satisfaisante. Il apparaît surprenant que, dans une étude qui examine différentes mesures de régulation de l'accès, les effets d'encombrement ne soient pas pris en compte. S'il est pertinent d'étudier divers modes de régulation, la congestion doit alors être un élément explicatif du choix de site. Dans le cas contraire, d'une part les variations de bien-être calculées sont erronées (Timmins et Murdock, 2007) et d'autre part, la pertinence des mesures de régulation mises en avant est difficile à évaluer car on ne connaît pas leur impact réel sur la congestion.

Si la congestion est rarement introduite dans des études utilisant les préférences révélées, c'est essentiellement parce qu'elle pose beaucoup de problèmes économiques et économétriques. Un premier problème tient à sa mesure. Quel indicateur de congestion faut-il retenir ? La congestion réelle, anticipée, espérée ou perçue ? L'indicateur adéquat dépend du problème analysé (Jakus et Shaw, 1997) :

- si le choix de site est postérieur à l'observation de la congestion, ce sont les congestions réelle ou perçue qui expliquent ce choix ;
- si le choix est antérieur à l'observation de la congestion, il convient d'utiliser la congestion "anticipée" ou mieux, la congestion "espérée", pour expliquer le choix du site.

Jakus et Shaw distinguent la congestion "anticipée" où les individus ont une connaissance subjective sur la distribution de probabilités des autres individus, de la congestion "espérée" où les individus en ont une connaissance objective. Dans ce second cas, on est en présence d'anticipations rationnelles. Sous cette hypothèse, le vecteur des niveaux de congestion anticipée aux différents sites est le même pour tous les individus, et égal au vecteur des espérances de congestion. La congestion est alors le résultat d'un équilibre de Nash mis en évidence par Timmins et Murdock (2007) et Boxall et Adamowicz (2000). Dans ces deux articles, ils utilisent le terme de congestion "anticipée" plutôt que celui de congestion "espérée". Dans la suite de la thèse, on parlera de congestion *anticipée* dans le sens d'*expected* de Jakus et Shaw (1997). Puisque, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, la congestion est le résultat d'un équilibre de Nash, elle revêt un caractère endogène au sens économique : elle est à la fois un déterminant du choix de site, et le résultat de ce choix. Cette particularité de la congestion, c'est-à-dire le fait qu'elle résulte d'un équilibre de Nash, est à l'origine

d'un problème d'identification parfois difficile à résoudre dans le cas des méthodes basées sur les comportements observés comme la MCD. Ce problème est lié au fait que les niveaux de congestion des sites co-varient avec le niveau de qualité des sites, ce qui fait que la distinction entre les effets de la congestion et les effets propres de la qualité des sites est parfois difficile. Cette co-variation des niveaux de qualité et de congestion est un problème difficilement surmontable lorsque qu'on ne dispose que d'une observation, c'est-à-dire qu'on observe qu'une seule situation d'équilibre. Il est alors nécessaire de "structurer" complètement le modèle, c'est-à-dire d'imposer des hypothèses sur la forme des relations entre les niveaux de congestion et de qualité, pour espérer distinguer les effets d'intérêt (Bayer et Timmins, 2007 proposent différentes solutions et commentent leurs limites). L'observation de plusieurs équilibres différents permet de s'affranchir, au moins en partie, de l'utilisation de ce type d'hypothèses. La MEC offre une solution alternative simple à ce problème d'identification. Le caractère hypothétique des *scénarii* permet de faire varier les niveaux de congestion indépendamment des niveaux de qualité, sous réserve que ces variations demeurent crédibles pour les enquêtés. Ainsi, l'essentiel des études qui introduisent la congestion, utilisent la MEC (Boxall *et al.*, 2003a; McConnell, 1977; Cicchetti et Smith, 1973). Cette méthode s'appuie sur des comportement déclarés, hypothétiques, contrairement à la MCD qui s'appuie sur des comportements observés. De ce fait, la MEC "casse" le lien qui existe entre le comportement individuel et la congestion, qui devient alors exogène.

Le problème de la corrélation entre les niveaux de congestion et de qualité peut être accompagné d'un autre problème économétrique. Si les sites considérés sont hétérogènes et si les variables disponibles décrivant les sites ne permettent pas un contrôle suffisant de cette hétérogénéité, alors l'économètre doit introduire des variables latentes dans ses modèles d'utilité latente, une par site. Ces variables latentes contiennent l'effet sur l'utilité procuré par un site, des attributs non-observés de ce site et sont typiquement "absorbées" par les termes d'erreur des modèles d'utilité latente. Si ces attributs sont des déterminants importants des choix des visiteurs, alors les niveaux de congestion seront corrélés avec les termes d'erreur du modèle de choix discrets. Ce problème d'endogénéité est classique en micro-économétrie. Mais s'il est résolu à l'aide de techniques à variables instrumentales simples dans le cas des modèles continus, il est plus difficile à résoudre dans le cas de modèles présentant de fortes discontinuités, par exemple les modèles de choix discret (Bayer et Timmins, 2007; Timmins et Murdock, 2007).

On retrace dans ce chapitre l'historique du traitement de la congestion dans la méthode des coûts de déplacement : des modèles de demande (section 1), aux modèles de choix (section 3) en passant par les modèles de comptage (section 2), aussi bien d'un point de vue théorique qu'empirique.

## 1.1 La congestion dans les modèles de demande continue

Dans les modèles de demande continue, la fonction de demande de visites est obtenue après maximisation de l'utilité sous la contrainte de budget et la contrainte temporelle :

$$\left\{ \begin{array}{l} \max_{X_j, p_{ij}} U_{ij} = U_{ij}(Q, Z_i, X_j, p_{ij}, v_{ij}) \\ \text{sc } y_i = Q + p_{ij} \cdot v_{ij} \\ T = T_L + \sum_j T_{v_{ij}} \end{array} \right. \quad (1.1)$$

avec  $Q$ , le bien numéraire dont le prix est égal à 1,  $Z_i$ , le vecteur des caractéristiques individuelles,  $X_j$  le vecteur des attributs du site  $j$ ,  $p_{ij}$ , le prix d'une visite au site  $j$  pour l'individu  $i$  (qui comprend le coût de transport, un éventuel ticket d'entrée et le coût d'opportunité du temps de la visite au site) et  $v_{ij}$ , le nombre de visites au site  $j$  pour l'individu  $i$ .  $T$  représente le temps disponible qui se partage entre le temps de travail  $T_L$ , et le temps consacré à la visite d'un site  $j$  par l'individu  $i$ ,  $T_{v_{ij}}$ .

En résolvant ce programme, on obtient la fonction de demande de visites qui dépend des caractéristiques individuelles, des attributs du site et du prix de la visite au site  $j$ .

$$v_{ij} = f(Z_i, X_j, p_{ij}) \quad (1.2)$$

Fisher et Krutilla (1972) ont rajouté dans ce cadre un attribut particulier des sites : la congestion  $C_j$ .

### 1.1.1 Prise en compte de l'endogénéité économique : cadre de Fisher et Krutilla (1972)

La congestion apparaît quand la densité de fréquentation d'un site influence l'utilité issue de la visite. La congestion est donc une fonction de la fréquentation à un site et de sa taille. Mais, lors de la maximisation de l'utilité individuelle, les individus ne tiennent pas compte de l'impact de leur visite sur l'utilité des autres individus, ils considèrent la congestion comme une donnée. La congestion est donc un effet externe au même titre que la pollution. En présence de congestion, le premier théorème du bien-être ne s'applique pas : l'équilibre concurrentiel de fréquentation, issu de la maximisation individuelle de l'utilité ne correspond plus avec l'optimum de fréquentation, résultat de la maximisation collective du bien-être. En introduisant la congestion dans la fonction de demande, celle-ci devient :

$$v_{ij} = f(Z_i, X_j, p_{ij}, g(C_j)) \quad (1.3)$$

La congestion est l'effet externe d'encombrement que les  $n - 1$  visiteurs font subir au visiteur  $i$ , elle s'écrit :

$$C_j = \sum_{m \neq i} v_{mj} \quad (1.4)$$

La fonction  $g$  permet d'exprimer la densité de fréquentation car c'est elle qui va jouer sur la demande plutôt que la fréquentation elle-même. C'est donc souvent une fonction linéaire du type  $g(C_j) = \frac{C_j}{K}$  où  $K$  est la capacité de charge du site<sup>1</sup>(McConnell, 1977; Deyak et Smith, 1978) . Pour simplifier, on suppose  $\sum_{m \neq i} v_{mj} \approx \sum_i v_{ij}$ (Anderson et Bonsor, 1974; Dorfman, 1984; Sibly, 2001).

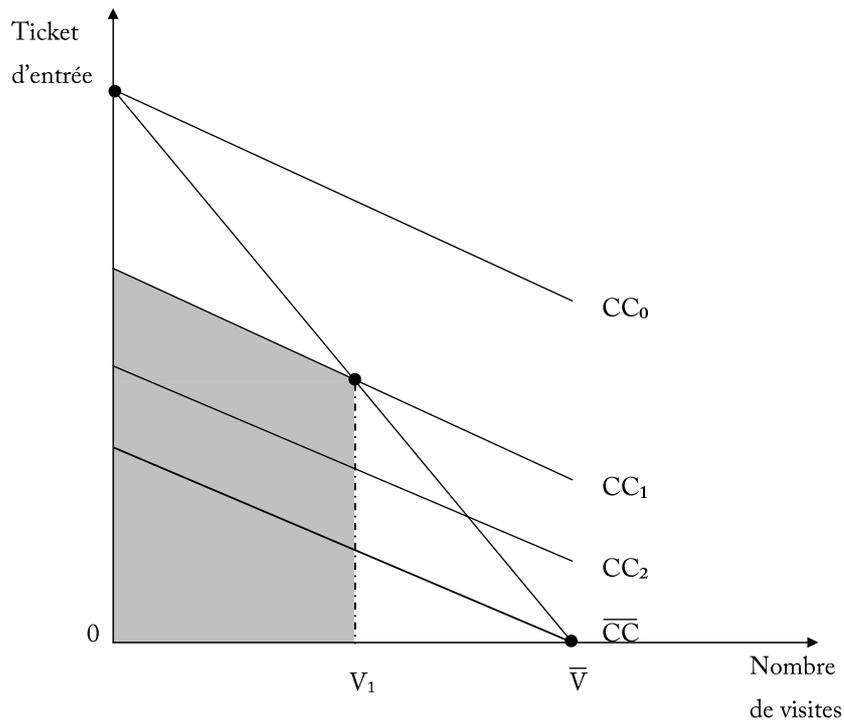
La fonction de demande individuelle de visites s'écrit maintenant :

$$v_{ij} = f(Z_i, X_j, p_{ij}, g(C_j)) \quad (1.5)$$

On agrège ces fonctions de demande individuelles pour obtenir la fonction de demande globale. Mais, étant donné que toutes les fonctions de demande individuelles sont définies

<sup>1</sup>Fréquentation maximale que le milieu naturel peut supporter de manière durable.

FIG. 1.1 – Fonctions de demande à congestion constante pour un site

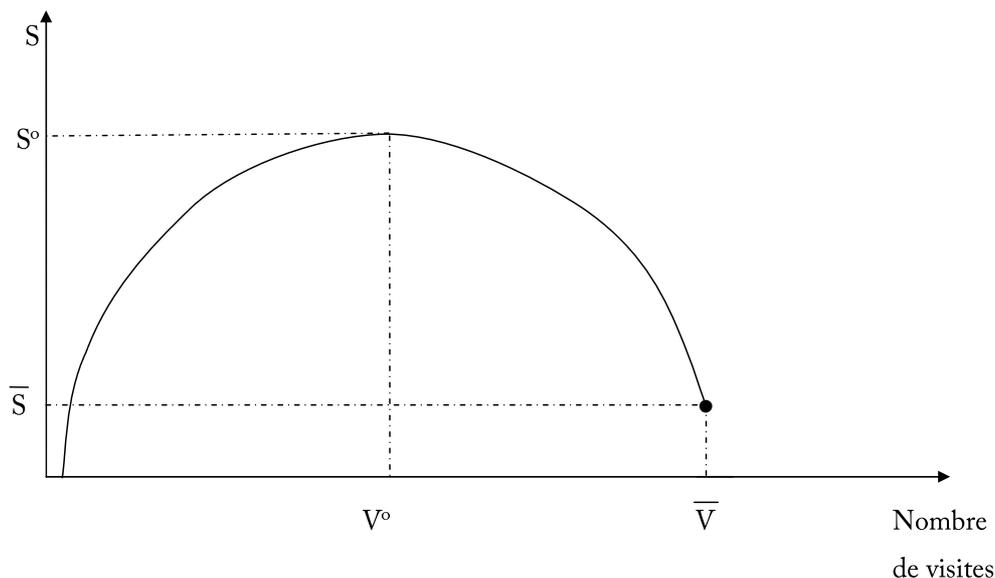


pour un certain niveau de congestion  $\overline{C}_j$ , la fonction de demande agrégée dépend elle aussi de ce niveau de congestion  $\overline{C}_j$ . Ainsi, il existe autant de fonctions de demande globale que de niveaux de congestion, soit une infinité, et chaque fonction est définie pour un niveau de congestion constant. Ces fonctions ne permettent pas de prévoir l'impact de l'introduction d'une variation de qualité sur la fréquentation. Les courbes représentant les fonctions de demande inverse pour un site donné sont les courbes de demandes à congestion constante,  $CC$  (figure 1.1).

Supposons que la courbe  $CC_0$  soit celle où le site n'est pas congestionné, les courbes inférieures,  $CC_1$ ,  $CC_2$  et  $\overline{CC}$  correspondent alors à des niveaux supérieurs de congestion : les individus sont prêts à payer moins pour un même niveau d'usage puisqu'ils supportent un coût lié à la congestion. Cependant, ces courbes sont théoriques, un seul point de chaque courbe est observable : le point d'équilibre où le niveau d'usage réel est égal à celui pour lequel la fonction est définie : c'est l'équilibre de Nash. Si on relie ces points d'équilibre, on obtient la courbe de demande observée, qui elle, n'est pas définie à congestion constante.

Le bien-être collectif retiré d'un usage  $V_j$  est mesuré par le surplus : aire située sous les courbes à congestion constante jusqu'au nombre de visites correspondant :

FIG. 1.2 – Surplus collectif en fonction de la fréquentation



$$S(V_j) = \int_0^{V_j} CC(V_j)dV_j \tag{1.6}$$

En effet, la mesure correcte du surplus se fait sous les courbes de demande à congestion constante et non pas comme l'affirmait Wetzel (1977), sous la courbe de demande observée car celle-ci montre la variation de la demande en fonction du prix et de la congestion. Ce n'est pas une vraie courbe de demande puisqu'elle ne décrit pas une variation de demande induite par une variation de prix *toutes choses égales par ailleurs* contrairement aux courbes de demande à congestion constante (Anderson, 1980).

Le surplus pour un niveau d'usage  $V_1$  correspond à la partie grisée sur la figure 1.1. Une augmentation du nombre de visites a deux effets sur le bien-être :

- Un effet "qualité" négatif : si le nombre de visites augmente, la congestion augmente et la qualité de l'expérience récréative diminue ;
- un effet "quantité" positif : plus de personnes bénéficient de l'expérience récréative, ou alors, elles en bénéficient un plus grand nombre de fois.

Il existe alors un optimum de fréquentation, solution de la maximisation du bien-être collectif qu'on indique par  $V^\circ$  sur la figure 1.2.

En présence d'effet de congestion, la fréquentation d'équilibre  $\bar{V}$ , qui annule le consentement à payer marginal est supérieure à la fréquentation optimale,  $V^o$ , qui égalise le consentement à payer marginal au coût marginal de congestion. On peut le montrer aisément dans le cadre d'un modèle simplifié à  $n$  individus. On considère un individu moyen dont la demande de visite dépend uniquement d'un droit d'entrée  $p_j$  et de la congestion  $C_j$ . Soit la fonction de demande individuelle de visites suivante :

$$v_{ij} = a - \beta p_j - \alpha C_j \quad (1.7)$$

avec  $a$  la constante du modèle, qui intègre les caractéristiques de l'individu moyen,  $\beta$  le paramètre des coûts et  $\alpha$  celui de la congestion. On a  $a > 0$  afin que  $v_{ij} > 0$ ,  $\beta > 0$  et en supposant que la congestion influe négativement sur la demande de visites,  $\alpha > 0$ . On somme les demandes individuelles pour obtenir la fonction de demande agrégée, en maintenant la congestion constante .

$$\sum_i v_{ij} = \sum_i [a - \beta p_j - \alpha \bar{C}_j] \quad (1.8)$$

$$C_j = n[a - \beta p_j - \alpha \bar{C}_j] \quad (1.9)$$

A l'équilibre de libre-accès, il n'y a pas de droit d'entrée,  $p_j = 0$ . De plus, à l'équilibre, on a  $C_j = \bar{C}_j$ . La courbe de demande observée coupe la courbe de demande à congestion constante à l'équilibre de fréquentation (voir figure 1.1). Il s'écrit :

$$C_j^* = \frac{a}{\alpha + \frac{1}{n}} \quad (1.10)$$

La fréquentation optimale s'obtient en maximisant le surplus collectif. En réarrangeant les termes de l'équation 1.9, on obtient la fonction de demande inverse suivante :

$$p_j = p_j(C_j) = \frac{1}{\beta} \left[ a - \frac{C_j}{n} - \alpha \bar{C}_j \right] \quad (1.11)$$

$$(1.12)$$

On calcule le surplus en intégrant cette fonction de demande inverse :

$$S(C_j) = \int_0^{C_j} p_j(C_j) dC_j = \frac{1}{\beta} \left[ aC_j - \frac{C_j^2}{2n} - \alpha C_j \cdot \overline{C_j} \right] \quad (1.13)$$

A l'optimum, on a également  $C_j = \overline{C_j}$ . On maximise ce surplus sous cette contrainte pour trouver la fréquentation optimale,  $C_j^o$ .

$$\frac{\partial S}{\partial C_j} = 0 \quad (1.14)$$

$$\frac{1}{\beta} \left[ a - \frac{C_j^o}{n} - \alpha C_j^o \right] = 0 \quad (1.15)$$

$$C_j^o = \frac{a}{\left(\frac{1}{n} + 2\alpha\right)} \quad (1.16)$$

Puisque tous les paramètres sont positifs, on a bien  $C_j^* > C_j^o$ . La fréquentation d'équilibre est supérieure à celle optimale.

Ce cadre a par la suite été approfondi par Freeman et Haveman (1977) et McConnell (1977) qui ont considéré des agents hétérogènes. Ils montrent que la taxe optimale, mise en place pour réconcilier équilibre et optimum, dépend alors de la distribution des coûts de congestion chez les usagers. Plus récemment, Sibly (2001) enrichit ce modèle classique en indexant également la demande sur la qualité du site. Il montre qu'il faut investir moins dans la qualité à l'équilibre qu'à l'optimum, car le coût marginal de l'amélioration de la qualité à l'équilibre est augmenté du coût externe marginal de congestion. Malheureusement, ce cadre qui permet de calculer la fréquentation optimale et offre des perspectives intéressantes pour fonder économiquement la régulation des activités récréatives, n'a quasiment pas été appliqué avec la méthode des coûts de transport.

### 1.1.2 Analyses empiriques

Dès 1980, Cesario a souligné le biais que peut entraîner la négligence de la congestion. Il montre que les bénéfices engendrés par la création d'un nouveau site sont sous-évalués lorsque les effets de congestion sont omis. L'ouverture d'un site supplémentaire attire une partie des visiteurs des autres sites et permet de faire baisser la congestion sur l'ensemble des sites substitués à ce nouveau site. Or, sans variable de congestion, cet effet positif sur

le bien-être est ignoré. Cependant, peu d'études intègrent cette question. Salanié (2006) a recensé une quinzaine de modèles à demande continue avec un indicateur de congestion, dont environ la moitié utilise la MCD. Selon les études, les indicateurs diffèrent en fonction du problème étudié mais aussi des données disponibles.

Le tableau 1.1 recense les études qui ont intégré un indicateur de congestion dans un modèle de demande continue appliqué à la MCD. Le plus souvent, les auteurs utilisent des indicateurs objectifs de congestion réelle (nombre de visiteurs/surface) (Deyak et Smith, 1978; Salanié, 2006) ou des indices de congestion perçue (Allen *et al.*, 1981; Bell et Leeworthy, 1990). On observe que l'impact de la congestion sur l'utilité diffère selon les études. Il est parfois positif (Bell et Leeworthy, 1990), parfois négatif (Allen *et al.*, 1981) ou encore quadratique (Salanié, 2006). Dans certaines études, des résultats opposés sont même observés. Ainsi Allen *et al.* (1981) estiment cent vingt six fonctions de demande pour des sites de campings. Pour environ deux tiers d'entre elles, le coefficient de la congestion est négatif<sup>2</sup>. Deyak et Smith (1978) estiment également des fonctions de demande pour des sites de campings. Mais ils introduisent en amont la décision de participer. Ils obtiennent un impact négatif de la congestion sur le choix des sites mais un impact positif sur la participation.

Alors que ces analyses intègrent la congestion dans le même cadre que Fisher et Krutilla (1972), aucune à l'exception de Salanié (2006), ne calcule les optima de fréquentation. Il existe bien quelques autres applications mais elles utilisent la méthode d'évaluation contingente (McConnell, 1977; Cicchetti et Smith, 1973). Salanié (2006) a donc calculé des optima de fréquentation sur les vingt-huit rivières de son échantillon, qu'il compare aux équilibres de libre-accès. Selon les spécifications, entre 25% et 60% des sites de son étude sont en situation de surfréquentation. Il calcule également la taxe optimale pour la rivière la plus congestionnée de son échantillon. Le surplus collectif optimal, égal à la somme des surplus individuels et de la recette de la taxe, serait doublé avec des effets de redistribution importants puisque les pêcheurs perdraient 40% de leur surplus tandis que l'autorité de régulation gagnerait la différence.

---

<sup>2</sup>L'indicateur retenu est le "manque de congestion". Ils obtiennent un coefficient positif dans deux tiers des cas, ce qui correspond à un impact négatif de la congestion sur l'utilité.

TAB. 1.1 – Application avec congestion des modèles de demande continue

Référence	Activité	Type d'indicateur	Construction de l'indicateur	Effet	significativité	Nb alt.
Brown et Mendsohn (1994)	Pêche	Indicatrices	Moyenne par site des évaluations individuelles de la congestion sur une échelle de 1 à 10 (1 étant la situation la plus congestionnée)	$<0$ ou $>0$	N.S.	126
Deyak et Smith (1978)	Randonnée	Densité	Nb d'usagers par acre	$>0$ et $<0$	Selon spécifications	2
Bell et Leeworthy (1990)	Plages	Indicatrices	3 classes (congestion perçue)	$>0$	1%	1
Allen <i>et al.</i> (1981)	Camping	Indicatrices	Niveau de congestion ressenti au moment de l'enquête (% du camping rempli ou nombre d'emplacements occupés)	$>0$ ou $<0$	N.S.	1
Salamié (2006)	Pêche	Densité	Nombre de pêcheurs par jour, par rivière et par kilomètre de rives et corrigé par le débit	Quadratique	selon spécifications	28

Depuis les années 90 et le développement des modèles de choix discret, les modèles de demande sont de moins en moins utilisés, notamment car ils ne permettent pas de prendre en compte de manière satisfaisante les effets de substitution. D'autre part, Mullahy (1986) a montré que ne pas tenir compte de la nature discrète du nombre de visites conduisait à des évaluations de surplus erronées. Ces deux problèmes peuvent être résolus en estimant de fonctions de demande par des modèles de comptage. Le prix des substituts est alors introduit dans les fonctions de demande. Cependant, on ne peut introduire qu'un nombre limité de substituts. Il est donc préférable de recourir aux modèles de choix discrets quand le nombre de substituts est important (Parsons, 2004), ce qui explique l'engouement pour ces modèles à partir des années 90.

## 1.2 La congestion dans les modèles de choix discrets

Le modèle de choix discrets s'est progressivement imposé comme le modèle incontournable pour étudier le comportement récréatif. Des articles récents utilisent encore des modèles de comptage (Ozuna et Gomez, 1994; Englin et Shonkwiler, 1995; Bin *et al.*, 2005) car ceux-ci restent intéressants dans des applications avec peu de sites. Cependant, la plupart des études récentes qui analysent la demande à plusieurs sites utilisent désormais les modèles de choix discrets. Ces modèles offrent une grande diversité de structures : multinomiales (Timmins et Murdock, 2007; Boxall *et al.*, 2003b), hiérarchisées ou "nested" (Parsons et Hauber, 1998; Shaw et Ozog, 1999; Salanié, 2006). Les modèles à lois mélangées dits "mixed" sont les plus flexibles car ils peuvent approximer n'importe quelle structure d'emboîtement à la condition, difficile à satisfaire en pratique, que la loi mélangeante spécifiée soit correcte (McFadden et Train, 2000). On aurait pu utiliser ces modèles dans la partie empirique de nos travaux, mais estimer la congestion à l'équilibre est déjà un problème difficile. Le résoudre dans un modèle à lois mélangées aurait compliqué l'analyse sans apporter de bénéfices majeurs pour ce qui concerne l'analyse des questions liées à la congestion et à sa régulation. Par conséquent, ces modèles ne sont pas décrits dans la thèse. Les modèles de choix permettent de calculer facilement le surplus et d'estimer de manière satisfaisante l'impact sur le bien-être de variations de qualité, ce qui a contribué à leur développement. Mais parmi ces variables de qualité, la congestion est souvent absente car son introduction pose des problèmes économétriques. Cependant, des articles récents ont montré qu'elle pouvait être introduite de manière rigoureuse

dans des analyses utilisant la méthode des coûts de déplacement (Bayer et Timmins, 2007; Timmins et Murdock, 2007; O'Hara, 2007a,b).

### 1.2.1 Les principaux modèles de choix discrets

La prise en compte des effets de substitution, mais aussi la simplicité des calculs de bien-être ont contribué à l'essor des modèles de choix discrets dans les années 90.

#### Le modèle de base : le multinomial logit

Chaque site est supposé conférer une utilité qui dépend des caractéristiques du site, du coût de déplacement de l'individu et d'un terme aléatoire.

En choisissant l'alternative  $j = 1, 2, \dots, J$ , les individus  $i = 1, \dots, n$  reçoivent l'utilité :

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

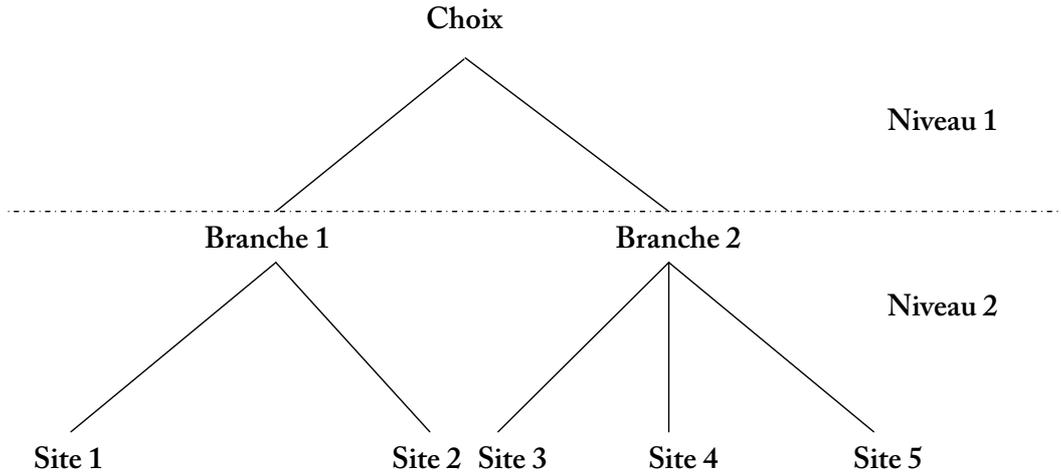
Le terme  $U_{ij}$  constitue la part déterministe de l'utilité tandis que le terme d'erreur ou aléa du modèle  $\varepsilon_{ij}$  capture l'effet des variables non observées (attributs du site ou caractéristiques individuelles) sur l'utilité.

L'individu  $i$  choisit l'alternative  $k$  si  $V_{ik} \geq V_{ij}$ , c'est-à-dire celle qui lui confère la plus grande utilité. En supposant que les aléas  $\varepsilon_{ij}$  sont indépendants et identiquement distribués (iid) selon une loi de Weibull, on se trouve dans le cadre du modèle multinomial logit. La probabilité de visite de l'alternative  $j$  par l'individu  $i$  se définit alors par :

$$p_{ij} = p(V_{ij} \geq V_{ik}) = \frac{e^{U_{ij}}}{\sum_k e^{U_{ik}}} \quad (1.17)$$

L'hypothèse d'aléas iid entraîne la propriété d'indépendance des états non pertinents (independence of irrelevant alternatives : IIA). Elle implique que le rapport des probabilités entre deux alternatives est indépendant des autres alternatives. Cette propriété est appropriée si les alternatives sont toutes similaires (ou toutes différentes) mais elle devient trop restrictive quand il existe différents degrés de similarité entre les alternatives. Il convient alors de regrouper les alternatives par " proximité ", d'où l'estimation de modèles hiérarchisés ou nested.

FIG. 1.3 – Exemple de structure d'un modèle nested



### Les modèles hiérarchisés

L'espace de choix est divisé en branches (nests) qui regroupent les alternatives les plus similaires. Le processus de décision peut être représenté par un arbre, ici à deux niveaux (figure 1.3). Une structure à plus de deux niveaux est tout à fait envisageable mais complique inutilement la présentation. Cette structure n'entraîne pas de séquentialité dans la prise de décision. Si on se réfère à la figure 1.3, l'individu ne choisit pas forcément d'abord la branche 1 puis le site 2. Cette décomposition est faite par l'analyste.

La probabilité pour l'individu  $i$  de choisir l'alternative  $j$  est désormais définie conditionnellement au choix de la branche  $m$ . Soit  $p_m$ , la probabilité de choisir la branche  $m$  et,  $p_{ij|m}$  celle de choisir l'alternative  $j$  conditionnellement au choix de la branche  $m$ . La probabilité de choisir l'alternative  $j$  s'écrit maintenant :

$$p_{ij} = p_{ij|m} \times p_{im} \quad (1.18)$$

$$\text{avec } p_{ij|m} = \frac{e^{U_{ij}/\rho_m}}{\sum_k e^{U_{ik}/\rho_m}} \quad (1.19)$$

$$p_{im} = \frac{e^{U_{im}}}{\sum_l e^{U_{il}}} \quad (1.20)$$

avec  $\rho_m$  le paramètre de dissimilarité de la branche  $m$ . Il existe un coefficient de dissimi-

larité par groupe d'alternatives. Le cas où  $\rho = 1$  correspond à des alternatives différentes et le modèle se simplifie en un modèle multinomial logit. Si  $\rho$  est compris entre 0 et 1, alors la structure hiérarchisée du modèle convient au cas étudié. Un coefficient supérieur à 1 révèle une mauvaise spécification du modèle, la structure d'emboîtement n'est pas adaptée et doit être modifiée. Il convient alors d'adopter un autre regroupement d'alternatives.

### **La prise en compte du nombre de visites : le modèle logit répété**

Les modèles précédents modélisent la probabilité de choisir une alternative mais ils ne prennent pas en compte le nombre de fois où cette alternative a été choisie. Deux types de modèles permettent de corriger cette faiblesse :

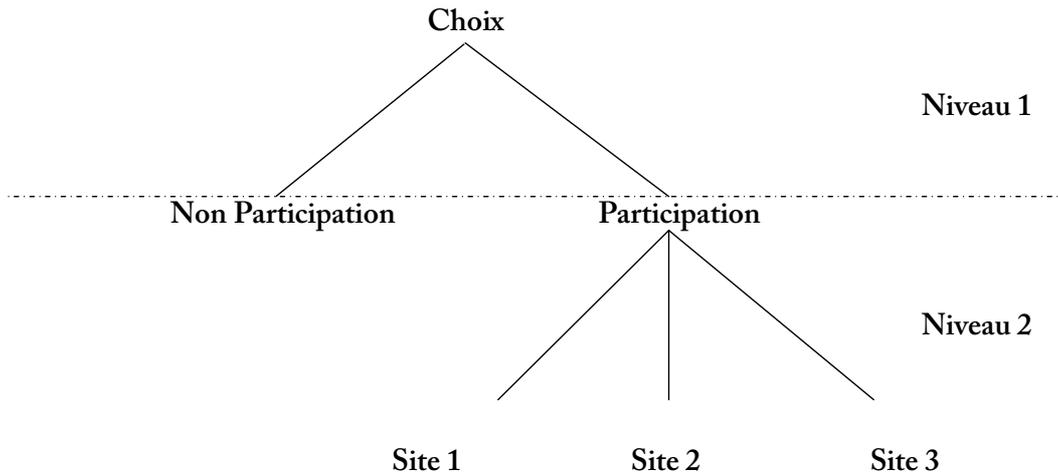
- le modèle de choix discrets couplé à une fonction de comptage (Bockstael *et al.*, 1987; Hausman *et al.*, 1995; Yen et Adamowicz, 1994)
- le modèle de choix discrets répétés développé par Morey *et al.* (1991), repris, entre autres, par Hoehn *et al.* (1996), et Morey *et al.* (1993).

Le modèle couplé suppose que le nombre total de visites à l'échelle d'une saison a été choisi en amont du choix de site. Le nombre de visites est une fonction des caractéristiques individuelles et du bien-être d'une visite converti en valeur monétaire. Ce bien-être est calculé à partir d'un modèle de choix qui peut être de structure multinomiale ou hiérarchique, et constitue le lien entre les deux modèles.

Le modèle répété est plus fin car il permet également d'expliquer le choix de participer à une expérience récréative par les caractéristiques individuelles, ainsi que par des attributs spécifiques à l'occasion de choix comme les variables météorologiques. Morey *et al.* (1995) ont comparé notamment le modèle couplé à une fonction de comptage, au modèle répété, quant à leur capacité à s'accommoder des solutions en coin. Celles-ci apparaissent quand un nombre important d'individus ne visitent pas, ou que certains sites de l'étude ne sont pas visités. Dans les deux cas, ils recommandent d'utiliser plutôt un modèle répété.

Dans cette présentation synthétique des différents RUM, nous ne présentons que le modèle répété car c'est celui que nous utiliserons dans notre application. Le logit répété est un cas particulier du modèle hiérarchisé puisque c'est un modèle hiérarchisé "dégénéré" : la branche de non-participation n'a qu'une seule alternative (cf. figure 1.4).

FIG. 1.4 – Structure d'un modèle répété



Les probabilités de visiter un site  $j$  sont désormais définies de manière conditionnelle au choix de participation. Soit  $p_{iG}$ , la probabilité pour l'individu  $i$  de participer et  $p_{ik|G}$  celle de visiter le site  $k$  sachant qu'il a choisi de participer, on a :

$$p_{ik} = p_{ik|G} \times p_{iG} \quad (1.21)$$

$$\text{avec } p_{ik|G} = \frac{e^{U_{ik}/\rho}}{\sum_j e^{U_{ij}/\rho}} \quad (1.22)$$

$$p_{iG} = \frac{e^{U_{iG}}}{e^{U_{iG}} + e^{U_{i0}}} \quad (1.23)$$

Puisque le modèle est dégénéré, il n'y a ici qu'une valeur inclusive qui correspond à l'utilité espérée de la visite d'un site récréatif.

### 1.2.2 La congestion : résultat d'un équilibre de Nash

Dans les modèles à utilité aléatoire (Random utility models :RUM), le choix d'un site récréatif n'est pas connu avec certitude mais selon une probabilité. Cette probabilité de visite est le résultat de la maximisation individuelle de l'utilité qui dépend, dans une version basique, des coûts de transport  $TC_{ij}$ , des attributs exogènes des sites  $X_j$  et de la congestion anticipée  $C_j$ . Dans ce processus, les individus choisissent un site récréatif étant donné leurs anticipations sur le comportement de visite des autres individus. Si on suppose que les individus anticipent rationnellement les comportements de visites des autres individus, le vecteur des niveaux de congestion anticipée aux différents sites est le même pour tous les individus et égal au vecteur

des espérances de congestion (Timmins et Murdock, 2007). La congestion anticipée est alors égale à la somme des probabilités de visiter un site par tous les individus :

$$C_j = \sum_i p_{ij} \quad (1.24)$$

Les probabilités de visite s'écrivent :

$$p_{ij} = \frac{e^{U_{ij}(TC_{ij}, X_j, \sum_i p_{ij})}}{\sum_k e^{U_{ik}(TC_{ik}, X_k, \sum_i p_{ik})}} \quad (1.25)$$

La probabilité individuelle de visiter un site dépend de la somme des probabilités des individus de visiter ce même site. Le choix de visiter un site, en présence de congestion est donc le résultat d'un équilibre de Nash (Boxall et Adamowicz, 2000; Timmins et Murdock, 2007; Bayer et Timmins, 2007), qui correspond au point fixe de l'équation 1.25. Bayer et Timmins (2005) ont montré l'existence de cet équilibre. Cependant, son unicité n'est prouvée que dans le cas d'un effet négatif de congestion, c'est-à-dire quand l'augmentation du nombre de visiteurs diminue l'utilité individuelle. Dans le cas d'un impact positif de la congestion, dit effet d'agglomération, une multiplicité d'équilibres peut apparaître surtout quand l'effet est fortement positif.

L'endogénéité de la congestion apparaît quand la congestion est corrélée avec les erreurs du modèle  $\varepsilon_{ij}$ . En effet, ces termes d'erreur contiennent ce qui n'est pas observable par le chercheur et absorbent donc l'effet des attributs non observés. La congestion est corrélée positivement aux attributs attractifs non observés et négativement aux attributs répulsifs. Si ces attributs n'ont pas pu être mesurés, ils se retrouvent dans le terme d'erreur du modèle. Il existe alors une corrélation entre le terme d'erreur et la congestion. Or, il est parfois difficile de supposer que tous les attributs explicatifs du choix des alternatives aient pu être intégrés dans les variables explicatives du modèle. Le traitement de la corrélation entre les termes d'erreur et les niveaux de congestion nécessite donc des procédures d'estimation adéquates.

Cependant, tenir compte de ce que la congestion est le résultat d'un équilibre de Nash doit également être considéré. Certains modèles de choix assurent, par construction, la cohérence du modèle estimé avec l'équilibre de Nash observé (l'ensemble des visites observées étant supposé s'analyser dans ce cadre), d'autres non. Tout d'abord, imposer que les estimateurs des paramètres du modèle doivent respecter les conditions de l'équilibre de Nash, à savoir que

les niveaux de congestion utilisés en tant que déterminants des choix des visiteurs doivent coïncider avec les fréquences observées des visites (réelles ou espérées), accroît l'efficacité de ces estimateurs dès lors que les hypothèses de comportement aboutissant à l'équilibre de Nash sont valides. Ensuite, et peut-être surtout, l'utilisation du modèle estimé pour des exercices de simulation d'effets de politiques de régulation (voire des calculs d'optima sociaux) nécessitent une situation initiale à l'équilibre. On analyse typiquement les effets d'instruments de régulation en comparant les propriétés des équilibres initiaux, avant la mise en oeuvre de l'instrument, et finaux, résultant de la mise en oeuvre de l'instrument, c'est-à-dire dans le cadre d'analyse de statique comparative.

### 1.2.3 L'estimation de la congestion d'équilibre dans les modèles de choix

Dans une enquête sur la perception de la congestion par les pêcheurs récréatifs, Salanié (2006) montre que 41% des pêcheurs pensent que les rivières sont très ou trop fréquentées. Les résultats de notre enquête sur la fréquentation des sites littoraux de Cornouaille vont dans le même sens puisque la congestion est le point négatif le plus souvent cité par les visiteurs de sites récréatifs littoraux (voir chapitre 3 sur les résultats d'enquête).

La plupart des études, même récentes, sur le choix des sites récréatifs omette la congestion (Parsons et Massey, 2003) ou prennent peu en compte qu'elle dépend des choix des individus (Schuhman et Schwabe, 2004; Berman *et al.*, 1997; Yen et Adamowicz, 1994). Boxall et Adamowicz (2000) et Hindsley *et al.* (2008) ont traité le problème de l'endogénéité des niveaux de congestion en transposant l'estimation par variables instrumentales d'un modèle linéaire dans un modèle de choix discrets. Bayer et Timmins (2007) et Timmins et Murdock (2007) considèrent l'endogénéité au sens économétrique des niveaux de congestion dans le cadre d'un modèle qui assure la cohérence des estimations avec l'équilibre de Nash, tandis que O'Hara (2007a,b) s'est focalisé exclusivement, et de manière implicite, sur la cohérence des estimations avec l'équilibre.

#### Traitement par variables instrumentales

Dans les modèles estimés par les moindres carrés ordinaires, ce problème de corrélation entre une variable explicative et le terme d'erreur est résolu en utilisant des variables

instrumentales. Ces variables doivent remplir deux critères :

- elles doivent être corrélées à la variable endogène ;
- elles doivent être non corrélées au terme d'erreur.

Boxall et Adamowicz (2000) et Hindsley *et al.* (2008) ont "calqué" leur méthode de contrôle de l'endogénéité économétrique sur cette procédure développée dans le cadre des modèles linéaires. Ainsi, ils utilisent des fonctions d'attributs exogènes pour construire un instrument de la congestion. Boxall et Adamowicz (2000) régressent la congestion anticipée sur des attributs de sites tels que la taille du parking, le nombre d'accès au site, et des caractéristiques individuelles. Hindsley *et al.* (2008) adoptent une approche similaire mais la congestion est définie par site et par occasion de choix. Des variables météorologiques servent également d'instrument pour la congestion. Les instruments utilisés sont spécifiques à leur cas d'étude.

Bayer et Timmins (2005) proposent une stratégie générale à l'ensemble des modèles de choix pour instrumenter la congestion : utiliser la part des individus ayant choisi le site  $j$  estimée uniquement en fonction des attributs exogènes des sites.

$$p_{ij} = \frac{e^{U_{ij}(TC_{ij}, X_j)}}{\sum_k e^{U_{ik}(TC_{ik}, X_k)}}$$

La probabilité estimée de choisir un site dépend à la fois des attributs du site  $j$  et des attributs des autres sites. Elle est donc idéale pour instrumenter la congestion. En effet, le choix d'un site  $j$  est déterminé non seulement par ses attributs, mais également par les attributs des sites substitués, puisque l'individu les compare dans ce processus de choix. Les attributs exogènes des autres sites influencent l'équilibre de fréquentation mais pas l'utilité de la visite au site  $j$ . Par conséquent, ils ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur.

L'efficacité de cet instrument repose principalement sur le caractère discriminant des caractéristiques mesurées des sites, par rapport aux choix des visiteurs. En effet, si les sites sont tous très similaires ou si les attributs les différenciant n'ont pu être mesurés, les variables exogènes expliquent peu le choix des sites. L'instrument est alors peu explicatif. En outre, si les caractéristiques mesurées des individus interagissent avec les attributs mesurés des sites dans les probabilités de choix des sites visités, l'instrument proposé ne dépend que des attributs du site considéré. L'identification de ce que l'on peut nommer les effets directs de congestion (les effets de la congestion qui jouent en interaction avec les caractéristiques

des attributs sont alors qualifiés d'indirects) repose sur des différences de formes fonctionnelles. En effet, puisque l'instrument est une combinaison non linéaire des attributs observés des sites, l'effet de congestion mesuré peut essentiellement résulter d'effets non linéaires des attributs observés des sites sur les niveaux d'utilité, c'est-à-dire qu'il peut faire apparaître un effet de congestion significatif là où il n'existe pas. Cette "identification par les formes fonctionnelles" est de fait assez fragile car elle repose sur l'hypothèse selon laquelle le modèle proposé pour les choix d'alternatives est exact, c'est-à-dire que le terme d'erreur est bien indépendant et identiquement distribué selon la loi de Weibull et que les formes fonctionnelles des utilités latentes utilisées sont également correctes. Bayer et Timmins (2007) décrivent, plus ou moins en détails, des cas où les instruments qu'ils proposent, assurent l'identification des effets de congestion sans recours exclusif à des arguments de "différences de formes fonctionnelles". L'introduction des coûts de transport dans l'instrument peut considérablement améliorer celui-ci (à condition que ceux-ci ne soient pas endogènes. Si les résidents ont choisi d'habiter près des meilleurs sites littoraux, les coûts de transport sont endogènes et doivent alors être écartés Timmins et Murdock, 2007). En effet, les coûts de transport interagissent fortement avec les attributs mesurés des sites dans les probabilités de choix des sites visités. L'hétérogénéité des lieux de résidence des visiteurs potentiels crée d'importantes variations exogènes des coûts de transport qui procurent leur efficacité aux instruments proposés.

La limite principale de cette stratégie est qu'elle est issue de la technique des variables instrumentales dans les modèles linéaires où les propriétés de cette approche sont bien connues. Mais ce n'est pas le cas dans les modèles de choix. Utiliser des variables instrumentales dans les modèles de choix discrets ne garantit pas l'orthogonalité entre l'instrument et le terme d'erreur. Dans ce contexte, il est difficile de savoir si l'endogénéité est corrigée. Hindsley *et al.* (2008) reconnaissent cette faiblesse mais argumentent en faveur de leur approche en disant qu'elle est préférable à l'omission pure et simple de la congestion. C'est pourquoi Bayer et Timmins (2007) ne proposent pas simplement un instrument général pour traiter l'endogénéité, mais également une stratégie d'estimation afin de transférer l'endogénéité d'un modèle de choix discrets à un modèle linéaire. Les auteurs s'inspirent de la méthode de Berry *et al.* (1995) développée initialement pour l'analyse des marchés des biens différenciés.

### **Méthode de Berry Levinsohn et Pakes (BLP)**

Timmins et Murdock (2007) ont appliqué la méthode BLP dans un modèle de choix de site récréatif.

Soit le modèle suivant :

$$V_{ij} = U_{ij}(X_j, Z_i, TC_{ij}, C_j) + \varepsilon_{ij} \quad (1.26)$$

$$U_{ij} = \beta X_j + \phi Z_i X_j + \delta TC_{ij} + \alpha C_j \quad (1.27)$$

avec :

- $X_j$ , le vecteur des attributs du site  $j$  ;
- $Z_i$ , le vecteur des caractéristiques de l'individu  $i$  ;
- $TC_{ij}$ , le coût de déplacement de l'individu  $i$  au site  $j$  (le coût de déplacement pour la non-participation est considéré comme nul) ;
- $C_j$ , la congestion au site  $j$  ;
- $\beta, \phi, \delta$  et  $\alpha$ , les paramètres à estimer ;
- $\varepsilon_{ij}$ , le terme d'erreur que l'on suppose indépendant et identiquement distribué selon une loi de Weibull pour se placer dans le cadre du modèle logit.

La congestion est définie comme la part moyenne des individus qui choisissent le site  $j$  :

$$C_j = \frac{1}{N} \sum_i p_{ij}$$

Puisque la décision de participer n'est pas modélisée, la congestion est uniquement un attribut du site. Elle représente la répartition des visiteurs entre les sites, c'est-à-dire la congestion relative et non pas la congestion absolue qui ne peut être introduite que dans un modèle répété ou dans un modèle couplé à une fonction de comptage.

On divise le terme d'erreur  $\varepsilon_{ij}$  en deux parties : la première  $\zeta_j$  qui ne dépend que des sites, et qui correspond aux attributs non observés des sites  $j$  et la seconde  $\epsilon_{ij}$  qui dépend du site et de l'individu. L'utilité devient :

$$V_{ij} = U_{ij}(X_j, Z_i, TC_{ij}, C_j) + \varepsilon_{ij} \quad (1.28)$$

$$V_{ij} = \beta(X_j) + \Phi(Z_i)X_j + \delta TC_{ij} + \alpha C_j + \theta(Z_i) \times C_j + \zeta_j + \epsilon_{ij} \quad (1.29)$$

En séparant l'utilité  $U_{ij}$  entre sa partie qui ne dépend que des sites,  $\overline{U}_j$ , et sa partie qui dépend de l'individu et des sites,  $\widetilde{U}_{ij}$ , le modèle s'écrit alors :

$$V_{ij} = \overline{U}_j(X_j, C_j) + \zeta_j + \widetilde{U}_{ij}(TC_{ij}, Z_i X_j, Z_i C_j) + \epsilon_{ij} \quad (1.30)$$

La partie déterministe  $\overline{U}_j$ , et les aléas  $\zeta_j$ , qui ne dépendent que du site sont remplacés par des constantes spécifiques au site,  $\gamma_j$ . Le modèle devient alors :

$$V_{ij} = \gamma_j + \widetilde{U}(TC_{ij}, Z_i X_j, Z_i C_j) + \epsilon_{ij} \quad (1.31)$$

$$\text{où } \gamma_j = \overline{U}(X_j, C_j) + \zeta_j \quad (1.32)$$

Le modèle peut alors être estimé par la méthode du Maximum de Vraisemblance. L'une des constantes  $\gamma_j$  doit être supposée nulle afin que le modèle soit identifiable. La probabilité de visiter le site  $j$  par l'individu  $i$  s'écrit :

$$p_{ij} = \frac{\exp(\gamma_j + \widetilde{U}(TC_{ij}, Z_i X_j, Z_i C_j))}{\sum_k \exp(\gamma_k + \widetilde{U}(TC_{ik}, Z_i X_k, Z_i C_k))} \quad (1.33)$$

Tous les effets liés au site sont maintenant intégrés dans la constante  $\gamma_j$  compris les attributs non observés  $\zeta_j$ . Il n'y a alors plus de problème d'endogénéité dans le modèle de choix puisque les aléas  $\epsilon_{ij}$  sont désormais indépendants des variables explicatives. L'introduction de ces constantes spécifiques aux sites,  $\gamma_j$ , garantit l'égalité entre les fréquences moyennes de choix observées dans l'échantillon et les probabilités estimées de choix de ces mêmes alternatives. De fait, dans ce cas, le modèle est estimé à l'équilibre de Nash.

Il convient désormais de régresser la constante sur les attributs des sites pour connaître leur impact sur l'utilité. Dans cette régression, la congestion est corrélée avec l'aléa, d'où un problème d'endogénéité. L'artifice de la méthode BLP a permis de transférer cette endogénéité d'un modèle de choix à un modèle linéaire où le problème peut être résolu par la technique des variables instrumentales, bien connue dans ce cadre.

L'instrument retenu est celui proposé par Bayer et Timmins (2007), qui utilise les attributs observés des sites excepté la congestion. Seulement à ce stade, l'impact des différents

attributs des sites est compris dans la constante  $\gamma_j$ . On ne peut donc pas séparer l'effet de la congestion de ceux des autres attributs. Il faut alors régresser la constante sur les attributs des sites mais en traitant l'endogénéité de la congestion. Pratiquement Bayer et Timmins (2007) suggèrent d'utiliser comme instrument de la congestion la moyenne des probabilités de visite calculée en négligeant a) l'effet de congestion et b) les attributs non observés des sites. Cet instrument est donc essentiellement construit à partir des attributs observés des sites, des caractéristiques des visiteurs et des paramètres du modèles sauf  $\alpha$ , le paramètre de la congestion. Le calcul de cet instrument pose le problème pratique du calcul de  $\beta$  qui entre dans le calcul de l'instrument alors qu'il est également un des vecteurs de paramètres pour l'estimation duquel l'instrument est utilisé. De fait, n'importe quelle (ou presque) valeur de  $\beta$  peut servir pour la construction d'un instrument valide. Néanmoins l'instrument est d'autant plus efficace que la valeur de  $\beta$  utilisée est proche de sa "vraie" valeur.

Bayer et Timmins (2007) proposent la procédure itérative suivante pour le calcul des estimateurs de  $\tau, \alpha$  et  $\beta$  à partir des meilleurs instruments possibles (dans la classe de ceux qu'ils ont définis) pour la congestion.

1. On régresse d'abord les constantes sur les attributs des sites en ne tenant pas compte de l'endogénéité économétrique de la congestion  $C_j$ , observée dans l'échantillon :

$$\gamma_j = \tau + \beta X_j + \alpha C_j \quad (1.34)$$

Les paramètres de l'équation 1.34 étant connus, on peut alors calculer l'instrument. Dans la probabilité de visite de l'équation 1.33, la constante est remplacée par son expression, définie par l'équation de régression, mais en enlevant la congestion pour calculer l'instrument. Celui-ci s'écrit alors :

$$C_j = \frac{1}{N} \sum_i \frac{\exp(\tau + \beta(X_j) + \phi(Z_i)X_j + \delta TC_{ij})}{\sum_k \exp(\tau + \beta(X_k) + \phi(Z_i)X_k + \delta TC_{ik})} \quad (1.35)$$

2. on réestime l'équation 1.34 par la procédure des moindres carrés<sup>3</sup> mais en remplaçant la congestion par son instrument.

Les paramètres  $\tau, \phi, \delta, \alpha$  et  $\beta$  décrivent donc complètement l'utilité.

---

<sup>3</sup>Si toutes les alternatives sont choisies au moins une fois, les constantes sont toutes positives et il est possible de les estimer par la méthode des doubles moindres carrés. Dans le cas contraire, une procédure plus complexe est nécessaire : voir Timmins et Murdock (2007) pour plus de détails.

L'approche de Bayer et Timmins (2007) repose essentiellement sur l'idée que les caractéristiques non observées des alternatives jouent un rôle majeur dans les choix des individus et, par là-même, génèrent un problème d'endogénéité économétrique de la mesure de la congestion dans le modèle de choix. On retrouve cette idée dans les modèles de choix de biens différenciés (Berry, 1994; Berry *et al.*, 1995) : les choix des individus dépendent des caractéristiques non observées (ou non mesurées) de ces biens. Ces caractéristiques sont donc des déterminants essentiels des prix des biens en raison de leur formation via les équilibres de marché. Ceci implique finalement que les prix des biens sont fortement liés aux caractéristiques non observées des biens.

Bien entendu, le problème soulevé par Bayer et Timmins (2007) perd de sa pertinence lorsque des mesures fines et précises des caractéristiques des alternatives sont disponibles et/ou lorsque les alternatives considérées sont homogènes. La part des caractéristiques non observées des alternatives disponibles devient alors faible, ce qui tend à atténuer le problème de l'endogénéité de la mesure de la congestion. De fait, ce problème d'endogénéité disparaît totalement lorsqu'il est possible de supposer que, compte-tenu de l'information disponible pour caractériser les alternatives et compte-tenu de l'homogénéité même de ces alternatives, la partie non observée des valeurs des sites dépend des préférences des individus considérés. L'hétérogénéité des alternatives est alors complètement expliquée dans la partie déterministe, observée, de l'utilité. Dans ce cas, les termes d'erreur des utilités sont "purements exogènes" au sens où ils sont essentiellement le reflet de l'hétérogénéité des préférences des individus, voire d'événements purement exogènes vis-à-vis des caractéristiques des sites, comme les effets d'émotions passagères, la proximité d'un site par rapport au lieu de résidence d'un ami à visiter, . . . Ceci revient alors à dire qu'il n'est plus possible d'extraire des termes d'erreur des utilités conférées par les alternatives  $\varepsilon_{ij}$ , une partie qui serait commune à tous les individus, c'est-à-dire des effets spécifiques des alternatives considérées,  $\zeta_j$ .

L'approche de Bayer et Timmins (2007) pose également quelques problèmes d'ordre technique. Elle a été mise en œuvre par Timmins et Murdock (2007) dans un modèle de choix de sites récréatifs. Pour que la régression des constantes spécifiques aux sites soit robuste, il faut disposer d'un nombre important d'alternatives (559 dans le cas de Timmins et Murdock (2007)). Ces constantes doivent en général être calculées en utilisant l'opérateur contractant de Berry (1994) qui, lui-même utilise la propriété des constantes  $\gamma_j$  dans les modèles de choix qui égalisent la proportion observée avec celle estimée par le modèle.

## Une stratégie itérative

O'Hara (2007a) s'intéresse uniquement à l'estimation de modèles de choix de sites avec une variable de congestion réelle. Son application porte sur sept parcours d'escalade, qu'il suppose homogènes. Cette homogénéité lui permet de spécifier un modèle de choix sans constantes spécifiques aux alternatives, *i.e.* sans termes  $\zeta_j$ , de sorte que le problème d'endogénéité de la congestion ne se pose pas. Ceci dit, cette approche est à l'origine d'un problème spécifique. Les constantes spécifiques aux alternatives garantissent automatiquement la cohérence des résultats obtenus avec l'équilibre de Nash. Les estimateurs de ces constantes sont, par construction (et c'est là une propriété des modèles logit multinomiaux souvent utilisée), les valeurs de ces constantes qui permettent d'égaliser les moyennes de probabilités de choix estimées et les fréquences des choix observés dans l'échantillon utilisé. Aussi, les estimations obtenues pour les modèles de choix sans constantes spécifiques aux alternatives ne sont en général pas cohérentes avec celles d'un équilibre de Nash, tout au moins si cette cohérence n'est pas "imposée" (lorsque c'est possible) dans la procédure d'estimation. Imposer cette cohérence revient à choisir les estimateurs des paramètres du modèle dans l'ensemble des valeurs de ces paramètres qui respectent les conditions de l'équilibre de Nash (en moyenne).

De manière générale, l'utilisation d'une mesure *a priori* de la congestion dans les modèles de choix, même si elle est de très bonne qualité dans le sens où elle est proche de la congestion anticipée par les visiteurs ou de la congestion réelle, ne permet généralement pas d'obtenir des estimations des paramètres cohérentes avec l'équilibre de Nash. Or cette cohérence est nécessaire pour l'utilisation des résultats d'estimation pour les simulations des politiques de gestion de la fréquentation des sites et les calculs des fréquentations optimales.

L'approche proposée par O'Hara (2007a) s'avère particulièrement utile dans ce contexte, et ce, même si elle n'a pas été proposée explicitement pour assurer la cohérence des estimations avec les conditions de l'équilibre. En définissant la mesure de congestion utilisée dans le modèle comme la congestion anticipée telle qu'elle est définie à partir du modèle lui-même, cette approche garantit la cohérence des résultats obtenus avec l'équilibre de Nash en moyenne. Cette approche a, en outre, un autre avantage. Elle n'utilise que les données de l'échantillon disponible, c'est-à-dire qu'elle ne nécessite pas de mesures spécifiques des niveaux de congestion. La probabilité (conditionnelle) du choix du site  $j$  par l'individu  $i$ ,

dans le modèle ainsi considéré s'écrit de la manière suivante :

$$p_{ij}(\beta, \delta, \alpha) = \frac{\exp(U_{ij}(TC_{ij}, X_j, C_j(X_j; \beta, \delta, \alpha); \beta, \delta, \alpha))}{\sum_k \exp(U_{ik}(TC_{ik}, X_k, C_k(X_k; \beta, \delta, \alpha); \beta, \delta, \alpha))} \quad (1.36)$$

où :

$$C_j(X_j; \beta, \delta, \alpha) = \sum_i p_{ij}(\beta, \delta, \alpha) \quad (1.37)$$

Le niveau de congestion anticipée sur le site  $j$ ,  $\sum_i p_{ij}(\beta, \delta, \alpha)$ , est donc définie de manière implicite à partir du modèle lui-même. Dans le cas où la congestion a un effet négatif sur la probabilité de choix, l'équilibre résultant est unique, ce qui suggère l'utilisation d'une procédure itérative pour le calcul, en pratique, des estimateurs du Maximum de Vraisemblance du vecteur de paramètres  $(\beta, \delta, \alpha)$  O'Hara (2007a) définit cette procédure comme suit :

La première étape consiste en l'estimation du modèle de choix en supposant une répartition uniforme des visiteurs sur les sites considérés. On estime donc le modèle de choix des sites à partir des utilités latentes moyennes de la forme :

$$U_{ij} = \beta(X_j) + \Phi(Z_i)X_j + \delta TC_{ij} + \alpha \frac{N}{J} \quad (1.38)$$

$N$  étant le nombre d'individus dans l'échantillon et  $J$  le nombre de sites de l'espace de choix. Soit  $(\tilde{\beta}, \tilde{\delta}, \tilde{\alpha})$ , l'estimateur de  $(\beta, \delta, \alpha)$  ainsi obtenu. Cette estimation permet ensuite de calculer une première approximation des  $C_j = \sum_i p_{ij}(\beta, \delta, \alpha)$  comme  $\tilde{C}_j = \sum_i p_{ij}(\tilde{\beta}, \tilde{\delta}, \tilde{\alpha})$ . Le processus itératif peut alors commencer. Il consiste à estimer à chaque étape  $t$ , un estimateur de  $(\beta, \delta, \alpha)$ ,  $(\hat{\beta}_t, \hat{\delta}_t, \hat{\alpha}_t)$ , à partir du modèle de choix décrit ci-dessus en approximant les niveaux de congestion anticipée par leur estimation à partir des dernières estimations de  $(\beta, \delta, \alpha)$  obtenues, *i.e.* en utilisant :

$$\hat{C}_{j,t-1} = \sum_i p_{ij}(\hat{\beta}_{t-1}, \hat{\delta}_{t-1}, \hat{\alpha}_{t-1}).$$

comme niveaux de congestion anticipée. Le processus itératif converge, numériquement, dès lors que  $(\hat{\beta}_t, \hat{\delta}_t, \hat{\alpha}_t)$  et  $(\hat{\beta}_{t-1}, \hat{\delta}_{t-1}, \hat{\alpha}_{t-1})$  sont jugés comme étant suffisamment proches.

Bayer et Timmins (2005) ont montré que cette procédure conduit à un équilibre unique et stable si le paramètre de la congestion est négatif. En revanche, si le paramètre est positif, il existe plusieurs équilibres, stables ou instables selon les valeurs initiales. Malheureusement,

il n'y a aucun moyen de connaître *a priori* le signe du paramètre de congestion et donc de savoir s'il existe un ou plusieurs équilibres (Bayer et Timmins, 2005). Dans le cas où on soupçonne un problème d'endogénéité économétrique, il convient d'utiliser la procédure de Bayer et Timmins (2007). Si on peut lever ce soupçon, on peut utiliser la procédure d'O'Hara (2007a).

Il à noter que O'Hara (2007a) utilise le modèle décrit ici pour mesurer des effets de congestion réelle, les grimpeurs pouvant observer *de visu* la congestion des différentes voies avant de choisir celle qu'ils vont emprunter. Or dans le modèle considéré, il n'y a coïncidence entre les choix réels et les choix observés "qu'en moyenne". Autrement dit, si les termes  $C_j = \sum_i p_{ij}(\beta, \delta, \alpha)$  sont des mesures correctes des niveaux de congestion anticipée, ce ne sont pas nécessairement des mesures correctes de congestion réelle. Un modèle avec constantes spécifiques aux alternatives assurerait la coïncidence exacte entre la congestion réelle et la congestion calculée à partir du modèle.

#### 1.2.4 Analyse empiriques utilisant des modèles de choix

Se référant à l'article de Cesario (1980), quelques auteurs ont commencé à introduire la congestion comme variable explicative dans les années 90. On recense ces études dans le tableau 1.2. L'impact de la congestion est le plus souvent négatif et significatif (Berman *et al.*, 1997; Hansen *et al.*, 1999; Yen et Adamowicz, 1994) mais on observe également parfois des effets quadratiques (Salanié, 2006; Schuhman et Schwabe, 2004), voire positifs (Schuhman et Schwabe, 2004; Lin *et al.*, 1996). Des résultats contrastés étaient aussi obtenus dans les modèles de demande (voir section 1.1.2). Beaucoup de ces articles s'intéressent à la pêche récréative (Berman *et al.*, 1997; Lin *et al.*, 1996; Salanié, 2006; Schuhman et Schwabe, 2004). Dans le modèle de Berman *et al.* (1997), l'indicateur de congestion est une indicatrice dont la construction n'est pas précisée. Dans Lin *et al.* (1996), la congestion est une variable explicative du choix de site mais elle n'intervient pas dans le modèle de comptage, explicatif du nombre de visites. La congestion, définie comme le nombre de pêcheurs par kilomètre de rives a un impact positif sur le choix de site. D'après Lin *et al.* (1996), ce résultat est spécifique à la pêcherie de Castillons de Willamette en Oregon, Etats-Unis. Il s'agit de sites de pêche urbains, bien connus pour leurs effets socialisants. Les pêcheurs averses à la congestion, choisissent d'autres sites de pêche. Schuhman et Schwabe (2004) estiment également un

modèle de choix de site, mais la congestion est réellement un élément central de leur analyse plutôt qu'une variable parmi d'autres. Ils utilisent un indicateur de congestion observée, le nombre de bateaux à quai le jour de la visite, divisé par la taille des embarcadères, mais aussi des indicateurs de congestion anticipée suivant les recommandations de Jakus et Shaw (1997). La congestion anticipée est mesurée par le nombre moyen de bateaux divisé par la longueur des embarcadères, soit la semaine précédant la visite, soit les deux semaines précédant la visite ou encore le mois précédant la visite. Des indicateurs différents sont également calculés selon que la visite a lieu un jour de semaine ou un week-end. Quand la congestion est significative, des effets positifs apparaissent mais ils sont le plus souvent quadratiques : pour de faibles niveaux de congestion, l'impact est positif puis la tendance s'inverse à mesure que la congestion augmente. Salanié (2006) obtient également une fonction quadratique de la congestion dans un modèle explicatif du choix de rivières à saumon dans l'Ouest de la France. Dans le modèle de Kerkvliet et Nowell (2000), la congestion est non seulement une variable explicative du choix de site mais également de la durée du séjour des pêcheurs. Dans les deux cas, elle a un impact négatif. Hansen *et al.* (1999) comme Yen et Adamowicz (1994) estiment un modèle de choix discret couplé à une fonction de comptage pour expliquer le nombre de visites à des sites de chasse. La congestion est à chaque fois une variable explicative du seul choix de site. Chez Hansen *et al.* (1999), la densité d'habitants sur les sites de chasse est un proxy pour la congestion, tandis que Yen et Adamowicz (1994) utilisent le nombre de visites des chasseurs par kilomètre carré. L'impact de la congestion est négatif et significatif dans les deux modèles.

Ces études ne permettent pas d'établir un effet clair de la congestion sur l'utilité. Schneider et Hammitt (1995) expliquent ces résultats contrastés par trois effets :

- l'effet de "product shift" : devant des conditions de visites imprévues, le visiteur change sa conception de l'expérience récréative. Sous des conditions différentes de congestion de celles auxquelles il s'attendait, il considère le site comme un nouveau site : le site congestionné et le site non congestionné sont des "produits" différents.
- l'effet de rationalisation : la congestion pousse le visiteur à s'interroger sur la qualité de la visite récréative. Finalement, il décide que l'encombrement n'a pas eu d'impact sur son expérience récréative.
- l'effet de déplacement : en s'apercevant d'une congestion trop importante, le visiteur décide de ne plus visiter.

Les activités récréatives qui génèrent de fortes dépenses sont plus sujettes à l'effet de rationalisation (Shelby *et al.*, 1988). Une autre explication peut cependant être avancée. Dans ces modèles, la congestion est introduite sans contrôler son endogénéité économétrique. Le paramètre de congestion peut s'en trouver biaisé (Murdock, 2006; Bayer et Timmins, 2007). De plus, l'équilibre de congestion n'est pas calculé dans ces modèles, qui ne sont donc pas estimés à cet équilibre.

Boxall et Adamowicz (2000) et Boxall *et al.* (2005) ont été les premiers à définir la congestion comme le résultat d'un équilibre de Nash. Cependant, cette congestion d'équilibre n'est pas calculée dans la partie empirique de leurs travaux. Dans une application à la randonnée, ils estiment deux modèles, le premier avec une congestion anticipée obtenue par questionnaire. Leur second modèle vise à contrôler l'endogénéité économétrique de la congestion par une procédure de variables instrumentales à l'image également de Hindsley *et al.* (2008). Si Boxall et Adamowicz (2000) et Boxall *et al.* (2005) obtiennent dans leurs deux modèles, un impact négatif de la congestion sur l'utilité et donc sur la probabilité de choisir un site, cet effet est moins prononcé sans instrument et plus faiblement significatif.

Hindsley *et al.* (2008) utilisent également une procédure par variables instrumentales pour contrôler l'endogénéité économétrique de leur congestion dans un modèle de choix de plages couplé à une fonction de comptage. En effet, l'impact de l'encombrement des sites est déterminé certes par la répartition des visites entre les sites, *i.e* la congestion relative, mais également par le nombre total de visites, le niveau global de congestion. L'instrument de Hindsley *et al.* (2008) est calculé en régressant le nombre d'individus observés sur les sites, sur les attributs des sites et les conditions météorologiques pour chaque occasion de choix. Ils obtiennent ensuite un effet quadratique de la congestion sur l'utilité des usagers : pour des niveaux faibles de congestion, l'utilité des usagers des plages augmente jusqu'à atteindre un maximum pour diminuer ensuite. Dans leur application, l'effet sur le bien-être d'une augmentation des points d'accès avec parking est sous-estimée tandis que celui d'augmenter les accès piétons ou cyclistes aux plages est surestimé.

Dans les modèles de Boxall et Adamowicz (2000), Boxall *et al.* (2005) et Hindsley *et al.* (2008), les variables instrumentales sont utilisées abusivement car les propriétés de cet estimateur sont méconnues dans les modèles de choix discrets. Il est alors difficile de savoir s'ils contrôlent véritablement l'endogénéité de la congestion. Il est vrai que la littérature sur la question de l'endogénéité de la congestion n'est pas stabilisée. Les articles, publiés ou non,

qui traitent de cette question sont récents. A part Boxall et Adamowicz (2000), ils sont tous postérieurs à 2005.

Dans les articles de Boxall et Adamowicz (2000) et Boxall *et al.* (2005), comme dans ceux de Timmins et Murdock (2007), O'Hara (2007a) et O'Hara (2007b), la congestion est vue comme le résultat d'un équilibre de Nash où les individus font des anticipations sur le comportement des autres individus et agissent en conséquence. A l'équilibre, ces anticipations sont réalisées, on parle d'anticipations rationnelles.

Timmins et Murdock (2007) adaptent la méthode de Bayer et Timmins (2007) au cas de la congestion dans un modèle de choix de site récréatif appliqué à la pêche. Ils estiment leur modèle à l'équilibre de Nash et contrôlent l'endogénéité de la congestion. Ils mettent en évidence un effet négatif significatif de la congestion. Mais, sans tenir compte de l'endogénéité de cette variable, l'effet est positif et significatif et les autres paramètres estimés sont biaisés. Ils calculent ensuite la valeur d'un site récréatif et montrent qu'elle est sous-estimée de plus de 50% si la congestion n'est pas introduite. Pour trouver la valeur d'un site, on fait la différence entre le bien-être collectif quand ce site est présent dans l'espace de choix et quand il en est absent. Or, quand la congestion est omise, l'impact (négatif chez Timmins et Murdock, 2007) de la hausse de fréquentation sur le bien-être des visiteurs des autres sites récréatifs n'est pas pris en compte, ce qui entraîne la sous-estimation de la valeur du site.

O'Hara (2007a) estime un modèle de choix de sept parcours d'escalade. Il explique que ces alternatives sont très homogènes, de sorte que le problème d'endogénéité de la congestion au sens économétrique ne se pose pas. Il se concentre sur le calcul de l'équilibre et sur l'estimation des paramètres de son modèle à cet équilibre. Il obtient comme Timmins et Murdock (2007), un coefficient de la congestion négatif. En simulant la réouverture d'un site d'escalade fermé, il obtient également une sous-estimation de la valeur de ce site. L'impact sur le bien-être d'une politique d'amélioration de la qualité est à l'inverse surestimée puisqu'elle ne tient pas compte des coûts de congestion induits par la hausse de fréquentation qui en résulte (résultat obtenu également par Leplat et Le Goffe (2009) de manière analytique, voir le chapitre suivant)

Dans un autre article, O'Hara (2007b) utilise aussi un modèle lié à une fonction de comptage pour expliquer la fréquence des visites et les choix de site. La congestion est désormais définie par site et par occasion de choix. En itérant, il obtient des résultats similaires à son précédent modèle : un effet négatif de la congestion et donc une sous-estimation de la valeur

d'un site récréatif si la congestion est omise. Il intéressant de remarquer que si l'approche de O'Hara (2007a,b) est correcte pour mesurer des effets de congestion anticipée, elle n'est toutefois pas adaptée à son analyse puisqu'il met en avant que les individus choisissent leur parcours d'escalade en fonction de la congestion observée. Leur choix de site est alors postérieur à l'observation de la congestion. Dans ce cas, ce sont les mesures réelles ou perçues qui constituent les variables explicatives pertinentes (Jakus et Shaw, 1997), alors que O'Hara (2007a,b) utilise la congestion anticipée.

TAB. 1.2 – Analyses empiriques traitant de la congestion dans des modèles de choix discret

Référence	Traitement de l'endogénéité <sup>1</sup>	Activité	Calcul de l'équilibre	Construction	Effet	Significativité	Nb alt.
Berman <i>et al.</i> (1997)	Non	Pêche	Non	0/1	<0	10%	30
Lin <i>et al.</i> (1996)	Non	Pêche	Non	Nb de pêcheurs par km de rivière	>0	5%	4
Kerkvliet et Nowell (2000)	Non	Pêche	Non	Nb de pêcheurs rencontrés le jour de la visite	<0	N.S.	5
Schuhman et Schwabe (2004)	Non	Pêche	Non	Nb de bateaux divisé par la capacité des embarcadères à différentes dates	>0 ou Carré	selon spécifications	9
Hansen <i>et al.</i> (1999)	Non	Chasse	Non	Densité de population	<0	1%	16
Yen et Adamowicz (1994)	Non	Chasse	Non	Nb de visites de chasseurs par km <sup>2</sup>	<0	1%	27
Salanié (2006)	Non	Pêche	Non	Nombre de pêcheurs par jour, par rivière et par kilomètre de rives	Carré	1%	28

<sup>1</sup> au sens économétrique

Référence	Traitement de l'endogénéité	Activité	Calcul de l'équilibre	Construction	Effet	Significativité	Nb alt.
O'Hara (2007a) et O'Hara (2007b)	Pas d'endogénéité	Escalade	Oui	Part des individus ayant choisi un site	<0	5%	7
Timmins et Murdock (2007)	Oui	Pêche	Oui	Part des individus ayant choisi un site	<0	1%	569
Boxall et Adamowicz (2000) et Boxall <i>et al.</i> (2005)	non mais V.I. <sup>2</sup>	Randonnée	Non	4 classes Modèle logit ordonné expliquant la congestion par des variables exogènes	<0	10%	5
Hindsley <i>et al.</i> (2008)	Non mais V.I. <sup>2</sup>	Plage	Non	Carré Congestion de l'échantillon régressée en fonction de variables exogènes	1%	7	7

<sup>1</sup> au sens économétrique

<sup>2</sup> variables instrumentales

### 1.3 Conclusion

Depuis la conception du cadre théorique de Fisher et Krutilla (1972) permettant de calculer la congestion optimale, les modèles d'estimation de la demande récréative ont beaucoup progressé. Dans cette évolution, la question de la congestion a un peu disparu, surtout dans les modèles mettant en œuvre la méthode des coûts de transport. Si quelques articles l'ont introduite dans des modèles de choix discrets (Salanié, 2006; Yen et Adamowicz, 1994; Berman *et al.*, 1997; Hansen *et al.*, 1999; Schuhman et Schwabe, 2004; Lin *et al.*, 1996), ils la traitent comme une variable explicative comme les autres alors qu'elle est le résultat d'un équilibre de Nash. A ce titre, elle présente un caractère endogène au sens économique du terme, *i.e.* en tant que résultant d'un processus de choix, et parfois également au sens économétrique, c'est-à-dire pouvant être corrélé avec le ou les termes d'erreur du modèle probabiliste. Récemment, l'article de Bayer et Timmins (2007) analyse la question de l'endogénéité de la congestion pour l'estimation des modèles de choix discrets et propose une approche générale, adaptée de celle de Berry *et al.* (1995), pour gérer la corrélation de la congestion avec les effets des attributs inobservés des alternatives de choix. Cette méthode a été appliquée pour la première fois par Timmins et Murdock (2007) dans le cadre de la modélisation des choix de sites récréatifs. Si la congestion n'est pas corrélée aux attributs non observables des alternatives, alors l'introduction de constantes spécifiques aux sites n'est plus nécessaire et on peut utiliser la procédure itérative de O'Hara (2007a,b) pour calculer la congestion d'équilibre.

Cependant, chez O'Hara (2007a,b), comme chez Timmins et Murdock (2007) et Bayer et Timmins (2007), seule la congestion d'équilibre est calculée. Or la congestion est une externalité : le comportement d'un individu est altéré par le comportement des autres individus via la congestion. Il existe donc une congestion d'équilibre mais également une congestion optimale, que le cadre de Fisher et Krutilla (1972) permettait de calculer. On propose dans le chapitre suivant de mettre en évidence cette congestion optimale dans le cadre d'un modèle de choix discrets.

# Faut-il réguler l'encombrement des sites récréatifs ? Un modèle de choix discrets avec participation

Publié dans la *Revue d'Etudes en Agriculture et en Environnement*, n°90, pp. 51-77

**Résumé** - En France, les sites récréatifs sont généralement en accès libre, ce qui explique qu'ils soient souvent encombrés, notamment quand ils sont attractifs et proches des zones peuplées. La théorie prévoit que l'équilibre de fréquentation est alors non optimal en raison d'un effet externe d'encombrement. Alors que des travaux anciens ont caractérisé l'équilibre et l'optimum dans le cadre de modèles mono-site à demande continue (Fisher et Krutilla, 1972), les rares articles récents utilisant les modèles de choix discret se sont limités à étudier empiriquement l'équilibre et la répartition des visites entre les sites. Notre modèle théorique permet de formaliser l'équilibre et l'optimum de fréquentation, dans le cadre d'un modèle de choix discrets à deux sites intégrant la décision de participation des individus, ainsi que certains instruments de gestion permettant d'améliorer le bien-être. Il a été nécessaire de recourir à une formulation générale du bien-être définie par Erlander (2005). On montre que les individus participent trop et visitent trop le site de meilleure qualité (et pas assez le site de qualité inférieure) à l'équilibre. En exprimant les désutilités collectives liées à la participation et à la mauvaise répartition des visites entre les sites, le modèle permet d'en déduire les taxes optimales et les effets sur le bien-être collectif d'une augmentation de la qualité des sites. Une illustration simplifiée est proposée à partir d'un modèle logit multinomial estimé sur des données de pêche récréative.

**Mots-clés** : congestion endogène, optimum, équilibre, modèle de choix discrets, méthode des coûts de déplacement, demande récréative.

*Is it necessary to regulate crowding on recreation sites ? A random utility model with participation*

*Summary* - Open-access is probably the main cause of crowding on recreational sites, especially when they are attractive and close to urban areas. In this case, theory predicts equilibrium and optimum differ due to externality of congestion. Whereas Fisher and Krutilla, 1972, characterized optimum and equilibrium in monosite models, recent works on congestion in multiple sites models (Random utility models) only study equilibrium and the repartition of visits between sites in an empirical way. Our theoretical framework allows us to go further and derive visitation equilibrium and visitation optimum in a two sites random utility model with participation. Sites differ by quality. We use a recent measure of welfare (Erlander, 2005), essential to calculate optimum. At equilibrium, we show that participation is too high and that the high quality site is too much visited. We introduce optimal taxes to resolve this issue. Because this solution does not appear very realistic in the French case, we also examine impacts of improvements of quality on welfare. An illustration is finally proposed with a multinomial logit model estimated with data on recreational fishing.

**Keywords** : endogenous congestion, optimum, equilibrium, random utility model, recreation demand.

**Classificateurs JEL** : Q26,Q51

## Chapitre 2

# Faut-il réguler l'encombrement des sites récréatifs ? Un modèle de choix discrets avec participation

### Introduction

Connaître et comprendre la fréquentation des sites naturels est une préoccupation croissante des gestionnaires de ces espaces fragiles. La plupart des réseaux d'espaces protégés qu'il s'agisse de parcs nationaux ou régionaux, de réserves naturelles, de l'office national des forêts ou du Conservatoire du littoral et des rivages lacustres, mettent en place des instruments de suivi quantitatifs ou qualitatifs de la fréquentation. Depuis 1983, le Conservatoire du littoral a lancé trois études globales pour mieux connaître les visiteurs de ses sites <sup>1</sup>. Dès 1996, lors d'un de ses ateliers, il se posait la question du caractère protecteur ou au contraire prédateur du public. La régulation de la fréquentation était encore essentiellement basée sur la notion de capacité de charge<sup>2</sup>. Depuis quelques années, les gestionnaires des sites lui préfèrent celle de capacité d'accueil qui, comme le souligne Petit (2006), intègre non seulement " la maîtrise des flux, la protection du patrimoine, [mais aussi] l'amélioration de la qualité de la visite" . La qualité de la visite et notamment l'impact de la fréquentation sur le bien-être des visiteurs devient ainsi un axe de réflexion des politiques de régulation.

---

<sup>1</sup>Enquête Louis Harris, 1983, Enquête SOFRES, 1991, Enquête SORGEM, 1994.

<sup>2</sup>Fréquentation maximale que le milieu naturel peut supporter de manière durable.

Or en France, l'accès aux sites naturels supports d'activités récréatives est généralement libre, ce qui conduit à des situations de surfréquentation qui s'apparentent à la " tragédie des communs " décrite par Hardin (1968) pour les ressources naturelles. Le visiteur ne tient pas compte de l'effet externe d'encombrement (dit de congestion) qu'il fait subir aux autres visiteurs. Cet effet est généralement considéré comme négatif, mais on peut aussi concevoir qu'il soit positif, pour certains individus ou pour certains niveaux faibles de congestion. L'équilibre de fréquentation est alors différent de l'optimum en raison de cet effet externe de congestion.

Dans les années 70, plusieurs auteurs ont formalisé ce problème dans le cadre de la méthode des coûts de déplacement, c'est-à-dire en considérant une fonction de demande de visites continue adressée à un seul site (Fisher et Krutilla, 1972; Anderson et Bonsor, 1974; Anderson, 1980). Dans ces modèles, la demande individuelle (et aussi globale) dépend négativement de la fréquentation globale, qui est donc endogène. La fréquentation en accès libre, qui annule le consentement à payer marginal (équilibre concurrentiel), est supérieure à la fréquentation optimale, qui maximise le bien-être. Sibly (2001) enrichit ce modèle classique en indexant également la demande sur la qualité du site. Il montre qu'il faut investir moins dans la qualité à l'équilibre qu'à l'optimum, car le coût marginal de l'amélioration de la qualité à l'équilibre est augmenté du coût externe marginal de congestion. Peu d'études ont appliqué ce cadre théorique pour identifier le niveau optimal de fréquentation d'un site récréatif. On peut citer Cicchetti et Smith (1973) qui calculent les optima de fréquentation journaliers pour un site de randonnée dans le Montana, et McConnell (1977) qui conduit le même type d'analyse sur les plages du Rhodes Island.

Dans les années 90, les applications de la méthode des coûts de déplacement ont abandonné les modèles continus au profit des modèles de choix discrets (RUM<sup>3</sup>), qui permettent d'analyser la substitution entre les différents sites visités. La prise en compte de la congestion dans les RUM a fait l'objet de peu de travaux de modélisation. Dans un modèle simple, Boxall et Adamowicz (2000) et Boxall *et al.* (2005) ont été les premiers à faire l'hypothèse que la probabilité de visiter un site par un consommateur dépend de la somme des probabilités de visite des autres individus à ce même site. La maximisation individuelle de l'utilité par les consommateurs aboutit alors à un équilibre de Nash, caractérisé par les choix de sites et les niveaux de congestion. Cette congestion d'équilibre n'est pas déterminée dans la partie empi-

---

<sup>3</sup>Random Utility Model.

rique de ces travaux, car les auteurs utilisent un indicateur de congestion anticipée, expliqué par les caractéristiques des sites et des individus.

Timmins et Murdock (2007) ont formalisé plus complètement l'équilibre de Nash à congestion endogène, dans lequel la décision de participer n'est pas modélisée (les individus visitent systématiquement un site). La proportion des visiteurs fréquentant chaque site est utilisée comme indicateur de congestion endogène, dans une estimation faisant appel à une approche par variables instrumentales (une méthode similaire mais simplifiée est utilisée par Hindsley *et al.*, 2008). Ignorer l'endogénéité de la congestion conduit à sous-estimer fortement la valeur d'un site, car on ne prend pas en compte le fait que l'existence d'un site réduit la congestion aux autres sites de l'espace de choix. En revanche, cela conduit à des erreurs d'estimation non systématiques sur l'estimation des bénéfices d'une amélioration de qualité : sous-estimation chez Timmins et Murdock (2007) et sous-estimation ou surestimation chez Hindsley *et al.* (2008).

Notre modèle a pour but de transposer l'analyse de Fisher et Krutilla (1972) à un modèle multi-sites. Il s'agit donc dans un premier temps de formaliser l'équilibre et l'optimum de fréquentation dans le cadre des RUM, les travaux précédents sur la congestion endogène dans les modèles de choix discrets s'étant bornés à l'étude de l'équilibre. Dans un deuxième temps, on s'intéresse aux politiques publiques de régulation. Deux pistes sont examinées :

- maîtriser la congestion par l'instauration de taxes. Cependant, si cet instrument est intéressant d'un point de vue théorique, il est difficile à mettre en place dans des espaces ouverts comme les sites naturels.
- augmenter la qualité d'un site. Du point de vue du bien-être global : vaut-il mieux améliorer la qualité d'un site phare, comme ce qui est fait dans les "Opérations Grands Sites" <sup>4</sup> ou essayer d'équilibrer la qualité entre les sites naturels ?

Notre travail comporte deux dimensions, qui à notre connaissance ne figurent pas dans la littérature. Premièrement, étant donné que l'effet externe de congestion dépend probablement plus du niveau global de fréquentation que de la répartition des visites entre les sites, il nous a semblé fondamental de modéliser la décision de participer préalablement au choix des sites. Dans les travaux de Timmins et Murdock (2007) et Boxall et Adamowicz (2000); Boxall *et al.* (2005), le niveau global de fréquentation est constant et une variation de qualité sur

---

<sup>4</sup>Projets ambitieux de réhabilitation des sites classés les plus emblématiques et les plus fréquentés, menés par l'Etat en partenariat avec les collectivités locales et les gestionnaires des sites.

un site se traduit uniquement par une nouvelle répartition des visiteurs entre les sites. Nous utilisons un modèle de choix discrets répétés pour corriger cette faiblesse. Deuxièmement, par analogie avec les travaux sur les modèles mono-sites, on a cherché à comparer les probabilités de participer et de visiter les sites à l'équilibre et à l'optimum. La recherche des probabilités optimales a nécessité de recourir à une méthode générale de calcul du bien-être dans le cas des modèles logit, développée par Erlander (2005), qui n'avait pas été appliquée auparavant à notre contexte. En effet, la méthode traditionnellement utilisée est seulement applicable dans le cas où les probabilités résultent de la maximisation individuelle de l'utilité, c'est-à-dire à l'équilibre.

Nous proposons un modèle logit à deux sites où les consommateurs ont des préférences identiques. L'utilité de la visite à un site dépend de la qualité du site et de la congestion, appréciée par la somme des probabilités de visite à ce site des différents consommateurs. Les deux sites ont la même capacité de charge et diffèrent uniquement par leur qualité. Il s'agit de voir si la différence de probabilité de visite entre l'équilibre et l'optimum dépend de la qualité des sites. L'effet de l'amélioration de la qualité des sites sur la participation, la répartition entre les sites et le bien-être collectif, est également une question intéressante, qui peut être abordée à l'aide de ce modèle.

La première section du papier est consacrée à la construction du modèle. Puis on définit l'équilibre de Nash : l'individu maximise son utilité en prenant en compte les probabilités de participation et de visites des autres visiteurs. On s'intéresse ensuite au calcul des probabilités optimales, obtenues par la maximisation du bien-être exprimé par la formule d'Erlander (2005). Pour augmenter le bien-être, deux politiques de gestion de l'encombrement sont envisagées : la taxation optimale et l'amélioration de la qualité. Le modèle est finalement illustré dans une application restrictive à la pêche récréative où la participation n'intervient pas. On retrouve cependant quelques-uns de nos résultats théoriques.

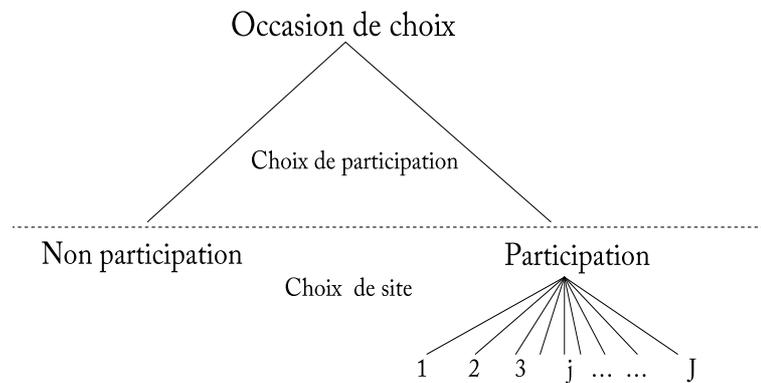
## 2.1 Les hypothèses du modèle théorique

### 2.1.1 Le modèle de choix discrets répétés

Les modèles de choix discrets les plus couramment utilisés dans les articles sur la fréquentation des sites naturels sont les modèles multinomiaux logit et les modèles hiérarchisés. Ils

modélisent le choix d'un site récréatif par un individu lors d'une occasion de choix. Dans les modèles hiérarchisés, le choix est décomposé en plusieurs nœuds de décision qui constituent l'arborescence du modèle. Dans ces modèles, la visite d'un site est systématique, le choix de non-participation étant absent de l'espace de choix. Or la participation est fondamentale pour l'étude des effets d'encombrement, car d'une part elle contribue à cet encombrement, et d'autre part l'encombrement et les politiques qui le régulent influencent la décision de participer à une visite récréative. Nous avons donc choisi de recourir au modèle de choix discrets répétés développé par Morey *et al.* (1993), qui modélise le choix de participer ou non à une visite récréative en amont du choix du site visité (figure 2.1).

FIG. 2.1 – Architecture du modèle



Il s'agit d'un modèle hiérarchisé dégénéré puisque la branche de non-participation n'a qu'une seule alternative. En choisissant l'alternative  $j = 0, 1, 2, \dots, J$ , ( $j = 0$  représentant le choix de ne pas participer), l'individu  $i = 1, 2, \dots, n$  obtient l'utilité  $V_{ij}$  :

$$V_{ij} = U_{ij}(X_j, Z_i, TC_{ij}, C_{ij}) + \varepsilon_{ij}$$

$$U_{ij} = U_{i0} + \Gamma_i(X_j) + \Phi_i(Z_i) + \delta_i TC_{ij} + \alpha_i C_{ij} + \theta_i \times Z_i \times C_{ij}$$

avec :

- $U_{i0}$ , l'utilité de non-participation ;
- $X_j$ , le vecteur des attributs du site  $j$  ;
- $Z_i$ , le vecteur des caractéristiques de l'individu  $i$  ;
- $TC_{ij}$ , le coût de déplacement de l'individu  $i$  au site  $j$  ;

- $C_{ij}$ , la congestion au site  $j$  anticipée par l'individu  $i$ .
- $\Gamma_i$  et  $\Phi_i$ , des fonctions définies par individu.

L'utilité  $V_{ij}$  comporte une partie déterministe  $U_{ij}$ , qui dépend des attributs des sites dont la congestion et des caractéristiques individuelles. Dans un premier temps, on suppose que l'effet de la congestion sur l'utilité varie selon les caractéristiques individuelles, c'est à dire que les préférences des individus pour la congestion sont différentes. Le terme d'erreur  $\epsilon_{ij}$  capture l'effet des variables non observées, qu'il s'agisse de caractéristiques individuelles de sites ou d'individus.

L'individu  $i$  choisit le site  $k$  si  $V_{ik}$  est supérieure à  $V_{ij}$  quel que soit  $k$ . La probabilité que l'individu  $i$  choisisse le site  $k$  s'écrit :

$$p(V_{ik} \geq V_{ij}) = p(\epsilon_{ik} - \epsilon_{ij} \geq U_{ij} - U_{ik}) \quad (2.1)$$

La forme de cette probabilité dépend de la distribution des aléas  $\epsilon_{ij}$ . Dans les RUM, on fait l'hypothèse que les aléas sont indépendants et identiquement distribués (iid) selon une loi de Weibull. Cette hypothèse entraîne la propriété d'indépendance des états non pertinents (independence of irrelevant alternatives :IIA) qui implique que le rapport des probabilités entre deux alternatives est indépendant des autres alternatives. Cette propriété est appropriée si les alternatives sont toutes similaires (ou toutes différentes) mais elle devient trop restrictive quand il existe différents degrés de similarité entre les alternatives. Il convient alors de regrouper les alternatives par " proximité ", d'où l'estimation de modèles nested. Cette similarité des alternatives est mesurée par  $\rho$ , le coefficient de dissimilarité<sup>5</sup>. On fait l'hypothèse que les alternatives de choix de sites sont différentes de celle de non participation, d'où l'introduction d'un unique coefficient  $\rho$  qui mesure la similarité des sites.

Sous l'hypothèse que les aléas sont iid selon une loi de Weibull et en posant  $p_{iG}$ , la probabilité pour l'individu  $i$  de participer et  $p_{ij|G}$  celle de visiter le site  $j$  sachant qu'il a choisi de participer, la probabilité de visiter un site récréatif  $j$  pour l'individu  $i$  dans un

<sup>5</sup>Il existe un coefficient de dissimilarité par groupe d'alternatives. Le cas où  $\rho = 1$  correspond à des alternatives différentes et le modèle se simplifie en un modèle multinomial logit, si  $\rho$  est compris entre 0 et 1, alors la structure hiérarchisée du modèle convient au cas étudié tandis qu'un coefficient supérieur à 1 révèle une mauvaise spécification du modèle : la structure d'emboîtement n'est pas adaptée et doit être modifiée.

modèle répété est définie par :

$$p_{ij} = p_{ij|G} \times p_{iG} \quad (2.2)$$

$$\text{avec } p_{ij|G} = \frac{e^{U_{ij}/\rho}}{\sum_k e^{U_{ik}/\rho}} \quad (2.3)$$

$$p_{iG} = \frac{e^{U_{iG}}}{e^{U_{iG}} + e^{U_{i0}}} \quad (2.4)$$

où :

–  $U_{iG} = \rho I_{iG}$  avec :

–  $I_{iG} = \ln \sum_j e^{U_{ij}/\rho}$ , la valeur inclusive c'est à dire l'utilité maximale espérée de la visite aux différents sites récréatifs  $j$  ;

–  $\rho$ , le coefficient de dissimilarité.

Un des objectifs de ce travail est de calculer les fréquentations optimales des sites récréatifs en présence d'une externalité de congestion. Dans cette perspective, une définition spécifique de la congestion est nécessaire.

### 2.1.2 Externalité de congestion

On suppose que les individus anticipent rationnellement les comportements de participation et de visites des autres individus. Sous cette hypothèse, le vecteur des niveaux de congestion anticipée aux différents sites est le même pour tous les individus et égal au vecteur des espérances de congestion. On reprend ici la mesure de la congestion anticipée de Timmins et Murdock (2007) et Boxall et Adamowicz (2000) où celle-ci est définie comme l'espérance de la congestion c'est à dire comme la somme des probabilités de visiter un site par tous les individus.

$$C_j = \sum_i p_{ij} = \sum_i p_{ij|G} \cdot p_{iG} \quad (2.5)$$

Pour s'assurer de l'unicité de l'équilibre, la congestion est introduite de manière linéaire dans l'utilité et est supposée la diminuer :  $\alpha_i < 0$  (Bayer et Timmins, 2005). L'introduction de l'externalité de congestion implique que le comportement des individus à l'équilibre n'est plus optimal.

### 2.1.3 Définition du bien-être

Le bien-être individuel  $W_i$  dans un modèle de choix discrets est traditionnellement défini comme "l'utilité maximale espérée" (expected maximum utility) :

$$W_i = \int_{\varepsilon_{i1}=-\infty}^{+\infty} \dots \int_{\varepsilon_{iJ}=-\infty}^{+\infty} \max(U_{i1} + \varepsilon_{i1}, \dots, U_{iJ} + \varepsilon_{iJ}) f(\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iJ}) d\varepsilon_{iJ} \dots d\varepsilon_{i1} \quad (2.6)$$

(Morey, 1999)

Sous l'hypothèse où les individus choisissent le site qui leur procure la plus grande utilité et où les aléas  $\varepsilon_{ij}$  sont indépendants et identiquement distribués (iid) selon une loi de Weibull, Small et Rosen (1981) ont montré que le bien-être pouvait se simplifier selon l'expression :

$$W_i = \ln \left( \sum_j e^{U_{ij}} \right) \quad (2.7)$$

La formule de Small et Rosen est valable dans le seul cas où les probabilités de participer et de visiter un site sont définies selon la distribution logit (équations 2.3 et 2.4), issue d'une hypothèse de maximisation individuelle de l'utilité. Elle est donc adaptée au calcul du bien-être à l'équilibre, mais ne convient plus pour à l'optimum, où le bien-être est maximisé collectivement dans une logique de coopération. On a donc cherché une formulation plus générale du bien-être mais aussi plus facile à manipuler que l'équation 2.6. Erlander a développé en 2005 une mesure du bien-être qui prend en compte l'espérance d'utilité de l'individu, ainsi que l'étendue du choix qui lui est proposée, représentée par l'entropie :

$$W_i = \sum_j p_{ij} U_{ij} + H(p_{ij}) \quad (2.8)$$

$$\text{avec } H(p_{ij}) = - \sum_j p_{ij} \ln p_{ij}, \text{ l'entropie} \quad (2.9)$$

Cette formule du bien-être est définie quelle que soit la distribution de probabilités. Elle est en particulier utilisable quand les probabilités suivent la distribution logit, ce qui implique qu'elle donne, à l'équilibre une mesure identique à celle de Small et Rosen (cf. annexe ??). Cependant, comme elle est utilisable quelle que soit la distribution de probabilité, c'est elle

qu'il faut utiliser pour caractériser les probabilités optimales qui ne suivent pas la distribution logit, puisqu'elles sont déterminées par le planificateur public.

Dans le cadre du modèle logit répété, la formulation "classique" du bien-être est également issue de Small et Rosen (1981) :

$$\begin{aligned}
 W_i &= \ln(e^{U_{i0}} + e^{U_{iG}}) & (2.10) \\
 \text{avec } U_{iG} &= \rho I_{iG} \\
 \text{et } I_{iG} &= \ln\left(\sum_j e^{U_{ij}/\rho}\right)
 \end{aligned}$$

Cependant, de la même manière que dans le modèle multinomial logit, cette formule n'est pas adaptée au calcul de l'optimum dans le modèle logit répété. Erlander (2005) a explicitement défini sa formule du bien-être seulement pour un modèle multinomial classique, mais il précise qu'elle peut être étendue aux modèles hiérarchisés, dont le modèle répété est un cas particulier. La valeur inclusive, correspondant à "l'utilité maximale espérée de la participation" doit être également calculée en utilisant la formule d'Erlander (2005).

On obtient après calcul (le détail de la démonstration est disponible en annexe ??), la formule suivante pour un modèle logit avec participation :

$$\begin{aligned}
 W_i &= (1 - p_{iG})U_{i0} + p_{iG}U_{iG} - (1 - p_{iG})\ln(1 - p_{iG}) - p_{iG}\ln(p_{iG}) & (2.11) \\
 \text{avec } U_{iG} &= E[U_{ij|G}] + \rho H(p_{ij|G}) \\
 \text{et } H(p_{ij|G}) &= -\sum_k (p_{ij|G})\ln(p_{ij|G}), \text{ l'entropie}
 \end{aligned}$$

A notre connaissance, cette mesure du bien-être n'a pas encore été utilisée dans les travaux sur la congestion utilisant les modèles de choix discrets. Pour des raisons de commodité liées au calcul des dérivées, on utilisera la mesure de Small et Rosen (1981) pour le calcul de l'équilibre, et celle d'Erlander (2005), pour celui de l'optimum. A l'équilibre, les deux mesures sont strictement identiques. (cf. démonstrations en annexe A.1).

## 2.1.4 Hypothèses simplificatrices

### Homogénéité des individus

On suppose que tous les individus sont homogènes de sorte que ni l'utilité ni les paramètres ni les fonctions ne dépendent plus des caractéristiques individuelles  $Z_i$  :

- $\Gamma_i = \Gamma$  ;
- $\delta_i = \delta$  ;
- $TC_{ij} = TC_j$  ;
- $\alpha_i = \alpha$  ;
- $C_j = \sum_i p_{ij|G} \cdot p_{iG} = np_{j|G} \cdot p_G$ .

L'utilité devient :

$$U_j = U_0 + \Gamma(X_j) + \delta TC_j + \alpha np_{j|G} \cdot p_G \quad (2.12)$$

On définit ensuite une mesure composite de la qualité  $\beta_j$  qui intègre l'ensemble des attributs du site  $j$  et notamment le coût du déplacement (qui devient une caractéristique du site sous l'hypothèse d'homogénéité des individus). L'utilité dépend alors exclusivement d'une fonction de la qualité  $f(\beta_j)$  (avec  $f' > 0$  et  $f'' \leq 0$ ) et de la congestion au site  $j$ ,  $C_j$  :

$$U_j = U_0 + f(\beta_j) + \alpha np_{j|G} \cdot p_G$$

### Passage à deux sites

Les développements suivants de notre modèle sont tout à fait envisageables avec  $j$  sites. Cependant, le modèle deviendrait peu lisible et les effets externes difficilement interprétables. Nous avons donc choisi de restreindre notre modèle à deux sites ( $J = 2$ ) qui diffèrent par leur qualité ( $\beta_1 \geq \beta_2$ ) afin de faciliter la présentation et la compréhension du modèle.

On pose  $p_{1|G}$ , la probabilité de visiter le site de qualité haute ( $\beta_1$ ) sachant que l'individu a choisi de participer et  $p_{2|G} = 1 - p_{1|G}$ , on a alors :

$$\begin{aligned} U_1 &= U_0 + f(\beta_1) + \alpha np_{1|G} \cdot p_G \\ U_2 &= U_0 + f(\beta_2) + \alpha n(1 - p_{1|G}) \cdot p_G \end{aligned}$$

## 2.2 L'équilibre de Nash

Chaque visiteur choisit d'abord de participer ou non de façon à maximiser son utilité. Les individus choisissent ensuite le site qui leur procure la plus grande utilité. Dans ce processus de maximisation de l'utilité, le consommateur considère les probabilités de participer et de visiter les sites des autres individus comme des données. Dans notre cadre, les probabilités sont définies par :

$$\begin{aligned} p_G &= \frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G}} \\ p_{1|G} &= \frac{1}{1 + e^{(U_2 - U_1)/\rho}} \\ \text{avec } U_G &= \rho \ln(e^{U_1/\rho} + e^{U_2/\rho}) \end{aligned}$$

Comme l'ont suggéré Boxall *et al.* (2005) et Timmins et Murdock (2007), le choix de participer ainsi que le choix du site visité sont le résultat d'un équilibre de Nash. Les probabilités d'équilibre  $p_G^*$  et  $p_{1|G}^*$  sont obtenues directement et correspondent aux deux points fixes du système suivant :

$$\begin{cases} p_{1|G}^* = \frac{1}{1 + e^{(U_2(p_{1|G}^*, p_G^*) - U_1(p_{1|G}^*, p_G^*))/\rho}} \\ p_G^* = \frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G(p_{1|G}^*, p_G^*)}} \end{cases} \quad (2.13)$$

Il est maintenant intéressant de calculer les dérivées partielles du bien-être par rapport aux probabilités d'équilibre afin de comparer les probabilités d'équilibre aux probabilités optimales, qui elles vont annuler ces dérivées.

$$\begin{aligned} \frac{\partial W}{\partial p_G} &= \frac{(\frac{\partial U_1}{\partial p_G} e^{U_1/\rho} + \frac{\partial U_2}{\partial p_G} e^{U_2/\rho})(e^{U_1/\rho} + e^{U_2/\rho})^{\rho-1}}{e^{U_0} + (e^{U_1/\rho} + e^{U_2/\rho})^\rho} \\ \text{avec } \frac{\partial U_1}{\partial p_G} &= \alpha n p_{1|G} < 0 \text{ et } \frac{\partial U_2}{\partial p_G} = \alpha n (1 - p_{1|G}) < 0 \end{aligned} \quad (2.14)$$

A l'équilibre,  $\frac{\partial W}{\partial p_G} < 0$ , une augmentation de la participation influe négativement sur le bien-être car elle augmente la congestion aux deux sites.

$$\frac{\partial W}{\partial p_{1|G}} = \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} \frac{(e^{U_1/\rho} - e^{U_2/\rho})(e^{U_1/\rho} + e^{U_2/\rho})^{\rho-1}}{e^{U_0} + (e^{U_1/\rho} + e^{U_2/\rho})^\rho} < 0 \quad (2.15)$$

$$\frac{\partial W}{\partial p_{2|G}} = -\frac{\partial W}{\partial p_{1|G}} \quad (2.16)$$

Le signe de cette dérivée dépend de celui de  $e^{U_1/\rho} - e^{U_2/\rho}$  ce qui revient à comparer  $U_1$  et  $U_2$ . Or on a  $\frac{dU_j}{d\beta_j} > 0$  (Voir la preuve en annexe A.2) donc  $\beta_1 > \beta_2$  entraîne  $U_1 > U_2$  : le site de qualité haute est celui qui confère la plus grande utilité. On a donc  $\frac{\partial W}{\partial p_{1|G}} < 0$  : une augmentation de la probabilité conditionnelle de visiter le site de meilleure qualité dégrade le bien-être. L'effet est inversé quand on augmente la probabilité de visiter le site de qualité inférieure ( $\frac{\partial W}{\partial p_{2|G}} > 0$ ).

## 2.3 L'optimum

Pour calculer l'optimum, nous exprimons le bien-être à l'aide de la formule d'Erlander (2005) (voir annexe A.1) :

$$W = (1 - p_G)U_0 + p_GU_G - (1 - p_G) \ln(1 - p_G) - p_G \ln(p_G)$$

$$\text{avec } U_G = p_{1|G}U_1(p_{1|G}, p_G) + (1 - p_{1|G})U_2(p_{1|G}, p_G) - \rho[p_{1|G} \ln p_{1|G} + (1 - p_{1|G}) \ln(1 - p_{1|G})]$$

Les individus étant homogènes, ce bien-être est un bien-être moyen. Sa maximisation par rapport aux probabilités est équivalente à celle du bien-être collectif ( $W \times n$ ). Le programme du décideur public s'écrit alors :

$$\max_{p_{1|G}, p_G} W(p_{1|G}, p_G)$$

Ce qui conduit aux conditions nécessaires suivantes :

$$\begin{aligned} \frac{\partial W}{\partial p_{1|G}} = 0 &\Leftrightarrow p_G \cdot \frac{\partial U_G}{\partial p_{1|G}} = 0 \\ \frac{\partial W}{\partial p_G} = 0 &\Leftrightarrow U_G - U_0 + p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} - \ln \frac{p_G}{1 - p_G} = 0 \end{aligned}$$

Après calcul (cf. annexe A.3), les probabilités optimales sont définies par :

$$\begin{cases} p_{1|G}^o = \frac{1}{1 + e^{[U_2(p_{1|G}^o, p_G^o) - U_1(p_{1|G}^o, p_G) - (p_{1|G}^o \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}^o) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}})]/\rho}} \\ p_G^o = \frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G(p_{1|G}^o, p_G^o) - p_G^o \frac{\partial U_G}{\partial p_G}}} \end{cases} \quad (2.17)$$

Les dérivées secondes du bien-être par rapport aux probabilités sont négatives, condition nécessaire à l'existence d'un maximum.

TAB. 2.1 – Récapitulatif des niveaux des probabilités

	Équilibre	Optimum
$p_G$	$\frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G(p_{1 G}, p_G)}}$	$\frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G(p_{1 G}, p_G) - p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G}}}$
$p_{1 G}$	$\frac{1}{1 + e^{(U_2(p_{1 G}, p_G) - U_1(p_{1 G}, p_G))/\rho}}$	$\frac{1}{1 + e^{[U_2(p_{1 G}, p_G) - U_1(p_{1 G}, p_G) - (p_{1 G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1 G}} + (1 - p_{1 G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1 G}})]/\rho}}$

A l'équilibre, l'individu participe ou visite d'autant plus que la différence des utilités des alternatives qui lui sont proposées est importante. A l'optimum, le gain d'utilité procuré par la participation ou par la visite ou site 1 est diminué d'un terme qui peut s'interpréter comme la désutilité par visite imposée par le décideur public. Ces désutilités, notées  $E_G$  et  $E_{1|G}$ , sont égales aux espérances des désutilités externes infligées à tous les consommateurs y compris lui-même du fait d'une participation supplémentaire ou d'une visite au site 1 supplémentaire (la preuve dans le cas de la participation est disponible en annexe A.4).

$$\begin{aligned} E_G &= p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} \\ &= p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} + (1 - p_G) \frac{\partial U_0}{\partial p_G} \\ E_{1|G} &= p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}} \end{aligned}$$

On a vu précédemment que les dérivés partielles du bien-être par rapport aux probabilités d'équilibre étaient négatives (équations 2.14 et 2.15). Cela implique que les probabilités d'équilibre sont plus élevées que les probabilités optimales car l'optimum est un maximum

du bien-être. A l'équilibre, les individus participent trop car ils ne prennent pas en compte la désutilité externe  $E_G$  qu'ils imposent à la collectivité. De la même façon, à l'équilibre, les individus visitent trop le site de meilleure qualité alors qu'au contraire, celui de qualité basse n'est pas assez visité, car la désutilité  $E_{J|G}$  n'est pas intégrée dans leur comportement de visite.

Ces désutilités externes sont liées à l'interdépendance des utilités individuelles via la congestion. Si la congestion n'influe sur l'utilité ( $\alpha = 0$ ), ces désutilités disparaissent car on a alors :

$$\begin{aligned} \frac{\partial U_G}{\partial p_G} &= 0 \\ \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} &= 0 \end{aligned}$$

Quand le comportement de participation et de visite des sites d'un individu n'a pas d'influence sur l'utilité des autres individus : le premier théorème du bien-être s'applique et équilibre et optimum coïncident.

## 2.4 Gestion de l'encombrement

On a vu précédemment que les individus participent trop et visitent trop le site de meilleure qualité. On s'intéresse ici aux instruments qui permettraient de gérer l'encombrement en améliorant le bien-être. Dans un premier temps, une politique de premier rang est examinée : la taxation. On formalise le jeu de taxes permettant d'atteindre l'optimum. Cependant, la taxation est difficile à mettre en œuvre dans des espaces ouverts avec de multiples accès. De plus, cette régulation n'est pas possible sur les terrains du Conservatoire du littoral qui doit, si l'état du site le permet, ouvrir l'accès au public à titre gratuit <sup>6</sup>. Face à la difficulté de taxer, une stratégie du Conservatoire est de tenter de délester certains sites en attirant les visiteurs sur des sites phares par des aménagements appropriés. Cette stratégie est connue sous le nom de "pot de miel". On a donc cherché dans un deuxième temps à prévoir, à partir de notre modèle, les conséquences sur la fréquentation et le bien-être collectif des visiteurs d'une variation de qualité sur un site, sans aller jusqu'à poser le problème en terme de qualité

<sup>6</sup>Le site de la Pointe du Raz paraît faire exception mais le caractère payant de l'unique stationnement du site n'est possible que parce qu'il est situé en dehors des terrains du Conservatoire du littoral.

optimale.

### 2.4.1 Taxes optimales

La résolution de l'optimum fait apparaître deux désutilités externes, l'une étant liée à la participation, l'autre à la visite du site le plus fréquenté. La première idée qui vient à l'esprit est donc de proposer un couple de taxes, dont une première qui frapperait la participation et une deuxième qui serait prélevée lors de la visite au site de meilleure qualité. Cependant, autant il est réaliste d'envisager la taxation des visites aux sites, par exemple sous la forme de parkings payants ou de droits d'entrée, autant en pratique, il est impossible de taxer la décision de participer avant que le choix du site ne soit connu. Pour cette raison, on propose de taxer les visites aux deux sites dans le but de freiner simultanément la participation et la visite au site 1. La taxe est formulée comme une désutilité qui diminue l'utilité de la visite aux sites. Les taxes optimales internalisent les désutilités externes en ce sens que l'équilibre de Nash est déplacé pour se confondre avec l'optimum. On obtient les taxes optimales  $t_j$  en résolvant le système où les probabilités d'équilibre avec taxe sont égales aux probabilités optimales (de participation et de visite au site 1). Comme dans la résolution de l'optimum, il est nécessaire d'avoir recours à la formule d'Erlander pour extraire les taxes optimales (cf. annexe A.5).

On cherche  $t_1$  et  $t_2$  telles que :

$$\begin{aligned} p_G^*(t_1, t_2) &= p_G^o \\ p_{1|G}^*(t_1, t_2) &= p_{1|G}^o \end{aligned}$$

On obtient le système suivant :

$$\begin{cases} p_{1|G}t_1 + (1 - p_{1|G})t_2 = -p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} \\ t_2 - t_1 = p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}} \end{cases} \quad (2.18)$$

d'où les taxes optimales :

$$\begin{cases} t_1^o = -p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} - (1 - p_{1|G})(p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}}) \\ t_2^o = -p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} + p_{1|G}(p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}}) \end{cases} \quad (2.19)$$

Les deux taxes internalisent l'effet externe dû à la trop forte participation. La taxe au site 1 est ensuite augmentée d'une partie de l'externalité de visite tandis que la taxe au site 2 est diminuée de la part complémentaire de l'externalité de visite au site 1.

## 2.4.2 Effet de la qualité

La variation du bien-être suite à une variation de qualité s'écrit :

$$\frac{dW}{d\beta_j} = \frac{\partial W}{\partial p_{j|G}} \times \frac{dp_{j|G}}{d\beta_j} + \frac{\partial W}{\partial p_G} \times \frac{dp_G}{d\beta_j} + \frac{\partial W}{\partial f} \frac{\partial f}{\partial \beta_j} \quad (2.20)$$

Trois effets apparaissent :

- un effet direct positif sur l'utilité dû à l'amélioration de la qualité  $\frac{\partial W}{\partial f} \frac{\partial f}{\partial \beta_j}$  ;
- deux effets indirects :
  - $\frac{\partial W}{\partial p_G} \times \frac{dp_G}{d\beta_j}$ , l'effet sur le bien-être de l'augmentation de la participation ;
  - $\frac{\partial W}{\partial p_{j|G}} \times \frac{dp_{j|G}}{d\beta_j}$ , l'effet sur le bien-être de l'augmentation de la probabilité conditionnelle de visiter un site.

Au delà de l'effet sur le bien-être des visiteurs, il faudrait prendre en compte le coût de production de la qualité. La technologie utilisée pour cette amélioration de qualité serait probablement à rendements décroissants ou constants. Ce coût serait à retrancher de l'effet sur le bien-être.

### Impact d'une variation de qualité à l'optimum

A l'optimum, on a  $\frac{\partial W}{\partial p_{j|G}} = 0$  et  $\frac{\partial W}{\partial p_G} = 0$  de sorte que les effets indirects disparaissent :

$$\frac{dW}{d\beta_j} = p_G \cdot p_{j|G} \frac{\partial f}{\partial \beta_j} \geq 0$$

A l'optimum, seul l'effet direct de l'augmentation de la qualité joue. La variation de qualité n'entraîne pas de coûts de congestion. Le gestionnaire peut accroître la qualité basse ou la qualité haute. Si  $\beta_j > \beta_k$  alors  $p_{j|G} > p_{k|G}$  car le site de meilleure qualité ne peut pas être moins visité que celui de qualité basse (cf. preuve en annexe A.2). Dans le cas particulier où la fonction de qualité est à rendements constants, alors  $p_{j|G} \frac{\partial f}{\partial \beta_j} > p_{k|G} \frac{\partial f}{\partial \beta_k}$  : l'augmentation de la qualité haute a un impact plus important que celle de la qualité basse. Cependant, cette variation de bien-être est à comparer à son coût. Si le coût marginal de la qualité est également constant, alors le décideur public a intérêt à privilégier la qualité haute. Dans les autres cas, on ne peut pas conclure sur la qualité la plus pertinente à améliorer. Le cas classique où la fonction de qualité est à rendements décroissants et les coûts marginaux croissants est le plus défavorable à la qualité haute.

### Impact d'une variation de qualité à l'équilibre

A l'équilibre, les probabilités  $p_{j|G}$  et  $p_G$  sont endogènes, on retrouve donc les trois effets sur le bien-être d'une augmentation de  $\beta_j$  :

$$\frac{dW}{d\beta_j} = \frac{\partial W}{\partial p_{j|G}} \times \frac{dp_{j|G}}{d\beta_j} + \frac{\partial W}{\partial p_G} \times \frac{dp_G}{d\beta_j} + \frac{\partial W}{\partial f} \frac{\partial f}{\partial \beta_j}$$

Deux effets supplémentaires par rapport à l'optimum apparaissent ici :

- le premier effet indirect  $\frac{\partial W}{\partial p_G} \times \frac{dp_G}{d\beta_j}$  dû à l'augmentation de la participation. Celui-ci est toujours négatif quelle que soit la qualité augmentée car on a montré que  $\frac{\partial W}{\partial p_G} < 0$  à l'équilibre (équation 2.14).
- le second effet indirect  $\frac{\partial W}{\partial p_{j|G}} \times \frac{dp_{j|G}}{d\beta_j}$  dépend de la qualité améliorée.

On différencie l'augmentation de la qualité haute de celle de la qualité basse.

**Cas 1 : on augmente la qualité haute  $\beta_1$**  , l'effet indirect global  $\frac{\partial W}{\partial p_G} \times \frac{dp_G}{d\beta_j} + \frac{\partial W}{\partial p_{j|G}} \times \frac{dp_{j|G}}{d\beta_j}$  est entièrement négatif. On retrouve ici le résultat de Sibly (2001) obtenu dans un modèle microéconomique monosite : il faut investir moins dans la qualité à l'équilibre qu'à l'optimum.

**Cas 2 : on augmente la qualité basse  $\beta_2$**  , la congestion entre les deux sites est rééquilibrée car le site de qualité haute était trop visité. Le coût de la congestion est donc moins important que quand on améliore la qualité haute. On pense cependant que la baisse de

bien-être due à l'augmentation de la participation sera plus forte que la hausse engendrée par une meilleure répartition de la fréquentation entre les deux sites et donc que la somme des deux effets indirects sera négative.

La qualité la plus judicieuse à améliorer ne peut être décidée qu'en examinant les propriétés des fonctions de qualité et de coût. Si la fonction de qualité est croissante à pente décroissante tandis que la fonction de coût croissante à pente croissante, le gestionnaire aura tendance à augmenter la qualité basse qui entraîne moins de coûts de congestion à l'équilibre.

## 2.5 Une illustration simplifiée

### 2.5.1 Le choix des rivières par les pêcheurs de saumon

Notre modèle théorique a été testé sur les données de Salanié (2006), qui a étudié le comportement récréatif des pêcheurs au saumon pratiquant sur les rivières de l'ouest de la France. Dans ce travail, la méthode des coûts de déplacement a été mise en œuvre en ayant recours à plusieurs modèles, dont le modèle de choix discrets. La probabilité de choisir une des 28 rivières à saumon de l'ouest est expliquée par le coût de déplacement pour se rendre sur la rivière et certaines caractéristiques de la rivière : durée de la saison de pêche, captures annuelles de saumon, indice de pollution agricole, indicateur de congestion moyen observé sur la saison. Ce dernier indicateur est calculé en divisant le nombre total de visites effectuées sur une rivière dans la saison, reconstitué à partir d'enquêtes, par la durée de la saison de pêche, la longueur pêchable<sup>7</sup> et la racine carrée du débit de la rivière<sup>8</sup>. Ce modèle a été estimé sur les données de fréquentation des rivières par les pêcheurs de saumon, sans prendre en compte la participation, c'est à dire en considérant que les pêcheurs choisissent systématiquement de visiter un site à chaque opportunité de choix ( $p_G = 1$ ). Il s'agit d'un modèle multinomial logit ( $\rho = 1$ ) et non d'un modèle répété comme dans notre modèle théorique. C'est la principale limite de notre application puisqu'en l'absence de modélisation de la participation, les politiques de gestion simulées ne peuvent pas agir sur le niveau global de fréquentation, mais seulement sur la répartition des visites entre les sites. Cependant,

<sup>7</sup>Certaines rivières de l'échantillon, notamment l'Aulne, sont canalisées. La pêche ayant alors lieu essentiellement sur les jetées des écluses, la longueur pêchable des rivières a été réduite pour en tenir compte.

<sup>8</sup>Salanié (2006) a recherché empiriquement l'indicateur objectif le mieux corrélé à la congestion subjective perçue par les pêcheurs.

cette application permet d'illustrer le calcul de l'équilibre et la différence avec l'optimum, la comparaison entre ces deux états constituant la principale originalité de notre modèle. De plus, la valeur de la taxe optimale qui réconcilie équilibre et optimum peut être calculée et l'impact de variations de qualité, simulé.

Le modèle estimé est le suivant :

$$U_{ij} = -0,0988TC_{ij} - 1,1569C_j + 3,2748(C_j)^2 + 0.0016JOUR_j - 0.1551POLAGRI_j + 0.0144CAPTURE_j$$

où :

- $TC_{ij}$  : coût de déplacement de l'individu  $i$  au site  $j$  ;
- $C_j$  : congestion au site  $j$  ;
- $JOUR_j$  : nombre de jours de pêche possibles sur la rivière  $j$  ;
- $POLAGRI_j$  : indice de pollution agricole de la rivière  $j$  ;
- $CAPTURE_j$  : nombre de saumons pêchés sur la rivière  $j$ .

Tous les paramètres sont significatifs au seuil de 1%.

On réutilise le modèle en conservant les caractéristiques des sites sauf la congestion qui est endogénéisée en considérant une population de  $n = 100$  pêcheurs, faisant face au même coût de déplacement<sup>9</sup> pour être cohérent avec l'hypothèse d'homogénéité des individus du modèle théorique. Pour les mêmes raisons, on limite notre simulation à deux rivières substitués, de qualités suffisamment différentes : l'Aulne est le site 1 de qualité haute, l'Odet est le site 2 de qualité inférieure (cf. tableau 2.2).

---

<sup>9</sup> Coût moyen de l'échantillon

TAB. 2.2 – Attributs des sites choisis

Rivières	Aulne	Odet
Indice de pollution agricole	2	3
Captures de saumon (nb)	179	32
Jours pêchables (nb)	113	162
Indicateur de qualité composite (calculé)	2,45	0,25

L'indicateur de qualité composite de chaque rivière ( $f(\beta_j) = \beta_j$ ) est calculé comme la combinaison linéaire des caractéristiques du site, excepté le coût de déplacement, avec les coefficients du modèles multinomial. La congestion endogène est introduite en multipliant le nombre de visites espéré à un site par l'inverse du produit de la longueur et de la racine du débit<sup>10</sup>, soit  $\gamma_j = \frac{1}{l_j \times \sqrt{d_j}}$ . On obtient ainsi les indicateurs de congestion aux deux sites :

$$C_1 = \gamma_1 n p_1$$

$$C_2 = \gamma_2 n (1 - p_1)$$

Pour ne pas introduire un facteur supplémentaire compliquant l'interprétation des résultats de la simulation, on a retenu le même coefficient  $\gamma=0,035$ , égal au  $\gamma$  moyen, pour les deux rivières. Enfin, pour être cohérent avec notre modèle théorique et obtenir un équilibre stable, on a modifié le modèle pour que l'utilité soit une fonction linéairement décroissante de la congestion et fixé arbitrairement la pente à  $\alpha = -0,45$ .

### 2.5.2 Équilibre et optimum

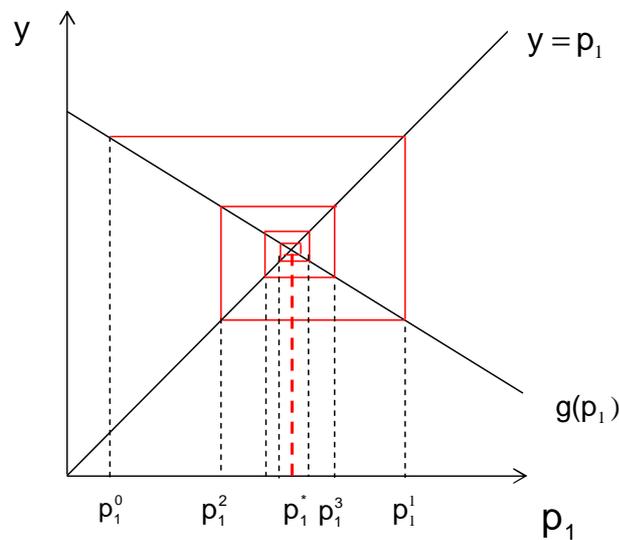
L'équilibre correspond au point fixe de l'équation :

$$p_1 = \frac{1}{1 + e^{U_2(p_1) - U_1(p_1)}}$$

<sup>10</sup>Ce produit représente en quelque sorte la capacité de charge du site

Cet équilibre est unique car le coefficient de la congestion est négatif (Bayer et Timmins, 2005). On a représenté à la figure 2.2, le processus dynamique d'ajustement de la fréquentation du site 1, qui conduit ici à un équilibre stable, à la manière du cobweb qui simule les cycles du marché lorsque l'offre ne s'ajuste pas instantanément au prix. La probabilité  $p_1$  représente le signal de congestion, qui modifie à son tour la fréquentation du site, ce qui explique l'alternance entre probabilités faibles et élevées, qui s'amortit jusqu'à l'équilibre  $p_1^* = 0,786$ . La fréquentation est très déséquilibrée au profit du site 1.

FIG. 2.2 – Illustration graphique du calcul de l'équilibre



L'optimum correspond à la solution du programme :

$$\max_{p_1} = p_1 U_1(p_1) + (1 - p_1) U_2(p_1) - p_1 \ln p_1 - (1 - p_1) \ln(1 - p_1)$$

La probabilité optimale  $p_1^o = 0,708$ , confirme que le site de meilleure qualité est trop visité à l'équilibre. Cependant l'optimum améliore faiblement le bien-être collectif (1 506 € contre 1 471 € à l'équilibre cf. tableau 2.3).

TAB. 2.3 – Équilibre et Optimum

	Équilibre	Optimum
$p_1$	0,786	0,708
$C_1$	2,76	2,48
$C_2$	0,75	1,02
$W \times n$	1 471 €	1 506 €

On pense que la différence entre équilibre et optimum est faible dans un modèle multinomial logit car une variation de qualité entraîne seulement une nouvelle répartition des visiteurs entre les sites. Dans un modèle avec participation, l'amélioration de qualité a deux effets à l'équilibre :

- augmenter la participation et donc le nombre total de visiteurs ;
- changer la répartition des visiteurs entre les sites.

L'impact sur le bien-être à l'équilibre de "l'effet participation" est probablement plus fort que celui de "l'effet répartition". La modélisation de la participation devrait accentuer la différence entre le bien-être à l'équilibre et celui à l'optimum par rapport au modèle multinomial classique.

### 2.5.3 Instruments de gestion

On envisage d'abord une politique de régulation : la taxation optimale qui peut être mise en place sur des sites ayant un nombre restreint d'accès ou un stationnement obligatoire. Une autre piste est ensuite examinée, celle de l'investissement en qualité qui s'inspire d'une politique effectivement appliquée par le Conservatoire du littoral : "la stratégie pot de miel".

#### La taxe optimale

Dans cette illustration, la participation n'est pas modélisée, une seule taxe est donc nécessaire pour internaliser l'effet externe de congestion. On met donc en place une taxe sur le site de meilleure qualité, l'utilité conférée par sa visite se trouve donc diminuée. On égalise

la probabilité d'équilibre à la probabilité optimale.

$$\begin{aligned}
 p_1^* &= p_1^o \\
 \frac{1}{1 + e^{U_2 - U_1 + t}} &= \frac{1}{1 + e^{U_2 - U_1 + p_1 \frac{\partial U_1}{\partial p_1} + (1 - p_1) \frac{\partial U_2}{\partial p_1}}} \\
 t &= -\left(p_1 \frac{\partial U_1}{\partial p_1} + (1 - p_1) \frac{\partial U_2}{\partial p_1}\right) \\
 t &= 0,65
 \end{aligned}$$

On trouve une taxe de 0,65 en terme d'utilité par visite qui, divisée par le coefficient des coûts de transport donne une taxe de 6,58 € par visite au site 1.

Sous ce régime de régulation, on peut décomposer le bien-être collectif en deux parties :

- le bien-être espéré des individus : 1 040 € qui devient inférieur au bien-être des individus à l'équilibre (1 471 €);
- le produit espéré de la taxe : environ 466 €.

On observe un impact redistributif relativement fort pour un gain de bien-être collectif faible.

La question de l'affectation de la taxe n'est pas abordée ici.

### Variations de qualité

TAB. 2.4 – Impacts de variations de qualité

	$d\beta_1 = 0,2$		$d\beta_2 = 0,2$	
	A l'équilibre	à l'optimum	A l'équilibre	à l'optimum
$p_1$	+2,67%	+2,40%	-2,93%	-2,54%
$W \times n$	+9,58%	+9,64%	+4,46%	+4,04%

On a simulé une augmentation absolue identique des qualités des deux sites :  $d\beta_j = +0,2$ . Comme l'utilité des pêcheurs est ici une fonction linéaire de la qualité, on a la même augmentation d'utilité individuelle aux sites 1 et 2. En revanche, que ce soit à l'équilibre ou

à l'optimum, on obtient une augmentation de bien-être collectif plus importante quand on augmente la qualité du site de qualité supérieure plutôt que celle, moindre, de l'autre site (tableau 2.4). Ceci est dû aux différences de probabilité de fréquentation entre les sites : en augmentant la qualité du site 1, on améliore l'utilité de la sous-population de pêcheurs la plus nombreuse.

Par ailleurs, l'augmentation de bien-être est plus faible à l'équilibre qu'à l'optimum, quand on augmente la qualité supérieure, alors qu'on observe l'inverse en cas d'augmentation de la qualité inférieure. Ceci est dû au fait qu'à l'effet direct de la qualité, unique effet à l'optimum puisque la congestion est maîtrisée, vient s'ajouter à l'équilibre, un effet congestion indirect, qui est négatif pour la qualité supérieure et positif pour la qualité inférieure. On observe malgré tout peu de différences entre les variations du bien-être à l'équilibre et à l'optimum, ce qui s'explique par la prépondérance de l'effet qualité dans notre exemple.

## Conclusion

Les probabilités de participer et de visiter les sites ont été formalisées dans le cadre d'un modèle logit à deux sites avec participation, où la congestion est endogène. Les probabilités optimales ont pu être obtenues en maximisant le bien-être, calculé à partir de la formule d'Erlander (2005), et comparées aux probabilités d'équilibre. A l'optimum, les probabilités intègrent la désutilité espérée subie par tous les consommateurs du fait d'une visite supplémentaire, désutilité qui vient se retrancher à l'expression de l'utilité espérée par visite. Ceci explique que les probabilités de participer et de visiter le site de meilleure qualité soient trop élevées à l'équilibre, ce qui ne permet pas de maximiser le bien-être. Pour réguler cette participation trop forte, et ces visites au site 1 trop nombreuses, on a recherché les taxes optimales. On montre que non seulement la visite au site le plus populaire doit être taxée mais également celle au site le moins visité car réguler la congestion implique de réduire la participation. Les deux taxes, au site 1 et au site 2, permettent d'internaliser la désutilité externe liée à la trop forte participation et celle liée à une fréquentation trop importante du site de qualité haute. Ces résultats et l'application de la méthode d'Erlander (2005) aux questions de congestion des sites récréatifs sont, à notre connaissance, nouveaux dans la littérature. L'amélioration de la qualité d'un site est moins efficace à l'équilibre qu'à l'optimum, en raison des coûts de congestion qui augmentent, ce qui était déjà connu et plaide pour investir davantage dans la

qualité à l'optimum qu'à l'équilibre. Notre apport réside dans la décomposition de l'effet sur le bien-être de la modification de la congestion provoquée par l'amélioration de qualité. On distingue un effet lié à la participation, qui est toujours négatif, et un effet lié à la répartition entre les sites, qui est positif ou négatif selon qu'on améliore la moins bonne qualité ou la meilleure.

Ce modèle comporte un certain nombre d'hypothèses, qui pourraient faire l'objet d'améliorations ou de variantes. Il s'agit notamment de l'homogénéité des consommateurs, du nombre de sites limité à deux, de la fonction de congestion (linéaire décroissante) qui compose l'utilité. On peut par exemple concevoir que des consommateurs ou des groupes de consommateurs aient des préférences différentes pour la qualité ou pour la congestion, comme cela est envisagé par Richardson (2002) dans un modèle micro-économique de différenciation verticale, qui distingue les résidents et les touristes dans leur goût pour l'accessibilité aux sites de randonnée.

Notre modèle peut être estimé économétriquement, comme le montre notre application partielle et les travaux de Bayer et Timmins (2007) et Timmins et Murdock (2007). Ces derniers ont permis de démontrer que les mesures de bien-être relatives à la valeur des sites ou à l'amélioration de leur qualité doivent intégrer la congestion. Cependant, il est probable que la prise en compte de la participation amplifie les erreurs observées dans ces travaux antérieurs. Par ailleurs, les variations de bien-être opposées que nous obtenons selon la qualité du site amélioré expliquent peut-être les variations des erreurs observées dans la littérature.

On voit également que la congestion gagnerait à être régulée, ce qui n'est pas nouveau. Dans une application avec un modèle de choix discret répété avec congestion endogène, des instruments quantitatifs ou économiques, tels que quotas ou droits d'entrée sous forme de parkings payants ou d'éloignement des parkings pourraient être testés (à condition ici de s'inspirer de Hanley *et al.* (2002) qui ont intégré le coût d'accessibilité aux sites dans leur modèle de choix discrets). Leur impact sur la participation et la répartition entre les sites ainsi que sur le bien-être collectif pourraient alors être simulés, ce qui pourrait servir aux collectivités concernées par ces problèmes. Les questions de redistribution de surplus posées par la régulation pourraient également être abordées à l'aide de ce modèle (voir à ce sujet Kim *et al.* (2007)). Enfin, des stratégies de second rang pourraient également être testées, comme celle qui consiste à aménager un site pour en soulager un autre (stratégie " pot de miel " du conservatoire du littoral en France), en s'inspirant de Richardson (2002) qui considère

uniquement le bien-être des résidents et la valeur ajoutée apportée par les touristes.

# Chapitre 3

## La fréquentation récréative du littoral de Cornouaille

### Introduction

Des études sont régulièrement lancées pour connaître les motivations des individus dans leurs visites des sites littoraux, et leur appréciation de la qualité des sites. Au niveau national, trois sondages ont été organisés à l'initiative du Conservatoire du littoral : le premier réalisé par le cabinet Louis Harris en 1983, le second par la SOFRES en 1981 et le troisième par la SORGEM en 1994. Les deux premiers ont été réalisés auprès d'un échantillon représentatif de la population française, tandis que La SORGEM a interrogé les visiteurs de 12 sites du Conservatoire du littoral. Dans cette dernière enquête, une définition très large des sites littoraux des sites est adoptée. Ainsi, la baie d'Audierne est considérée comme un seul et même site de plus de 27 kilomètres de long. Les résultats de ces études ont été résumés dans les Cahiers du Conservatoire du littoral (Braive *et al.*, 1996). Ces enquêtes sont très générales. Elles portent sur les attentes du public, sa perception du littoral dans sa globalité. Des études plus fines existent, mais seul un petit nombre de sites est concerné (4 sites morbihannais pour l'enquête de Billet (1996), 10 sites bretons pour Breton (2000) ). Les îles ont fait l'objet de travaux spécifiques (Brigand, 1997; Brigand *et al.*, 2003; Brigand et Le Berre, 2006). Il s'agit alors d'enquêtes sur sites.

Notre enquête est différente de celles citées précédemment. Elle a pour but de comprendre le comportement récréatif littoral des résidents et des touristes dans la zone d'étude en vue

d'estimer un modèle explicatif des comportements de participation et de visite, à l'aide de la méthode des coûts de déplacement. Dans cette optique, nous avons réalisé une enquête en face à face, sur trois semaines au mois d'août 2007. 1079 questionnaires exploitables ont été recueillis.

Dans la première section, la méthodologie de l'enquête est présentée. Les données recueillies parallèlement à l'enquête sont détaillées dans la seconde section. Il s'agit des attributs des sites et des caractéristiques météorologiques de la période d'enquête. Les deux sections suivantes sont consacrées au cœur de l'enquête : la troisième expose les caractéristiques individuelles des personnes interrogées et leurs pratiques récréatives tandis que la dernière section se concentre sur l'analyse de la participation et de la fréquentation des sites. Les traitements statistiques conduits permettent d'identifier les variables explicatives de la participation et du choix des sites récréatifs.

## **3.1 Présentation de l'étude**

### **3.1.1 Zone d'enquête**

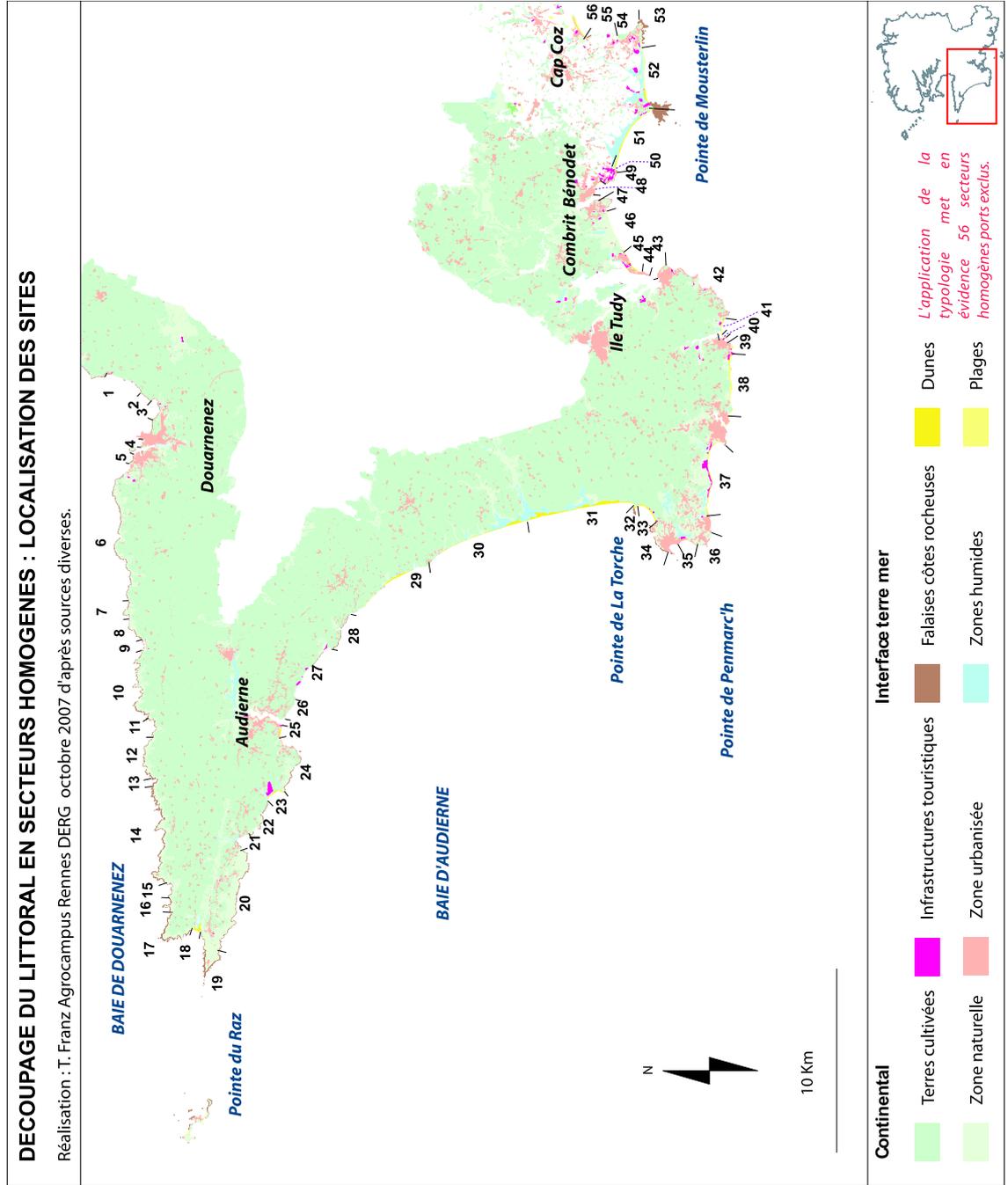
La zone d'étude est constituée d'une portion du littoral finistérien, entre Douarnenez et la plage de Cap Coz à Fouesnant. Nous avons choisi Douarnenez comme point de départ de la zone d'étude car il existe une "cassure" géographique au nord de la ville. La zone d'étude s'arrête à la plage de Fouesnant, d'une part car le site suivant est un port et n'est donc pas compris dans l'étude, et d'autre part, car la plage de Cap Coz est très fréquentée. Il nous paraissait ainsi judicieux de l'intégrer dans une étude sur la congestion des sites récréatifs. La configuration de cette zone est intéressante : proche d'un pôle urbain attractif (Quimper), elle présente une forte hétérogénéité de sites récréatifs littoraux. En effet, les sites de falaises et de pointes, propices à la randonnée et à la promenade sont principalement situés dans la partie nord. La partie ouest présente de grandes étendues de plages ventées qui se prêtent à la pratique de sports nautiques (surf, planche à voile, kite-surf) tandis que les plages abritées de la partie sud sont plus fréquentées pour la baignade. La Pointe du Raz, visitée par un million de visiteurs par an environ (Vourc'h, 1999), est le seul site du Finistère à avoir le label "Grand site de France". De plus, la zone d'étude rassemble 35% des hébergements du Finistère (Source : Comité départemental de tourisme du Finistère).

La définition de l'espace de choix des individus s'est révélée être un problème complexe. Notre zone d'étude étant assez étendue (figure 3.1), le nombre de sites pouvait être très important et entraîner des problèmes de traitement des données. Plusieurs solutions à ce problème sont possibles. On peut agréger les unités de base en groupe de sites. L'agrégation peut être spatiale, par type d'activités, etc. Cependant, cette solution peut entraîner un biais d'agrégation (Parsons et Needelman, 1992). Parsons et Kealy (1992) proposent une solution à ce biais, inspirée par Mc Fadden en 1978 : chaque individu a son ensemble de choix propre parmi l'ensemble de choix total. Cet ensemble de choix est un échantillon aléatoire issu de l'ensemble de choix total et inclut obligatoirement le site choisi. On tire au sort les sites parmi ceux situés à moins d'une certaine distance représentant la distance maximale acceptable pour une sortie d'une journée. On supprime donc un certain nombre de sites de chaque ensemble de choix individuel. Une alternative consiste à utiliser une modélisation endogène de l'espace de choix individuel (Parsons *et al.*, 2000). Aucun site n'est alors éliminé de l'espace de choix. Les auteurs font la différence entre les sites familiers et les sites non familiers qui confèrent une utilité moindre. Chaque individu doit indiquer ses sites familiers et ses sites favoris. Les problèmes rencontrés lors de l'étude ont essentiellement porté sur la formulation du questionnaire. Il fallait que les enquêtés se basent sur les mêmes définitions pour différencier leurs sites favoris, de leurs sites familiers. Finalement, avec les capacités de calcul des ordinateurs actuels et des logiciels économétriques, le problème n'est pas tant dans le traitement économétrique d'un grand nombre de sites que dans leur description. Plus ils sont nombreux, plus il est difficile d'obtenir une description détaillée de chaque site. A contrario, le même problème se pose si on agrège les sites, les attributs ne pouvant plus être aussi précis. Or, cette description des sites est cruciale pour comprendre la fréquentation récréative du littoral. Pour résoudre ces deux difficultés, on a fait appel à une géographe, Tiphaine Franz, qui a découpé la zone d'étude en secteurs homogènes selon des critères géographiques et en a dressé en partie la typologie<sup>1</sup>. Au final nous avons abouti à un espace de choix de 43 sites (figure 3.1).

---

<sup>1</sup>Cette typologie a été enrichie à l'occasion de nombreux déplacements sur zone.

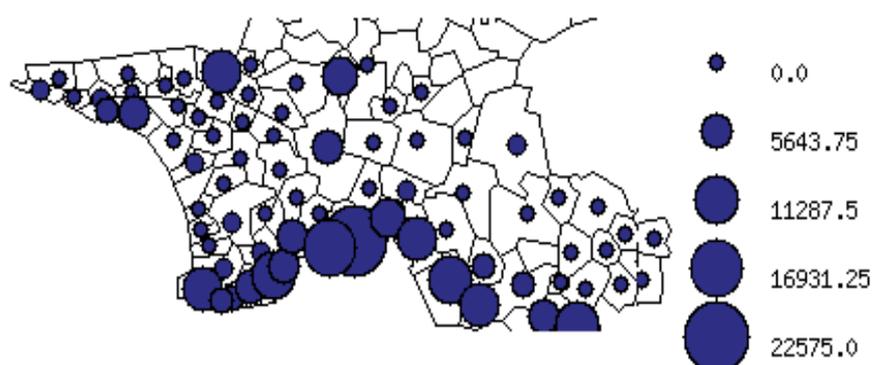
FIG. 3.1 – Zone d'étude



### 3.1.2 Protocole d'enquête

La plupart des études cible des activités précises telles que la pêche, la randonnée (Greene *et al.*, 1997; Layman *et al.*, 1996; Morey *et al.*, 1991; Salanié, 2006). L'administration du questionnaire peut alors se faire sur les parcours (enquête sur site) ou par le biais des associations recensant les licenciés de ces activités (enquêtes par courrier ou téléphoniques). D'autres analyses se focalisent par exemple sur une catégorie de visiteurs : les résidents sont alors interrogés par téléphone ou par courrier (Parsons et Massey, 2003). Lorsqu'on ne cible ni des activités, ni un type de population, l'enquête sur site paraît plus appropriée. Une limite est cependant à souligner : les non-participants ne sont pas interrogés entraînant un biais de non-participation dans l'échantillon. Or, le niveau de participation détermine le niveau de congestion global de la zone d'étude. Dans une analyse de la fréquentation récréative où la congestion peut être une variable explicative importante, il est nécessaire de modéliser le choix de site mais aussi le choix de participation à une visite récréative. Dans cette optique, l'enquête sur site est écartée puisqu'elle ne permet d'interroger que les visiteurs qui ont, par définition, choisi de participer. Une autre solution consiste à interroger les gens sur des lieux qui leur permettent de satisfaire des besoins élémentaires, comme les boulangeries dans les communes hébergeant le plus de touristes (cf. figure 3.2).

FIG. 3.2 – Répartition des lits touristiques



Source : Comité départemental du tourisme du Finistère

C'est ce principe qui a été retenu pour l'enquête Morgoat sur les fréquentations touristiques en Bretagne en 2005 (Observatoire Régional du Tourisme en Bretagne, 2006), dont

la méthodologie a été construite par Deville et Maumy (2006). Cette solution nous paraît intéressante car elle permet d'interroger les visiteurs et les non-visiteurs, les résidents et les touristes<sup>2</sup>.

Afin de toucher ces individus, on a cherché à les interroger à la sortie des supermarchés, lieux indifféremment fréquentés par tous. Les villes d'enquête ont été choisies afin de respecter la proportion de touristes et de résidents présents les années précédentes dans le Finistère. On a ainsi d'abord répertorié les villes qui disposaient d'un supermarché. Puis, on s'est basé sur les données du Comité départemental du tourisme du Finistère pour connaître la fréquentation touristique du pays de Cornouaille, par ville, en 2005 et 2006. Enfin, une fois connue la proportion entre résidents et touristes pour les villes de la zone d'étude, on a choisi les villes d'enquête de manière à respecter cette répartition. Les sept villes d'enquête retenues sont Douarnenez, Plouhinec, Penmarc'h, Loctudy, Bénodet-Combrit, Fouesnant et Quimper. Après avoir pris contact avec des directeurs de supermarchés, il a été possible de poster six enquêteurs à la sortie des grandes surfaces des six premières villes. A Quimper, l'enquêteur a interrogé les passants des rues commerçantes du centre ville, nos demandes auprès des directeurs de supermarché de la ville ayant toutes été refusées. Nous avons choisi de poster un enquêteur supplémentaire à la Pointe du Raz étant donné la renommée et l'attractivité de ce site.

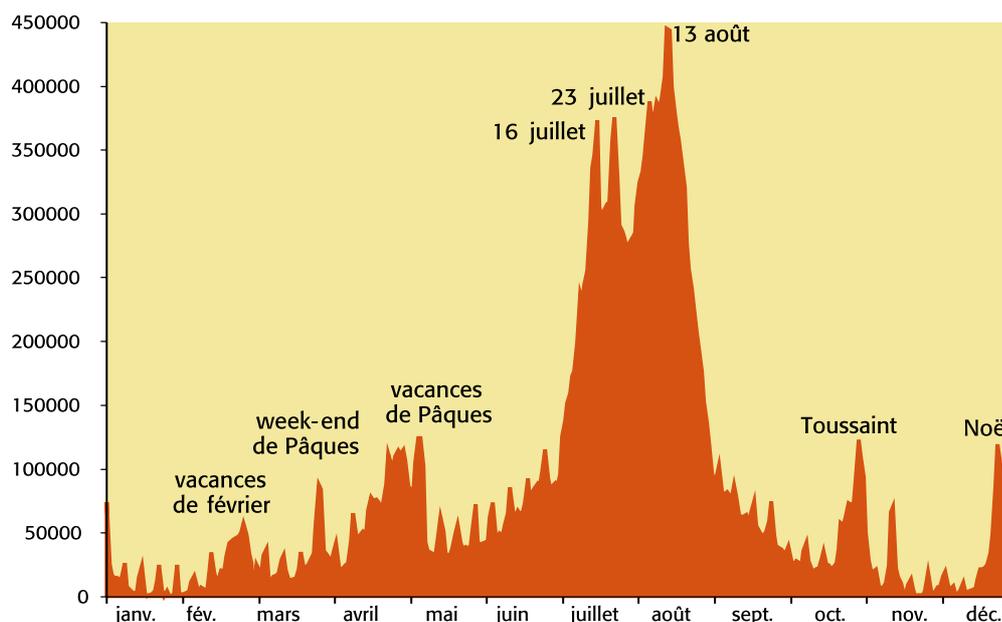
Les gens ont été interrogés sur leurs visites récréatives. Il était important de fixer la période de référence pour connaître le nombre d'occasions de choix de chaque individu. Les personnes interrogées sur leurs visites pendant la période de référence devaient pouvoir se souvenir précisément de toutes leurs visites. Contrairement à beaucoup d'applications de modèles de choix répétés qui portent sur la pêche (Morey *et al.*, 1993; Hoehn *et al.*, 1996), il est difficilement envisageable que les enquêtés se souviennent de toutes leurs visites littorales récréatives de l'été. On est alors confronté au biais de mémoire. Dans les études sur la pêche récréative, Lyle *et al.* (2002) préconisent de fournir des carnets de pêche aux enquêtés pour qu'ils puissent y noter les caractéristiques de chacune de leurs sorties de la saison. Ce principe, coûteux, n'est pas transférable dans une étude sur les visites récréatives. En effet, les touristes ne sont dans la région d'étude que pour une durée courte, les interroger sur tout l'été n'a donc pas de sens. Puisque la durée moyenne des séjours en Bretagne est de onze

<sup>2</sup>On reprend ici la définition d'un touriste selon les normes internationales : "Est considérée comme touriste, toute personne en déplacement hors de son environnement habituel pour une durée d'au moins une nuitée et d'au plus un an, pour des motifs non liés à une activité rémunérée dans le lieu visité."

jours (Observatoire Régional du Tourisme en Bretagne, 2006), nous avons décidé d'interroger les gens le week-end, sur leurs visites pendant les sept jours précédant l'enquête, en espérant ainsi limiter le biais de mémoire. Les enquêtes ont ainsi été réalisées les vendredi et samedi à la sortie des supermarchés et le dimanche sur site. Chaque individu a donc sept occasions de choix. Une seule visite par occasion de choix était autorisée. En cas de visites multiples, on leur demande d'indiquer uniquement celle qui a le plus motivé leur déplacement (Parsons et Wilson, 1997).

L'analyse ayant pour but d'identifier les facteurs d'attractivité des sites littoraux et l'impact de la congestion, il était déterminant de choisir une période de fréquentation importante. D'après l'enquête Morgoat (Observatoire Régional du Tourisme en Bretagne, 2006), le pic de fréquentation touristique se situe entre le 14 juillet et le 15 août (figure 3.3).

FIG. 3.3 – La fréquentation touristique en 2005 (en nombre de nuitées)

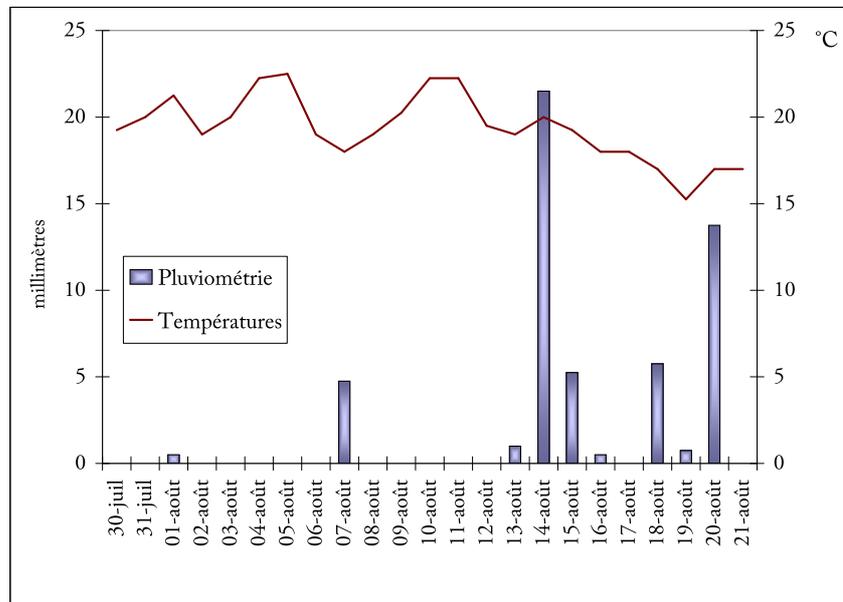


Source : BET F. Marchand - Propriété des données CG29/CDT29/CCI29/DDE29

L'enquête s'est déroulée sur trois semaines entre le 30 juillet 2007 et le 19 août 2007 afin d'inclure le week-end du 15 août et d'éviter les fêtes de Cornouaille, qui attirent chaque année sur Quimper un grand nombre de visiteurs pour des raisons très différentes du sujet de notre étude, ce qui aurait été susceptible d'entraîner un biais. Cette période d'enquête s'est révélée être un choix judicieux puisqu'on a observé une hétérogénéité météorologique.

Les deux premières semaines de l'enquête ont bénéficié d'un temps clément. Celui-ci s'est dégradé pendant la dernière semaine de l'enquête (voir figure 3.4).

FIG. 3.4 – Moyenne des températures et pluviométrie observées pendant la période d'enquête



### 3.1.3 Construction du questionnaire

Deux populations étaient visées par l'enquête : les touristes et les résidents. Le questionnaire est disponible en annexe B.1. Une partie spécifique du questionnaire a été construite pour les touristes, elle concerne leur connaissance de la Bretagne, les raisons de leur venue, etc. Cette partie est inspirée de l'enquête Morgoat sur les touristes bretons de 2005 (Observatoire Régional du Tourisme en Bretagne, 2006). La partie sur les caractéristiques socio-économiques en est également proche. En effet, pour juger de la représentativité d'un échantillon, il est nécessaire de comparer les résultats de l'enquête avec les données sur la population cible. Or, alors qu'il existe quelques données sur les caractéristiques socio-économiques des habitants de la zone d'emploi de Quimper et du pays de Cornouaille, le seul élément de comparaison existant pour les touristes est l'enquête Morgoat, effectuée en 2005.

Le reste du questionnaire a été construit de manière à répondre à la problématique de l'étude : construire un modèle explicatif du choix de participation et du choix de sites récréatifs. Il était nécessaire de disposer d'éléments pour calculer le coût de transport et le coût d'opportunité du temps de la visite (questions A1, A4, C11, C12, C16, C19) ainsi que le coût

d'hébergement des touristes (questions B1, B4, B6, B7). Des données sur le comportement de visite : sites visités, activités pratiquées, etc. devaient également être recueillies par l'enquête. Il était nécessaire que l'enquête soit courte, notamment parce qu'elle se faisait à la sortie des supermarchés. Sa durée, une dizaine de minutes tout au plus, n'a pas découragé les personnes interrogées, puisque moins de 1% d'entre elles ont abandonné l'enquête en cours.

On a également interrogé les gens sur leur perception des sites (points forts, points faibles) car cette donnée est intéressante pour les gestionnaires des sites.

Ce questionnaire a été testé au mois de juin 2007 sur la plage des Sables blancs de Douar-nenez afin de vérifier sa pertinence (durée, modalités de réponses). Suite à ce test, le libellé de certaines questions a été modifié et de nouvelles modalités de réponses, introduites. Les enjeux de cette enquête et ses modalités ont été expliqués aux huit enquêteurs au cours d'une matinée de formation. Le questionnaire a été traduit en anglais pour permettre d'interroger également les touristes étrangers. Pendant l'enquête, les enquêteurs ont été régulièrement contrôlés afin de vérifier la validité des questionnaires. Ils ont perçu une rémunération globale et non selon leur rendement. Sur les trois semaines d'enquête, 1 079 questionnaires ont été remplis avec des questions portant sur la participation et les éventuelles visites, pour sept occasions de choix.

Nous appliquons la méthode des coûts de transport, leur calcul a donc fait l'objet d'une attention toute particulière.

### 3.1.4 Calcul des coûts

#### Coûts de transport

Les coûts de transport ont été calculés suivant les recommandations du Ministère du développement durable (Terra, 2005). Depuis Cesario et Knetsch (1970), il est communément admis que le temps de trajet génère un coût d'opportunité du temps qui doit être intégré dans le calcul du coût de déplacement. Les visiteurs qui se déplacent en vélo ou à pied sur les sites les plus proches ont uniquement un coût d'opportunité du temps si le trajet est considéré comme une perte de temps. Dans le cas contraire, ils n'ont pas de coût de déplacement (Terra, 2005)<sup>3</sup>. La formule générale du coût du déplacement sur site est calculée comme suit :

<sup>3</sup>On a calculé le coût de transport aux sites non-visités de l'échantillon en faisant l'hypothèse que les individus utilisaient le même moyen de transport que celui déclaré pour les sites visités mais au delà d'une

$$TC_{ij} = \frac{\text{distance}_{ij} \times \text{coût total/km}}{\text{taille du ménage}_i} + \text{perte de temps}_i \times \frac{1}{3} \times \frac{\text{revenu}_i}{135} \times \text{temps}_{ij} \quad (3.1)$$

avec :

- $\text{distance}_{ij}$  : distance pour se rendre au site  $j$  pour l'individu  $i$  calculée à l'aide d'un système d'information géographique <sup>4</sup> ;
- coût total/km : coût du carburant augmenté du coût d'usure du véhicule soit d'après le barème des impôts pour un véhicule de 6CV : 0,35€ et pour un véhicule de 10CV (camping-car) : 0,43€ ;
- $\text{taille du ménage}_i$  : renseignée par une question du questionnaire ;
- $\text{perte de temps}_i$  : variable muette indiquant si le trajet pour se rendre sur le site  $j$  est une perte de temps ou un moment agréable ;
- $\text{temps}_{ij}$  : temps mis par l'individu  $i$  pour se rendre sur le site  $j$  en comptant une moyenne de 60km/h en voiture ;
- $\text{revenu}_i$  : le revenu mensuel de l'individu  $i$  divisé par 135. Ce nombre d'heure mensuel correspond à un temps de travail annualisé de 1600 heures, soit la moyenne française (Terra, 2005).

### Coûts de séjour

Les touristes supportent également un coût de séjour  $CS_i$  composé :

- du coût de transport entre la résidence à l'année et celle de séjour ;
- de leur coût d'opportunité du temps ;
- du coût de leur hébergement.

Pour se rendre sur leur lieu de séjour, les touristes ont le choix entre plusieurs modes de transport. Pour les déplacements en voiture, les coûts ont été calculés de la même manière que précédemment, tandis que pour les transports en train, en bateau ou en avion, le coût aller-retour par personne faisait l'objet d'une question de l'enquête (B6). De la même manière, les touristes ont été interrogés sur leur coût d'hébergement par personne et par semaine. On calcule ce coût de séjour  $CS_i$  de la manière suivante :

---

distance de 3 kms pour les déplacements à pieds, et de 20 kms pour les déplacements en vélo (choix arbitraire), les coûts de transport ont été calculés avec le barème automobile.

<sup>4</sup>Mappy, utilisable sur le site <http://www.mappy.fr>.

$$\begin{aligned}
CS_i = & (\text{transport voiture}_i) \frac{\text{distance séjour}_i \times \text{coût total/km}}{\text{taille du ménage}_i \times \text{durée de séjour}_i} + \frac{1}{3} \times \frac{\text{Revenu}_i}{135} \times \text{temps}_i \\
& + (1 - \text{transport voiture}_i) \times \frac{\text{coût de transport}_i}{\text{durée de séjour}_i} \\
& + \text{coût hébergement}_i
\end{aligned} \tag{3.2}$$

avec :

- $\text{transport voiture}_i$  : variable muette égale à 1 si le déplacement de l'individu  $i$  pour se rendre sur le lieu de séjour s'est fait en voiture, 0 sinon ;
- $\text{distance séjour}_i$  : distance entre la résidence de séjour et la résidence à l'année ;
- $\text{coût total/km}$  calculé comme pour le coût de transport ;
- $\text{durée de séjour}_i$  : durée de séjour de l'individu  $i$  en semaine ;
- $\text{taille du ménage}_i$  : taille du ménage de l'individu  $i$  ;
- $\text{temps}_i$  : le temps nécessaire à l'individu  $i$  pour le voyage ;
- $\text{coût de transport}_i$  : coût du transport de l'individu  $i$  par un autre moyen que la voiture ;
- $\text{coût hébergement}_i$  : coût de l'hébergement par semaine de l'individu  $i$ .

Le coût de séjour des touristes n'a pas été intégré à leur coût de déplacement pour se rendre sur un site. Puisqu'ils le supportent quels que soient les sites visités, il n'intervient pas dans le choix de visite d'un site récréatif.

Afin d'expliquer le comportement de visites des individus, d'autres données indépendantes de l'enquête étaient nécessaires.

## 3.2 Les données recueillies en amont de l'enquête

Pour compléter le questionnaire, deux types de données ont été recueillis en parallèle :

- des données sur les attributs des sites ;
- des données météorologiques décrivant les occasions de choix.

### 3.2.1 Description des sites

Pour expliquer la fréquentation des sites récréatifs, il était important de disposer d'une description détaillée des sites et notamment d'un indicateur de leur fréquentation. Or, étant

donnée l'étendue de la zone, 159 km de linéaire de côtes, la seule solution envisageable était le survol aérien. Ce travail de typologie et de traitement des photographies aériennes a été confié à Tiphaine Franz. La plupart des cartes présentées dans la suite de cette section sont le fruit de son travail (voir Franz, 2007 pour plus de détails).

### Obtention d'un indicateur de fréquentation à l'aide d'un survol aérien

Un survol photographique aérien a été effectué le samedi 4 août 2007 entre 14h30 et 16h30 à l'aide d'un appareil reflex numérique avec un capteur de 10 millions de pixels. Les conditions météorologiques étaient idéales pour ce type d'exercice : très peu de vent (1 à 2 beaufort), des températures relativement élevées (entre 21 et 23°C) et une faible nébulosité (1%). 482 photographies photos obliques ont été prises.

L'indicateur de fréquentation observée a été construit sur la base de la photo interprétation qui consiste à comptabiliser le nombre de personnes présentes au passage de l'avion pour chaque site (voir figure 3.5). Sont comptabilisées : les personnes sur les plages, sur les sentiers, sur les rochers et dans l'eau.

FIG. 3.5 – Vue aérienne de la plage d'Audierne, *Leplat, 2007*

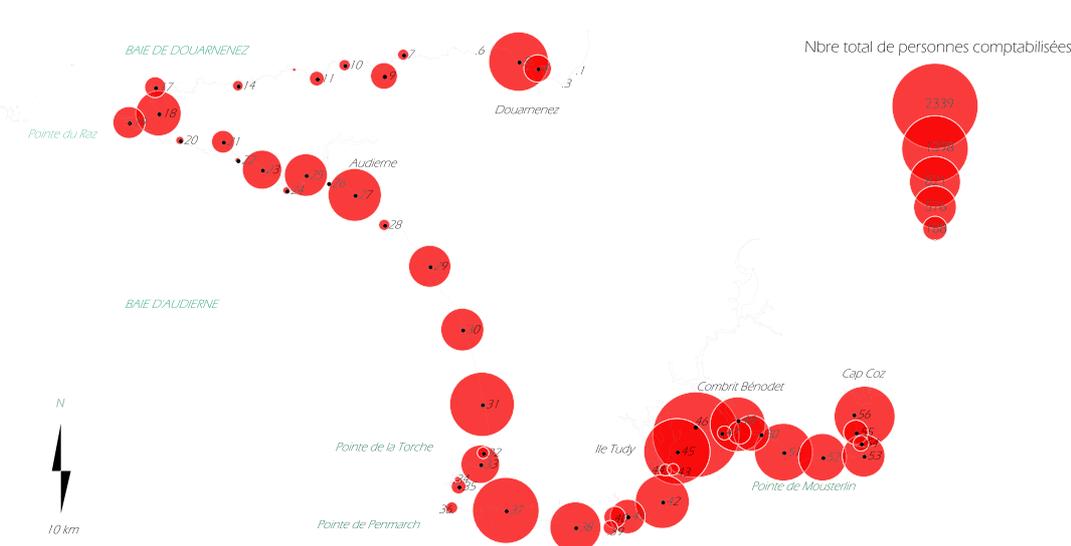


78% des clichés sont parfaitement exploitables, contre 2% inexploitables. Les 20% restant sont constitués de photographies où une partie du site n'est pas visible (cachée par une aile de l'avion souvent) ce qui conduit à une possibilité de sous-estimation de la fréquentation.

Au total, 21 057 personnes ont été comptabilisées lors de ce survol de la zone. La figure 3.6 indique leur répartition sur la zone d'étude. On note que les fréquentations les plus importantes de ce samedi 4 août sont observées dans le sud de la zone où les sites sont

majoritairement de type "plage".

FIG. 3.6 – Répartition de la fréquentation d'après le survol aérien du 4 août



### Création d'une typologie des sites

Réaliser une typologie, c'est distinguer au sein d'un ensemble d'unités, des groupes que l'on peut considérer comme homogènes (Brunet *et al.*, 1992). Dans ce travail de typologie, trois éléments ont d'abord été retenus :

**Le type de côte :** on distingue quatre types de site : les plages (52%), les côtes rocheuses basses (5%), les falaises (30%) et les pointes (13%).

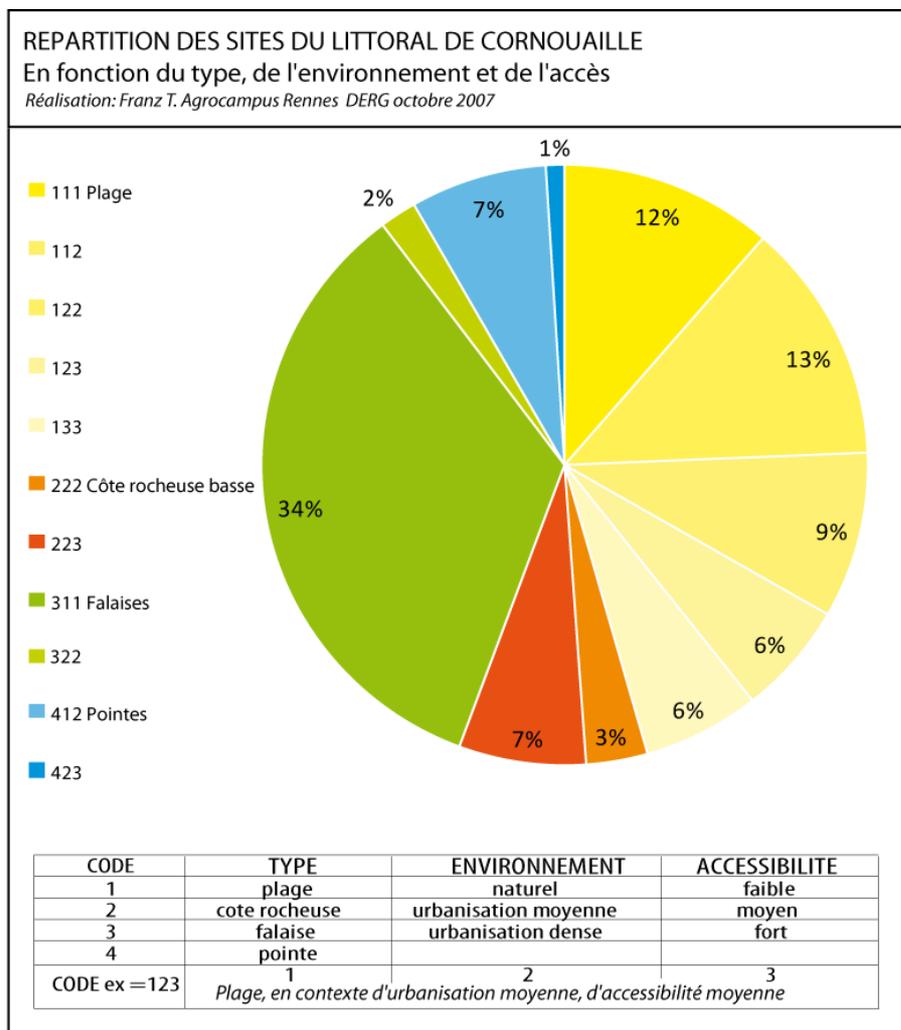
**L'environnement du site :** ce critère se généralise en trois catégories : environnement naturel (56%), environnement semi-urbanisé (32%), environnement urbanisé (12%)

**L'accès :** selon qu'il soit difficile (16%) : parkings ponctuels, chemins d'accès ; moyennement difficile (37%) : avec des parkings et desservi par des voies de communications secondaires ; ou facile (47%) : nombreux parkings et accessible par des voies de communications principales. Cet indicateur a été construit grâce aux cartes IGN au 250000<sup>ème</sup> (les parkings y sont renseignés) et aux orthophotographies littorales<sup>5</sup>. Les parkings sont comptabilisés lorsqu'ils sont situés dans une bande de 100 mètres à partir du littoral.

<sup>5</sup>Librement téléchargeables sur le site [www.geolittoral.equipement.gouv.fr](http://www.geolittoral.equipement.gouv.fr)

Ces trois critères sont résumés dans la figure 3.7.

FIG. 3.7 – Sites de la zone d'étude



Les falaises comme les pointes sont très majoritairement situées dans un environnement naturel et difficile d'accès pour les falaises. Les plages bénéficiant d'un environnement naturel d'accès difficile ou moyennement difficile constituent un quart de l'échantillon. Pour compléter ce critère d'accessibilité, on dispose du nombre de parkings pour chaque site (figure 3.8), du nombre de voies d'accès, de la distance entre le parking et le point d'accès au site le plus proche, et de la taille des parkings (ces données ont été obtenues en se rendant à plusieurs reprises sur la zone et grâce aux orthophotographies). On remarque une hétérogénéité importante puisque certains sites n'ont pas de parking (en majorité des pointes), tandis que d'autres en ont jusqu'à treize (essentiellement des plages). Les sites ayant le moins de parkings sont situés au nord de la zone où se trouvent plutôt des sites de type falaise.

FIG. 3.8 – Nombre de parkings par site

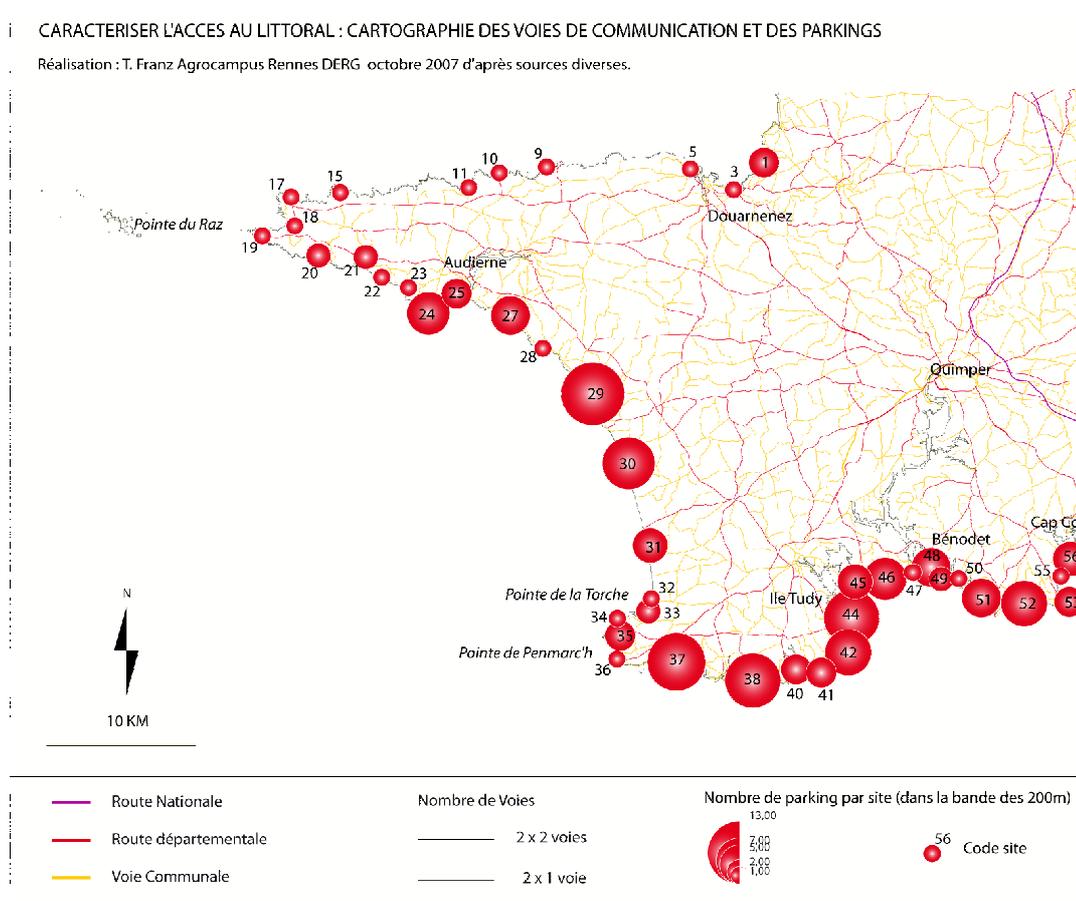
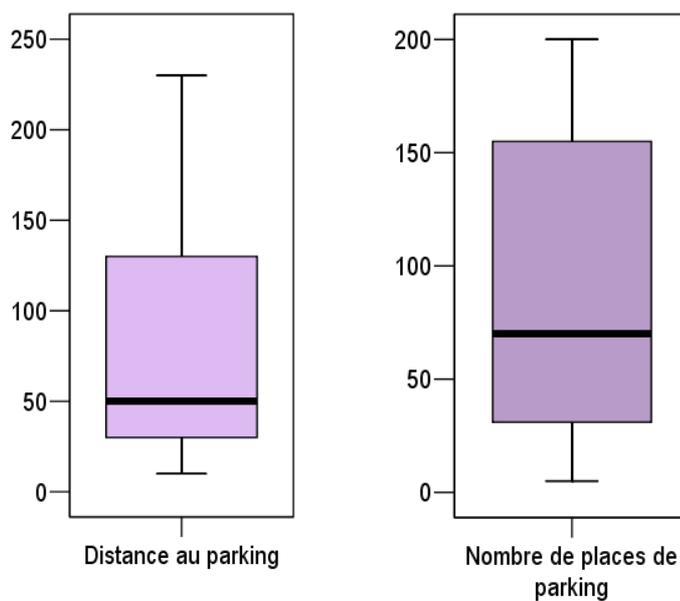


FIG. 3.9 – Distance au parking et taille des parkings



La distance entre le site et le parking est peu dispersée : 75% des valeurs sont comprises entre 35 mètres et 130 mètres environ (figure 3.9). Cette information est intéressante notamment lorsqu'on cherche à tester des politiques de régulation de l'accès alternatives aux politiques de taxation. Les trois quarts des sites disposent d'entre 30 et 150 places de parkings (figure 3.9).

### 3.2.2 Données météorologiques

Quatre stations météorologiques sont présentes dans la zone d'étude : celles de Douarnez, d'Audierne, de l'île Tudy et de la Torche. Chacune relève quotidiennement :

- la vitesse du vent ;
- la couverture nuageuse ;
- la pluviométrie ;
- la température.

On a vérifié que les données de ces quatre stations météorologiques pouvaient être agrégées à l'aide d'un test de comparaison de moyenne (voir annexe B.2). On a donc défini quatre indicateurs météorologiques (vitesse du vent, couverture nuageuse, pluviométrie et température), chacun correspondant à la moyenne des quatre stations.

On a également calculé les corrélations entre ces indicateurs. La couverture nuageuse, la vitesse du vent et la pluviométrie présentent des corrélations importantes tandis que les températures ne sont pas corrélées aux trois autres indicateurs (tableau 3.1).

TAB. 3.1 – Corrélations entre les quatre indicateurs météorologiques

	Couverture nuageuse	Vitesse du vent	Températures	Pluviométrie
Couverture nuageuse	1,00	<b>0,66</b>	-0,06	<b>0,60</b>
Vitesse du vent	<b>0,66</b>	1,00	-0,06	<b>0,73</b>
Températures	-0,06	-0,06	1,00	-0,25
Pluviométrie	<b>0,60</b>	<b>0,73</b>	-0,25	1,00

Un grande variabilité apparaît pendant la période de l'enquête. Le samedi 4 août a été la journée la plus clémente tandis que le mardi 14 août a été la plus maussade. Les données météorologiques sont importantes pour expliquer la participation à des visites récréatives.

Nous allons maintenant analyser les données issues de l'enquête proprement dite.

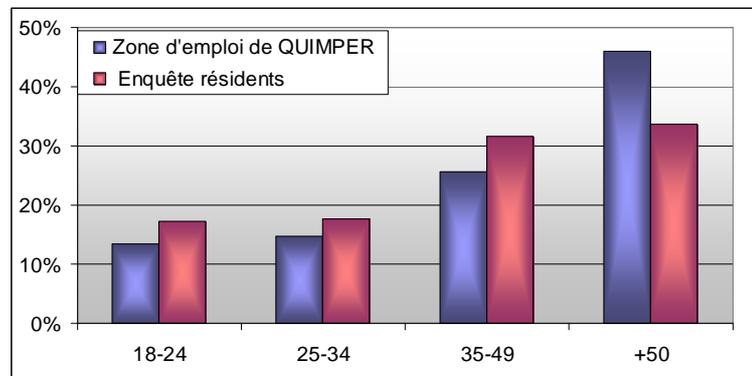
### 3.3 Caractéristiques individuelles des personnes interrogées et pratiques récréatives

Dans cette section, nous nous intéressons aux données individuelles. Nous essayons d'abord de caractériser la représentativité de notre échantillon en le comparant aux données existantes en vue d'élargir éventuellement nos résultats économétriques à la population de la zone d'étude. Nous détaillons ensuite les caractéristiques socio-économiques des individus et leurs pratiques sur place, et pour se rendre sur les sites.

#### 3.3.1 Représentativité de l'échantillon

Les touristes représentent 60% des personnes interrogées. On sépare notre échantillon en deux catégories : résidents et touristes afin de comparer les données issues de notre enquête avec celles du recensement de 1999 pour les résidents, et celles de l'enquête Morgoat (2005) pour les touristes. Il s'agit d'identifier d'éventuels biais dans l'échantillon.

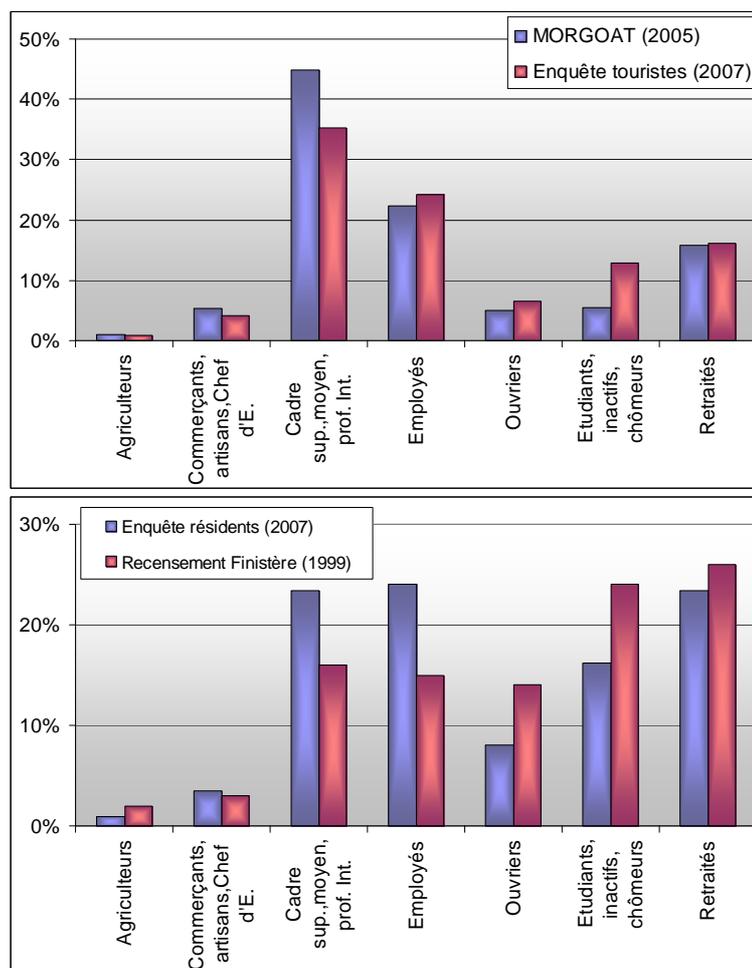
FIG. 3.10 – Comparaison par âge des résidents



Nous n'avons pas trouvé de données sur l'âge des touristes adoptant un découpage en classes comparable à la nôtre. Nous ne pouvons donc comparer nos données que grossièrement. 66% des personnes interrogées pendant notre enquête ont moins de 50 ans contre 61% pour l'enquête Morgoat.

Concernant les résidents, la structure par âge des personnes interrogées apparaît similaire à celle du recensement de 1999. On observe cependant une différence pour les plus de cinquante ans qui sont sous-représentés dans notre étude.

FIG. 3.11 – Comparaison par catégorie socio-professionnelle



La répartition par catégorie socio-professionnelle des touristes apparaît relativement similaire à celle de l'enquête Mergoat. On note une sous-représentation des cadres et à l'inverse une sur-représentation des étudiants. Concernant la population résidente, la structure par CSP varie entre les deux enquêtes. Les employés et les cadres sont sur-représentés dans notre échantillon alors que les ouvriers, les retraités et les inactifs sont sous-représentés.

Ces comparaisons sur l'âge et les catégories socio-professionnelles permettent de donner une idée de la représentativité de notre échantillon : pour les touristes, il apparaît proche de celui de l'enquête Mergoat, tandis que pour les résidents, le constat est plus mitigé. Cependant, il est possible que la zone d'emploi de Quimper ne soit pas le meilleur élément de comparaison car les résidents ne parcourent en moyenne que 13 kilomètres pour se rendre sur les sites récréatifs. Il aurait fallu trouver des données sur la population de la bande littorale mais nous n'avons pas de données plus appropriées à notre disposition que celles du recensement de 1999.

### 3.3.2 Le portrait des touristes et des résidents

Les touristes représentent 60% des personnes interrogées. Les tests de Khi-deux mettent en évidence des différences significatives entre les caractéristiques socioéconomiques des deux échantillons que ce soit au niveau de l'âge, de la catégorie socioprofessionnelle, de la formation ou du revenu (voir tableau en annexe B.4). Nous traitons donc séparément les statistiques pour ces deux types de population. Une partie du questionnaire étant dédiée spécialement aux touristes, nous résumons dans un premier temps ses résultats avant de traiter les questions communes.

#### Caractéristiques spécifiques aux touristes

Les touristes sont principalement originaires de la moitié nord de la France (annexe B.3). Ils sont venus en voiture pour 83% d'entre eux et en famille (53,6%). Ils connaissent bien la Bretagne, puisque 43,6% y ont effectué plus de 10 séjours. La famille est le mode d'hébergement le plus souvent cité (22%) suivi par le camping (21%), la résidence secondaire (18%) et la location (15%).

L'attachement à la région et l'origine bretonne sont les principales raisons de la venue en Bretagne (17%) suivies par les côtes et activités liées à la mer (12%) et le patrimoine naturel (12%). Il est à noter que 6% des touristes citent la faible concentration touristique comme raison de leur venue (annexe B.3<sup>6</sup>).

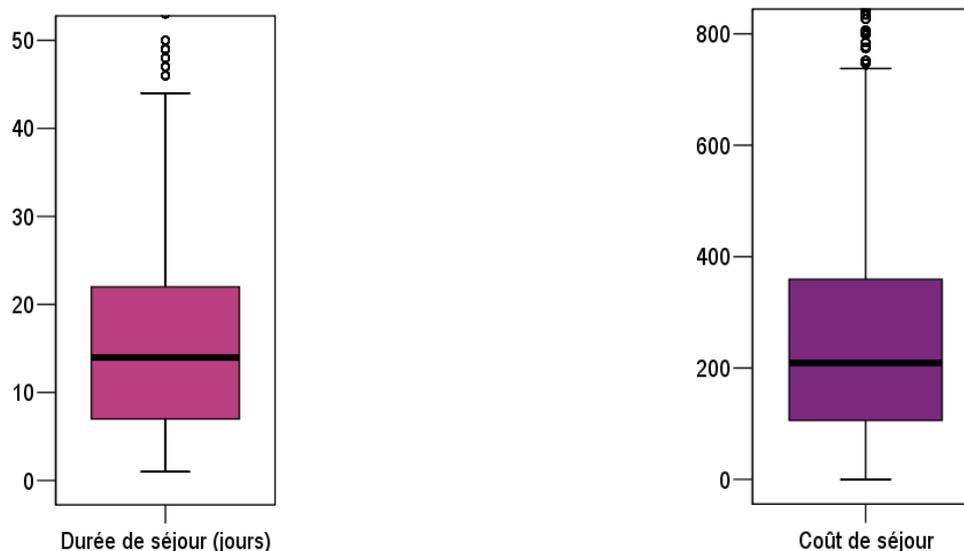
Le séjour des touristes dure en moyenne 19,65 jours tandis que la médiane s'établit à 14 jours (figure 3.12) pour un coût moyen par personne et par semaine de 363,30 euros. L'échantillon présente des valeurs extrêmes de coûts de séjour qui tirent la moyenne vers le haut par rapport à la médiane (209,55 euros).

#### Caractéristiques socio-économiques

L'intégralité des tableaux statistiques sur les caractéristiques socio-économiques est disponible en annexe B.4. Plus de 40% des touristes interrogés sont cadres ou professions intermédiaires tandis qu'ils ne représentent que 23% des résidents. Les résidents sont principalement employés (26,6%), étudiants ou retraités (18%). Logiquement, on retrouve cette différence au niveau des revenus puisque le mode des rémunérations mensuelles par ménage résident

<sup>6</sup>Les ronds des boîtes à moustaches représentent les valeurs atypiques.

FIG. 3.12 – Durée et coût de séjour des touristes



s'établit dans la tranche entre 2 000 et 3 000 euros alors que celui des touristes se situe dans la tranche supérieure. Cependant, les résultats concernant cette variable sont à prendre avec précaution en raison d'un nombre important de non-réponses (31%).

58% des touristes ont une formation supérieure ou égale à Bac+2, tandis qu'ils ne sont que 36% chez les résidents. La tranche d'âges des moins de 24 ans est plus représentée chez les résidents, et celle des 35-49 ans l'est plus chez les touristes.

Le coût de déplacement moyen pour se rendre sur un site récréatif est sensiblement le même entre les deux populations (4,17 euros pour les résidents contre 4,24 euros pour les touristes). Les premier et troisième quartiles sont également très proches. En revanche, il existe une différence de 1 euro pour la médiane des coûts de transport (voir figure 3.13).

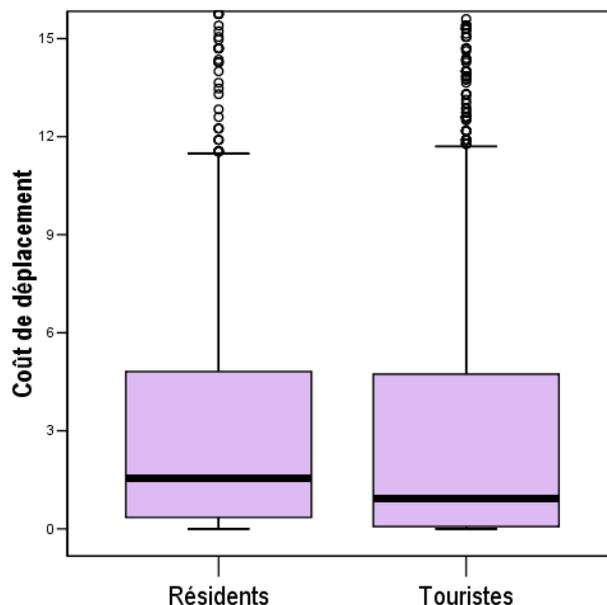
Avec ces quelques caractéristiques, on peut dresser un portrait-type des deux populations (tableau 3.2).

TAB. 3.2 – Profil majoritaire des touristes et des résidents

	Touriste	Resident
Tranche d'âge	35-49 ans	35-49 ans
CSP	cadre	employé
Formation	Bac+2/3	CAP BEP
Coût de déplacement moyen (euro)	4,17	4,24

Le touriste-type a donc entre 35 et 49 ans. Il est cadre de formation Bac+2/3. Le résident type se situe dans la même tranche d'âges que le touriste. Il est employé, de formation initiale

FIG. 3.13 – Coût de déplacement supporté pour se rendre sur un site récréatif littoral (en euros)



de type BEP ou CAP.

### 3.3.3 Pratiques récréatives

Le tableau 3.3 présente les résultats sur le comportement de visite des personnes interrogées. 60% des visiteurs viennent sur les sites récréatifs en voiture, 33% à pied. Les visiteurs se déplacent plutôt l'après midi. Cependant, la proportion des résidents à venir le matin ou le soir est plus élevée que celle des touristes (38% contre 30%). Les touristes viennent pour la majorité d'entre eux en famille, alors que c'est moins tranché pour les résidents (36% viennent en famille, 24% en couple, 21% en groupe). Les visiteurs restent en général entre une et trois heures sur le site.

TAB. 3.3 – Comportement de visite

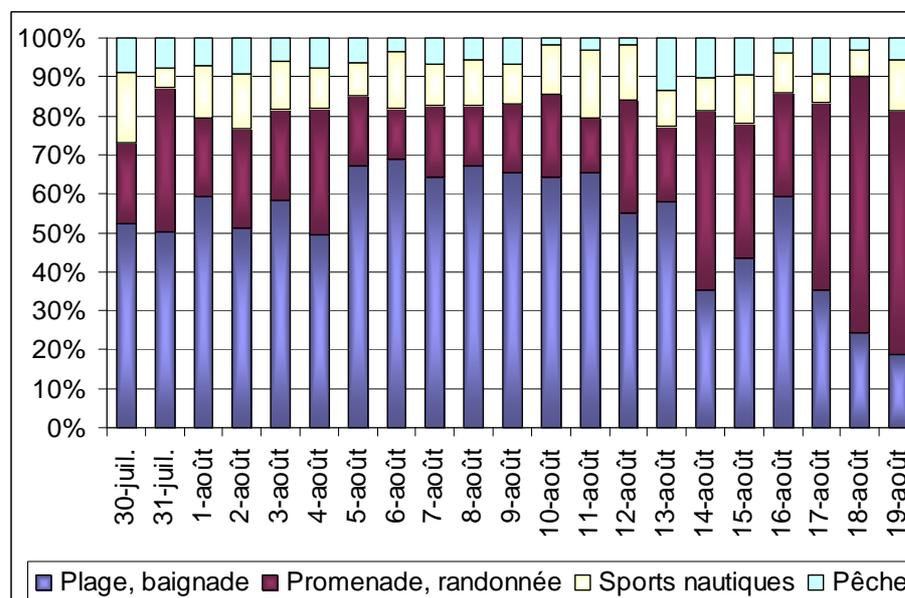
	Résidents	Touristes	Ensemble
<b>Moyen de transport pour se rendre au site</b>			
A pied*	33%	33%	33%
En vélo	5%	9%	7%
En voiture	62%	58%	60%
Total	100%	100%	100%
<b>Durée de la visite</b>			
Moins d'une heure**	10%	7%	8%
Entre 1h et 3h	60%	56%	57%
Entre 3h et 5h ***	23%	28%	27%
Plus de 5h***	7%	9%	8%
Total	100%	100%	100%
<b>Les personnes interrogées se sont rendues sur le site :</b>			
En groupe***	21%	14%	16%
Seul***	19%	8%	11%
En famille***	36%	54%	49%
En couple	24%	24%	24%
Total	100%	100%	100%
<b>Période de visite</b>			
Matin	25%	23%	24%
Après-midi***	62%	70%	67%
Soir***	13%	7%	9%
Total	100%	100%	100%
<b>Activités pratiquées</b>			
Plage, baignade	58%	58%	58%
Promenade, randonnée**	23%	27%	26%
Sports nautiques*	11%	8%	9%
Pêche	8%	7%	7%
Total	100%	100%	100%

\*\*\*, \*\*, \*, tests du khi deux significatifs aux seuils de 1%, 5% et 10% respectivement

Sur les trois semaines d'enquête, la baignade est l'activité la plus pratiquée (tableau 3.3). Les touristes pratiquent plus la baignade que les résidents et ce, de manière significative. En moyenne sur la période d'enquête, la baignade arrive en tête des activités pratiquées. Cependant, la proportion d'individus qui choisissent cette activité varie fortement en fonction

de l'occasion de choix (figure 3.14).

FIG. 3.14 – Répartition des activités par date



Le 6 août, presque 70% des visiteurs pratiquaient la baignade. Ce pourcentage tombe à 18% le dernier jour de l'étude où le temps était très maussade, tandis que celui de la randonnée montait à 62%. On observe donc, au fur et à mesure que le temps se dégrade, un développement de l'activité de promenade, randonnée au détriment de la baignade.

Finalement, il existe des différences de comportements de visite entre les résidents et les touristes, mais à la marge. Les comportements majoritaires sont les mêmes et sont résumés dans le tableau 3.4.

TAB. 3.4 – Comportement de visite majoritaire

	Ensemble
<b>Moyen de transport</b>	Voiture
<b>Durée de visite</b>	Entre 1h et 3h
<b>Période de visite</b>	Après-midi
<b>Rendu sur le site</b>	En famille
<b>Activité pratiquée</b>	Plage, baignade

Le visiteur se rend au site en famille. Il prend sa voiture pour venir sur un site l'après-midi. Il y passe entre une et trois heures pour pratiquer la baignade.

## 3.4 Participation et choix des sites

Dans cette section, nous analysons les choix de participation et de visite de sites récréatifs. Nous avons en ligne de mire l'estimation d'un modèle de choix discrets qui explique ces deux dimensions. Par conséquent, nous séparons cette section en deux parties : la première sur les déterminants de la participation et la seconde sur l'analyse de la fréquentation des sites.

### 3.4.1 Analyse de la participation

Les touristes ont un taux de participation supérieur aux résidents de manière significative (tableau 3.5). Ceci s'explique par le grand nombre de touristes en vacances, 92% (contre 39% pour les résidents), les 8% restant sont venus en Bretagne pour un week-end.

TAB. 3.5 – Participation à des visites récréatives littorales

	Résidents	Touristes	Ensemble
Taux de participation***	31%	44%	39%

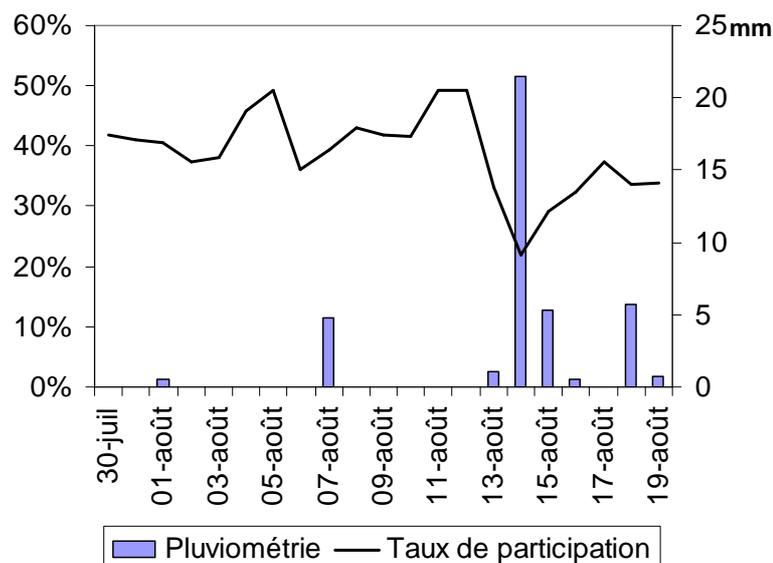
\*\*\* test du khi-deux significatif à 1%

Nous allons maintenant essayer de comprendre les variations du taux de participation à l'aide d'indicateurs plus fins.

#### Participation et météo

On reprend ici l'indicateur de pluviométrie présenté dans la sous-section 3.2.2 pour représenter le taux de participation et la météo par occasion de choix. La figure 3.15 montre que la participation est fortement liée à la pluviométrie. La corrélation est égale à 0,49, ce qui n'est pas surprenant mais montre l'intérêt d'inclure ce type de variable pour modéliser la participation dans un modèle explicatif du comportement récréatif.

FIG. 3.15 – Index météorologique et taux de participation



### Participation et caractéristiques socio-économiques

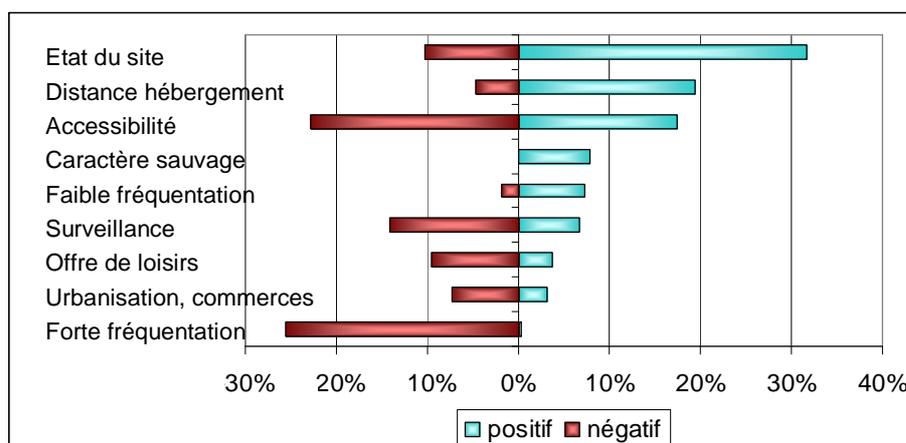
On pense que les caractéristiques socio-économiques telles que l'âge, la CSP ou le revenu sont susceptibles d'influencer la participation à des visites récréatives. La différence entre les taux de participation des touristes et des résidents est le plus souvent significative, ce qui montre que ces deux populations ont des comportements de participation différents. Les taux de participation varient également beaucoup selon les caractéristiques individuelles. L'écart le plus grand chez les résidents est observé en fonction de la formation : 27 points de différence entre les non-diplômés et les détenteurs d'un doctorat. Cependant, le nombre de docteurs chez les résidents étant faible (6), on peut s'interroger sur la représentativité de ce taux. L'amplitude de la participation est plus faible chez les touristes puisqu'elle est au maximum de 18 points (pour l'âge et la CSP).

On a montré que la participation était en grande partie expliquée par la météo et que les caractéristiques individuelles interviennent également. On va désormais analyser la fréquentation des sites.

### 3.4.2 Mieux comprendre la fréquentation

On a demandé aux visiteurs les points positifs et négatifs des sites visités. Les résultats de ces questions sont résumés par la figure 3.16.

FIG. 3.16 – Points positifs et négatifs des sites visités



L'état du site est le point positif le plus cité. Viennent ensuite la distance avec l'hébergement et l'accessibilité, mais qui est également souvent citée comme point négatif. En effet, les visiteurs ne font en moyenne que 14 kilomètres pour se rendre sur un site récréatif littoral. La facilité d'accès influe positivement sur la perception des sites et, *a contrario*, la difficulté influe négativement. La faible fréquentation est peu mise en avant. En revanche, la forte fréquentation est le point négatif le plus cité par les visiteurs.

Les questions sur la perception des sites par les visiteurs sont intéressantes, mais chaque personne n'est interrogée que sur les sites qu'elle a visités, et non sur l'ensemble des sites de la zone étudiée. Cette donnée n'est donc pas pertinente pour estimer un modèle de choix car il aurait alors fallu poser cette question pour chaque site substitut, et pas seulement pour les sites visités (Sandefur *et al.*, 1996). Or, cela aurait considérablement rallongé le questionnaire et entraîné certainement un nombre important d'abandons. De plus, les personnes interrogées ne connaissent pas forcément chaque site de la zone ou ne s'en souviennent pas précisément. Nous disposons, pour caractériser la fréquentation, d'une typologie des sites de la zone. Trois types d'indicateurs sont à notre disposition pour apprécier la fréquentation de la zone :

- La fréquentation subjective ou perçue, recueillie grâce au questionnaire (question C14 du questionnaire disponible en annexe B.1) ;
- la fréquentation anticipée, qui faisait également l'objet d'un point du questionnaire (question C15) ;
- la fréquentation réelle, mesurée le samedi 4 août grâce au survol aérien.

Les résultats des questions sur la fréquentation sont reportés dans le tableau 3.6.

TAB. 3.6 – Fréquentation perçue et anticipée

	Résidents	Touristes	Ensemble
<b>Fréquentation subjective</b>			
Peu fréquenté**	10%	21%	17%
Moyennement fréquenté	52%	51%	51%
Très fréquenté **	33%	22%	26%
Trop fréquenté	5%	6%	6%
Total	100%	100%	100%
<b>Fréquentation anticipée</b>			
Moins fréquenté***	5%	14%	11%
Plus fréquenté**	11%	22%	18%
Vous aviez anticipé cette fréquentation**	84%	64%	71%
Total	100%	100%	100%

\*\*\*, \*\*, \*, tests du khi-deux significatifs aux seuils de 1%, 5% et 10% respectivement.

Un peu moins de 40% des résidents jugent les sites très ou trop fréquentés tandis que ce chiffre tombe à 28% chez les touristes. La différence se situe dans la classe "moyennement fréquenté" puisque les touristes jugent les sites qu'ils ont visités moyennement fréquentés pour 22% d'entre eux, alors qu'ils sont 33% chez les résidents. 84% des résidents considèrent qu'ils ont bien anticipé la fréquentation quand les touristes ne sont que 64% à affirmer la même chose. Cette différence paraît logique dans la mesure où les résidents connaissent mieux les sites et leurs accès.

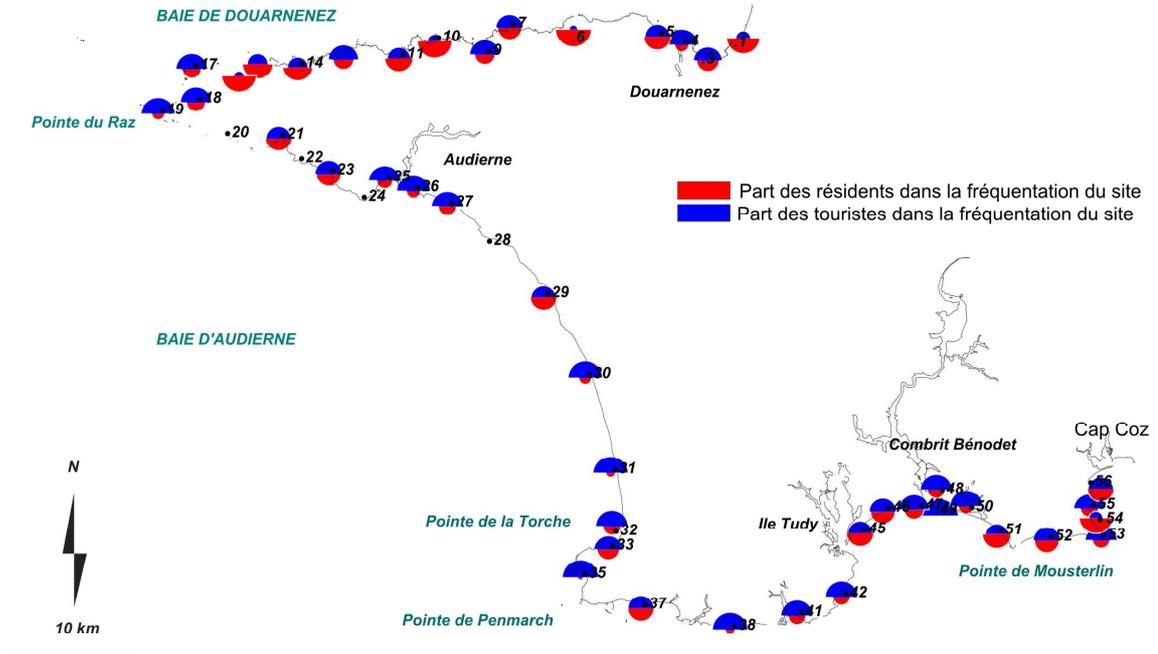
Plusieurs hypothèses peuvent être formulées quant à la différence de perception de la fréquentation aux sites :

1. Les résidents et les touristes ont une perception différente de la fréquentation. Cette hypothèse ne peut être vérifiée qu'en mesurant l'impact de la fréquentation sur la participation et le choix des sites dans un modèle économétrique (voir chapitre 4) ;
2. Les résidents et les touristes ne visitent pas les mêmes sites. Leur perception n'est pas forcément différente mais ils la donnent sur des sites différents.

On a construit une carte pour différencier la fréquentation des touristes de celle des résidents pour chaque site de la zone (figure 3.17). Contrairement aux autres cartes, celle-ci est construite en se basant sur la fréquentation déclarée dans les questionnaires. Seule cette donnée nous permettait de différencier les touristes des résidents. Graphiquement, on observe que dans le nord de la zone jusqu'à la pointe du Van (site n°17), les sites sont principalement

fréquentés par les résidents tandis qu'à l'ouest et au sud, c'est plutôt l'inverse jusqu'à la pointe de Moustierlin, où les fréquentations des deux populations s'équilibrent.

FIG. 3.17 – Part des résidents et des touristes dans la fréquentation déclarée aux sites



On a classé les sites en fonction de leur fréquentation subjective, issue du questionnaire, et objective<sup>7</sup>, issue du survol (tableau 3.7, le tableau complet est disponible en annexe B.5), pour connaître les sites les plus congestionnés de la zone. Il apparaît de grandes différences entre les deux classements.

Si la plage des Sables blancs figure en bonne place dans les deux classements, il n'en est pas de même pour les autres sites.

<sup>7</sup>Pour tenir compte des grandes différences de taille des sites, on a ramené le nombre de personnes comptabilisées à la longueur du site (Franz, 2007).

TAB. 3.7 – Classements subjectif et objectif des sites les plus congestionnés par mètre de linéaire de côtes

n° de site	Nom du site	Classt. subjectif	n° de site	Nom du site	Classt. objectif
5	Plage des Sables blancs	1	45	Grande plage	1
42	Plages de Polluen	2	48	Plage du Trez	2
19	Pointe du Raz	3	5	Plage des Sables blancs	3
27	Plage de Gwendrez	4	46	Plages de Teven	4
25	Plage de Ste Evette	5	50	Le Letty	5
32	Pointe de la Torche	6	56	Cap Coz	6
33	Plage de Pors Carn	7	4	Plage de Porscad	7
18	Baie des trépassés	8	25	Plage de Ste Evette	8
31	Plages de Treguennec	9	9	Pors Peron	9
38	Plages de Leuhan,	10	18	Baie des trépassés	10

Nous pensons que dans le cas de la fréquentation perçue, les enquêtés ne font pas la différence entre la congestion sur site, celle sur le parking et celle sur les voies d'accès, mais qu'ils se basent sur le facteur le plus limitant pour juger de la congestion. En effet, il est difficile de stationner à proximité de la plage de Polluen. A la pointe du Raz, le stationnement est certes aisé car le site dispose d'un des plus grands parkings de la zone (500 places) mais une seule route dessert ce site. De plus, le survol aérien a inauguré la première vraie période de beau temps de l'été 2007. On a d'ailleurs observé au moment du survol que les sites de randonnée étaient "désertés" au profit des plages. L'indicateur "objectif" est un indicateur de fréquentation intéressant, car il représente une photographie de la fréquentation un jour de beau temps pendant un week-end, mais il n'est probablement pas représentatif de la répartition des visites sur l'ensemble de la zone pour la période entière.

Les figures suivantes représentent la fréquentation objective ramenée au mètre de linéaire de côte en fonction des critères du type de côte et d'environnement

FIG. 3.18 – Fréquentation observée en fonction du type de côte

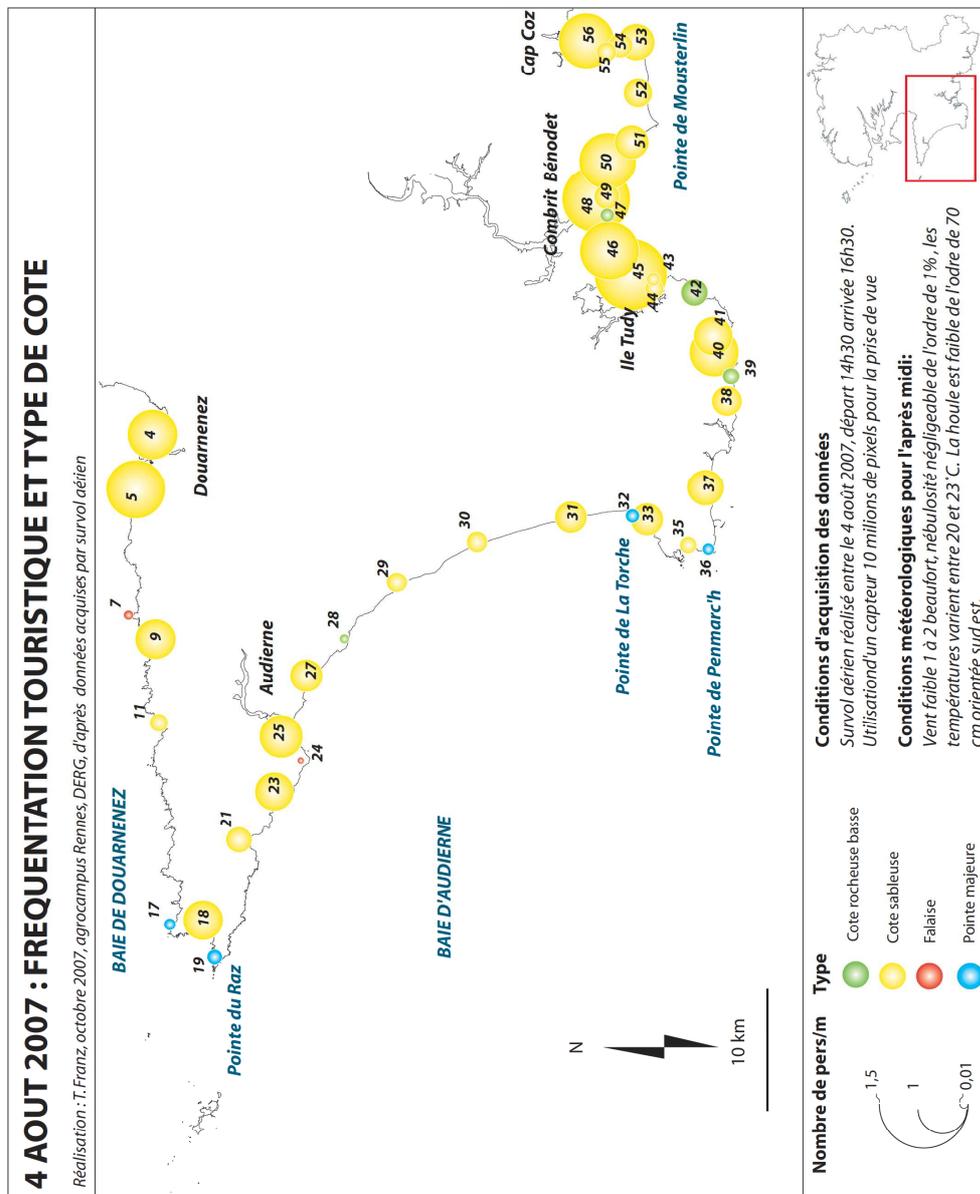
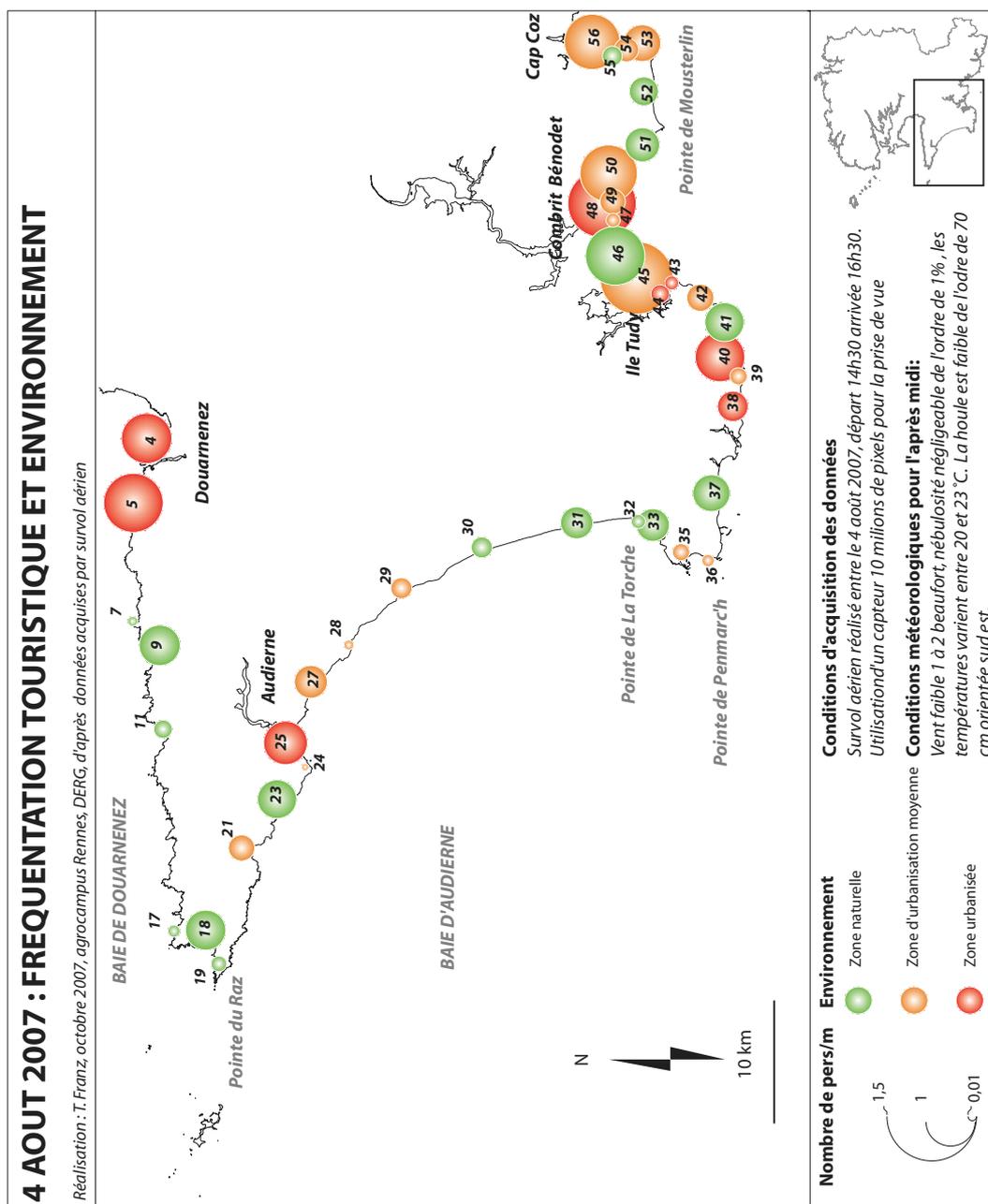


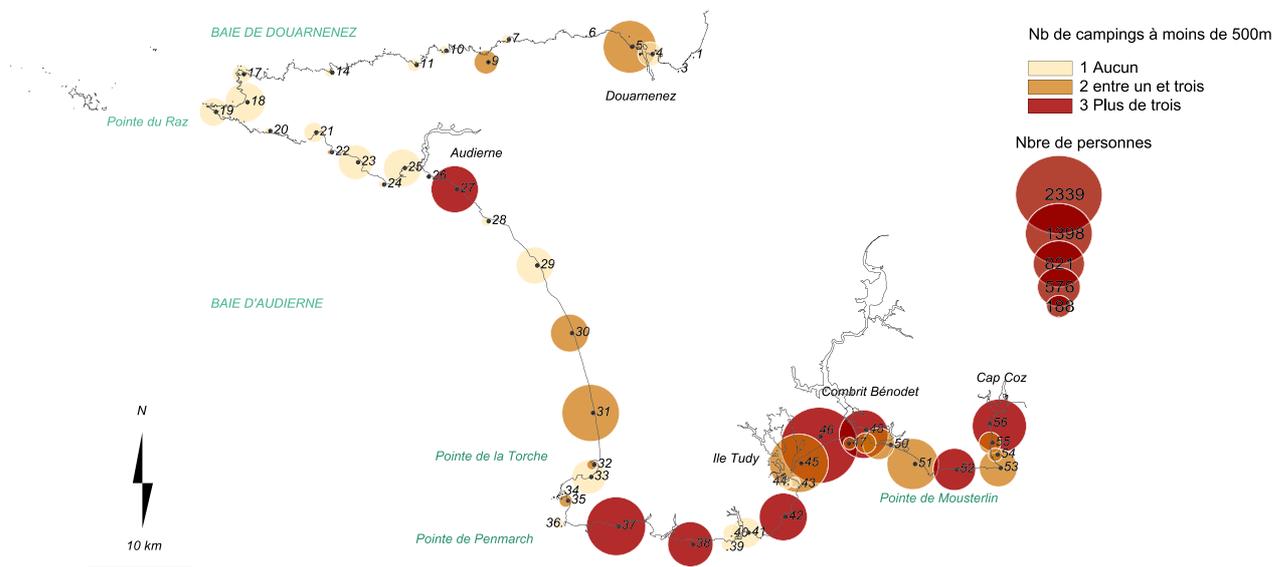
FIG. 3.19 – Fréquentation observée en fonction de l'environnement



La carte de la figure 3.18 est parlante puisque ce sont les plages qui connaissent la plus grande fréquentation par mètre de linéaire. Les platiers rocheux ou les sentiers de randonnée en bordure de falaise sont probablement visités à d'autres périodes de la journée (le survol a été effectué en heures chaudes de 14h30 à 16h) et les jours de moins beau temps.

La carte de la figure 3.19 présente la fréquentation par mètre de linéaire selon l'environnement du site. Les densités de fréquentation les plus importantes s'observent autour des espaces urbanisés qui sont des foyers de population. Il est possible que ces populations "aillent au plus près" quand il s'agit de visites récréatives littorales. Ce constat est un peu contradictoire avec les points négatifs cités par les visiteurs car l'urbanisation était un point négatif pour 7% des visiteurs et le caractère sauvage, un point positif pour 8%. La proximité des sites l'emporte donc sur les autres critères de choix des visiteurs. On remarque d'ailleurs sur la carte suivante (figure 3.20) que les sites les plus fréquentés sont situés à proximité de campings.

FIG. 3.20 – Fréquentation observée en fonction du nombre de campings



Au terme de cette analyse, il apparaît que les indicateurs météorologiques sont des variables-clés pour expliquer la fréquentation. Ce n'est certes pas surprenant mais un autre format d'enquête n'aurait pas permis de le montrer. Avec une enquête sur l'ensemble de la

saison par exemple, les résidents et les touristes interrogés auraient probablement déclaré un nombre total de visites, avec le risque du biais de mémoire, sans préciser les jours de visites. Il apparaît donc important de raccourcir la période d'enquête pour pouvoir demander précisément aux gens leurs dates de visites.

On montre que les indicateurs subjectif et objectif de fréquentation ne donnent pas les mêmes résultats en termes de congestion. Les sites où la fréquentation perçue est la plus élevée ne correspondent pas forcément à ceux où la fréquentation réelle est la plus forte. Deux explications peuvent être formulées : l'indicateur de congestion réel a été calculé pour un jour donné, qui n'est pas représentatif de l'ensemble de la période. En effet, le survol a été effectué la plus belle journée de la période d'enquête. D'une part, cette opération n'a pu être renouvelée pour des raisons financières. D'autre part, un survol aérien ne pouvait être effectué qu'avec une bonne visibilité et un vent faible. Il n'aurait donc pas été possible d'obtenir un indicateur complémentaire sous des conditions météorologiques moins clémentes. Ce résultat montre cependant qu'un indicateur de fréquentation défini uniquement par site n'est pas pertinent car la fréquentation, absolue et relative, varie beaucoup suivant la météo. Il faudrait donc pouvoir définir la congestion par site et par occasion de choix. Or, il est très difficile d'obtenir un indicateur de congestion objectif de ce type. Dans un modèle multinomial, Timmins et Murdock (2007) proposent d'utiliser la part des individus ayant choisi un site comme variable de congestion. On peut s'inspirer de leur solution et utiliser la répartition des visites entre les sites par occasion de choix comme indicateur de congestion.

## Conclusion

Durant l'été 2007, nous avons organisé une enquête à la sortie des supermarchés pour apprécier la participation et la fréquentation des sites récréatifs littoraux d'une zone littorale finistérienne allant de la plage de Kervel à Douarnenez à celle de Cap Coz à Fouesnant. Un échantillon de 1079 personnes a été interrogé sur sept occasions de choix. 2946 visites sur le littoral étudié ont été recensées. La météo semble fortement influencer la participation mais aussi les activités pratiquées. Quand le temps est maussade, la promenade/randonnée devient l'activité majoritaire, les sites visités varient donc selon la météo. Par conséquent, l'indicateur de fréquentation doit donc être défini en niveau, par site et par occasion de choix, et non en termes relatifs.

Si les résidents et les touristes sont très différents du point de vue de leurs caractéristiques socio-économiques, ces différences s'estompent sur leur comportement de visite. En revanche, il semble qu'ils adoptent des comportements de participation et de visites différents. De la même manière, leur perception de la fréquentation n'est pas la même puisque les résidents jugent les sites très fréquentés ou trop fréquentés à 38% contre 28% pour les touristes.

Ces éléments constituent des pistes pour construire un modèle économétrique explicatif de la participation et du choix des sites. D'ailleurs, il semble qu'il faille plutôt construire deux modèles : un pour les touristes et un pour les résidents afin d'autoriser ces différences de comportement.

# Chapitre 4

## Effets de la congestion sur la participation et le choix de sites récréatifs : application au littoral de Cornouaille

### Introduction

Le chapitre 3 a permis d'avoir une vue d'ensemble des données recueillies au cours de l'enquête. Ces données vont nous permettre de construire un modèle explicatif du choix de participation et du choix de visites des sites récréatifs de notre zone d'étude. Les traitements statistiques ont montré que les résidents et les touristes ont des comportements de participation et de visite différents. Cela nous conduit à estimer un modèle pour chaque population. Comme nous l'avons vu dans le chapitre 1, la congestion doit nécessairement être introduite pour expliquer le comportement récréatif au risque de souffrir du biais d'omission (Cesario, 1980).

Si la participation et la visite aux sites récréatifs dépendent fortement d'attributs non observés, alors celles-ci deviennent des variables latentes, corrélées avec la congestion. Il existe alors une corrélation entre le terme d'erreur du modèle et la congestion. On est en présence d'endogénéité d'un point de vue économétrique. Dans les modèles de choix discret, ce biais est contrôlé par l'introduction de constantes spécifiques aux alternatives (Murdock, 2006).

Si on veut ensuite connaître l'impact d'attributs de site sur la participation ou sur le choix de visite, ces constantes doivent alors être régressées sur les attributs des sites. Le problème d'endogénéité se retrouve alors dans une régression linéaire où il peut être résolu par la procédure des variables instrumentales. Cette méthode inspirée par Berry *et al.* (1995), a été reprise et développée par Bayer et Timmins (2007) dans le cas des interactions sociales dans les modèles de choix discret (voir chapitre 1 section 1.2.3). Ce problème d'endogénéité de la congestion perd de sa pertinence quand on dispose de variables explicatives qui décrivent précisément les sites, de sorte que leur hétérogénéité est expliquée dans la composante déterministe du modèle. Or s'il ne reste que des variables non liées aux sites dans la partie aléatoire, alors la congestion, fortement hétérogène d'un site à une autre n'est pas corrélée avec ce terme d'erreur. Dans ce cas, le problème d'endogénéité de la congestion disparaît. Or dans notre étude, les plages sont relativement homogènes et se distinguent entre elles par des attributs observés (distance au lieu de résidence, type d'environnement, présence de jeux ou de parcours sportifs à proximité, accessibilité...). Cette hypothèse d'homogénéité des plages est d'autant plus justifiée si les choix des individus reposent essentiellement sur des motivations liées à la baignade. Sur la zone d'étude, il y a peu de différences au niveau de la température de l'eau. Il s'agit uniquement de plages de sable. Des arguments de ce type peuvent également être avancés en ce qui concerne les pointes. Ces sites sont essentiellement des lieux de randonnée et des points de vue. Il est difficile de les distinguer de manière "objective", surtout si la motivation principale des visites est la randonnée. Il est cependant à noter que la pointe du Raz est certainement un cas particulier dans ce contexte. Cette pointe offre des paysages et points de vue particulièrement spectaculaires, c'est-à-dire "objectivement" singuliers. En outre, la pointe du Raz est certainement une visite "à faire" pour tout vacancier en Cornouaille, ce qui en fait une alternative certainement assez spécifique, et qui appelle un traitement spécifique. On aurait pu introduire une variable indicatrice "pointe du Raz". On a préféré introduire la distance au parking avec et sans interaction avec la variable indicatrice "plage", afin d'expliquer l'hétérogénéité des pointes. En effet, plus le site est spectaculaire, plus il est "pointu" et plus le parking est éloigné du "point de vue" du site. Cette variable de distance est donc utilisée pour expliquer l'hétérogénéité entre les pointes / falaises plutôt que simplement l'hétérogénéité entre la pointe du Raz et les autres pointes ou falaises. C'est d'ailleurs pour accéder au point de vue de la pointe du Raz que le visiteur doit parcourir la plus grande distance depuis le parking, presque un kilomètre, contre 300 mètres, pour la

pointe de la Torche, par exemple.

Enfin, et c'est là le point le plus important, les estimations réalisées dans le cas du littoral de Cornouaille ont montré que l'introduction de constantes spécifiques aux sites modifie peu les estimations obtenues pour les effets des caractéristiques des individus, coûts de transport notamment, même si leur introduction améliore substantiellement le critère de qualité d'ajustement de modèles de choix de  $\rho^2$  de McFadden. Ce résultat, qui n'a cependant pas valeur de test statistique, tend à indiquer que la spécification d'alternatives spécifiques aux sites n'est pas nécessaire ici. En d'autres termes, les caractéristiques observées des sites utilisées dans le modèle permettent de contrôler l'essentiel de l'hétérogénéité de la valeur que leur attribuent les visiteurs. Les variables explicatives du choix de site expliquent donc une grande partie de l'hétérogénéité des sites, de sorte que les variables non observées ne sont pas corrélées avec la congestion.

Cependant, si on peut penser que la congestion n'est pas endogène, dans notre cas, d'un point de vue économétrique, elle le reste d'un point de vue économique, puisqu'elle est le résultat de'un équilibre de Nash. Or, un avantage de l'estimation avec des constantes spécifiques aux alternatives, c'est qu'elle induit forcément l'égalité entre les fréquences de visites, observées dans l'échantillon, et les probabilités de visite estimées. De fait, elle garantit automatiquement la cohérence avec l'équilibre de Nash. Sans ces constantes, il est nécessaire d'imposer cette cohérence. C'est dans ce contexte qu'intervient la procédure proposée par O'Hara (2007a). La variable de congestion utilisée pour estimer le modèle est définie comme la congestion estimée par le modèle, c'est-à-dire l'espérance de la congestion. Il convient alors de mettre en oeuvre une procédure itérative afin de trouver le point fixe, où la congestion, entrée comme variable explicative, converge vers la congestion estimée, obtenue en sortie de modèle. Or Bayer et Timmins (2005) ont montré que si l'impact de la congestion est négatif, alors cet équilibre de congestion existe et il est unique, de sorte que la convergence numérique de la procédure itérative est assurée.

Dans ce chapitre, on adopte une approche ascendante : après avoir présenté la structure de nos modèles de choix discrets répétés (section 1) et nos données (section 2), on estime dans la troisième section, un modèle simple, où la congestion est omise, que l'on va ensuite améliorer en modifiant la variable de congestion retenue. Dans la quatrième section, on estime des modèles avec la congestion observée : celle issue du survol aérien et celle constatée dans l'échantillon. Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, les congestions observées et



avec :

- $nogo_j$ , la constante spécifique à l'alternative de non-participation, c'est à dire quand  $j = 0$ ;
- $X_j$ , le vecteur des attributs de l'alternative  $j$ ;
- $Z_i$ , le vecteur des caractéristiques de l'individu  $i$ ;
- $TC_{ij}$ , le coût de déplacement de l'individu  $i$  au site  $j$  (le coût de déplacement pour la non-participation est considéré comme nul);
- $C_{jt}$ , la congestion au site  $j$  pour l'occasion de choix  $t$ ;
- $\beta, \phi, \delta, \theta, \alpha$ , les vecteurs de paramètres à estimer;
- $\varepsilon_{ijt}$ , le terme aléatoire que l'on suppose toujours indépendant et identiquement distribué (iid) selon une loi de Weibull pour se placer dans le cadre du modèle logit.

Sous l'hypothèse que les aléas sont indépendants et identiquement distribués, la probabilité de choisir l'alternative  $j$  pour l'individu  $i$ , lors de l'occasion de choix  $t$  s'écrit :

$$p_{ijt} = \frac{e^{U_{ijt}}}{\sum_k e^{U_{ikt}}} \quad (4.2)$$

Dans un modèle répété, le surplus est calculé par individu et par occasion de choix selon la formule (Morey, 1999)<sup>2</sup>

$$W_{it} = \ln(e^{U_{i0t}} + e^{U_{\rho} I_{iG} t}) \quad (4.3)$$

avec la valeur inclusive  $I_{iG} = \ln\left(\sum_j e^{U_{ij}/\rho}\right)$

## 4.2 Les données

Les coûts de transport ont été calculés suivant les recommandations du Ministère de l'environnement et du développement durable (Terra, 2005). Leur calcul précis est exposé dans la section 2.4 du chapitre 3. Les touristes ont également un coût de séjour mais celui-ci est supporté, qu'ils participent ou non, et quels que soient les sites visités. Dans un modèle de choix, c'est la différence d'utilité entre les alternatives qui détermine le choix. Or, celle-ci ne dépend ni des caractéristiques individuelles ni de celles de l'occasion de choix. Ainsi dans un modèle répété, ces caractéristiques n'expliquent pas le choix d'un site en particulier

---

<sup>2</sup>Pour plus de détails sur le calcul du bien-être dans un modèle répété, voir la section 2.1.3 du chapitre 2.

mais le choix de participer<sup>3</sup>. Le coût du séjour peut donc être introduit uniquement comme déterminant du choix de participation.

Certaines variables de l'enquête ont parfois été modifiées pour l'estimation des modèles économétriques : les variables qualitatives à  $m$  modalités ont été transformées en  $m - 1$  variables indicatrices (dummy variable), la  $m^{\text{ième}}$  modalité servant de référence afin d'éviter la parfaite colinéarité. Les tableaux 4.2 et 4.1 présentent les variables utilisées dans les estimations<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup>Sauf si on les introduit en interaction avec une variable explicative du choix de site.

<sup>4</sup>Pour une présentation plus détaillée des données, se référer au chapitre 3.

TAB. 4.1 – Description des caractéristiques individuelles

		Touristes		Résidents	
		Moyenne	écart-type	Moyenne	écart-type
<i>Caractéristiques individuelles</i>					
Coût de transport	Coût en euros supporté pour se rendre sur le site	10,10	11,06	11,42	10,83
Famille	Dummy=1 si l'individu est venu sur le site en famille	0,54		0,36	
Planning	Dummy = 1 si le touriste a réalisé un planning de visites	0,10			
Durée de séjour	Dummy = 1 si la durée de séjour est supérieure à une semaine	0,73			
Raison mer	Dummy = 1 si la raison de la venue du touriste est liée à la mer	0,37			
Vacances	Dummy = 1 si la personne interrogée est en vacances	0,93		0,39	
Bac+2	Dummy = 1 si la personne interrogée à une formation supérieure ou égale à Bac+2	0,55		0,39	
Agriculteur	Dummy = 1 si la personne interrogée est agriculteur	0,01		0,01	
Artisan	Dummy = 1 si la personne interrogée est artisan	0,04		0,04	
Profession intermédiaire	Dummy = 1 si la personne interrogée est profession intermédiaire	0,19		0,13	
Cadres	Dummy = 1 si la personne interrogée est cadre	0,36		0,17	
Ouvrier	Dummy = 1 si la personne interrogée est ouvrier	0,06		0,07	
Employé	Dummy = 1 si la personne interrogée est employé	0,23		0,25	
Étudiant ou chômeur	Dummy = 1 si la personne interrogée est étudiant ou chômeur	0,11		0,16	
Nb, de personnes dans le foyer	Nombre de personnes dans le foyer	3,22	1,44	2,86	1,45
Type baignade	Dummy =1 si la baignade est l'activité la plus pratiquée	0,43		0,43	
Type randonnée	Dummy =1 si la randonnée est l'activité la plus pratiquée	0,31		0,19	
Revenus élevés	Dummy=1 si les revenus sont supérieurs à 3000 € mensuels	0,13		0,05	

TAB. 4.2 – Description des attributs des occasions de choix et des sites

	Description	Moyenne	écart-type
<i>Caractéristiques d'occasions de choix</i>			
Pluie	Dummy=1 s'il a plu à cette occasion de choix	0,37	
Week-end	Dummy = 1 si l'occasion de choix fait partie d'un week-end	0,33	
Température supérieure à 20°C	Dummy=1 si la température est supérieure à 20°C l'après-midi	0,41	
<i>Attributs de sites</i>			
Distance au parking	Distance au parking en mètres	103,25	160,63
Plage	Dummy=1 si le site est une plage	43,07	
Nombre de campings	Nombre de campings dans la bande de 500m	1,32	1,61
Port	Dummy = 1 si le site est à côté d'un port ou d'un mouillage	0,09	
Environnement urbain	Dummy = 1 si l'environnement du site est urbanisé	0,11	
Environnement naturel	Dummy = 1 si l'environnement du site est naturel <sup>1</sup>	0,55	
Accès difficile	Dummy=1 si l'accès au site est difficile	0,16	
Jeux	Dummy = 1 si le site est équipé de jeux ou d'un parcours de santé	0,09	
Qualité basse	Dummy = 1 si la qualité de l'eau du site est basse	0,33	
Restaurant	Dummy = 1 si un restaurant ou un café est présent dans la bande des 200m	0,32	

<sup>1</sup>La troisième modalité correspond à un environnement semi-urbanisé.

### 4.3 Estimation sans prise en compte de la congestion

Dans la littérature, on constate que la congestion est souvent omise. Pour juger de l'impact du biais d'omission, on estime les premiers modèles "touristes" et "résidents" sans congestion, de sorte que l'équation 4.1 devient :

$$U_{ijt} = \text{nolog}_j + \beta(X_j) + \varsigma Z_i + \phi(Z_i)X_j + \delta TC_{ij} + \theta Q_t \quad (4.4)$$

Les résultats de ces premières estimations sont présentés dans le tableau 4.3. On utilise le pseudo-R<sup>2</sup> de Mc Fadden,  $\rho^2$ , pour juger de la qualité de l'ajustement. Ce coefficient mesure le pouvoir prédictif du modèle. Il est calculé comme suit :

$$\rho^2 = 1 - \frac{LL(\widehat{\beta})}{LL(0)} \quad (4.5)$$

avec  $LL(\widehat{\beta})$  le logarithme de la vraisemblance du modèle estimé et  $LL(0)$ , celui de la vraisemblance du modèle estimé en contraignant tous les paramètres à zéro sauf une constante. Si les deux vraisemblances sont égales, le pouvoir explicatif du modèle est nul et  $\rho^2 = 0$ . Au contraire, plus  $LL(\widehat{\beta})$  diminue par rapport à  $LL(0)$ , et plus le pouvoir explicatif du modèle est grand, alors  $\rho^2$  tend vers 1. Si la construction du pseudo-R<sup>2</sup> de Mc Fadden est inspirée du R<sup>2</sup> utilisé en régression linéaire, son interprétation est différente puisqu'une valeur comprise entre 0,2 et 0,4 constitue un excellent résultat (Hensher et Johnson, 1981).

Cette mesure est utile pour comparer des modèles différents estimés sur un même échantillon. Mais si on veut comparer des modèles estimés sur des échantillons différents, dont la proportion d'individus ayant choisi une alternative est différente, alors il vaut mieux utiliser une variante du pseudo-R<sup>2</sup>,  $\rho_c^2$  :

$$\rho_c^2 = 1 - \frac{LL(\widehat{\beta})}{LL(C)} \quad (4.6)$$

où  $LL(C)$  est le logarithme de la vraisemblance calculée avec les  $j - 1$  constantes spécifiques aux  $j$  alternatives.

Dans les résultats, ces deux mesures sont données, le  $\rho^2$  pour comparer la qualité de l'estimation au sein de chacune des populations et le  $\rho_c^2$  pour comparer la qualité des estimations entre les deux populations. On a nécessairement  $\rho_c^2 < \rho^2$  car  $LL(C) > LL(0)$ <sup>5</sup>. Un  $\rho_c^2$  inférieur à 0,2 est donc un résultat tout à fait correct.

On obtient un  $\rho^2$  égal à 0,23 pour le modèle touristes et 0,27 pour celui des résidents, le modèle a donc un bon pouvoir prédictif (voir tableau 4.3). En outre, le  $\rho_c^2$  des résidents est

---

<sup>5</sup>La vraisemblance du modèle étant nécessairement comprise entre 0 et 1, son logarithme est forcément négatif.

supérieur à celui des touristes, 0,17 contre 0,14, ce qui signifie que le modèle des résidents est de meilleure qualité. La variable "nombre de parkings" n'a pas été introduite car elle présentait de fortes corrélations avec les autres variables explicatives. On a testé différentes spécifications en associant des variables explicatives dont les corrélations étaient inférieures à 0,5 pour éviter la multicollinéarité<sup>6</sup>(voir annexe C.2). La spécification retenue donne les meilleurs résultats en termes de  $\rho^2$ .

Dans tous les modèles de ce chapitre, la valeur inclusive est comprise entre 0 et 1, ce qui valide la structure répétée du modèle. Si cette valeur avait été égale à 1, alors la non-participation aurait été un choix similaire au choix de site. Une structure multinomiale aurait alors été plus adaptée (Hanley *et al.*, 2003). Dans les résultats de cette première estimation, on observe généralement que les coefficients ont les mêmes signes pour les deux populations, seule leur ampleur diffère.

Pour interpréter les paramètres des variables explicatives du premier niveau, c'est-à-dire celui de la participation, il faut bien avoir à l'esprit que c'est la probabilité de non-participation qui est modélisée. Ainsi, un coefficient négatif est interprété comme un impact négatif sur la non-participation, et donc positif sur la participation. Des variables spécifiques aux touristes ont été introduites pour expliquer le choix de non-participation : le fait d'être venu principalement pour une raison liée à l'environnement marin et de réaliser un planning de visites n'a pas d'impact significatif sur la probabilité de participation. Les personnes dont la durée de séjour est supérieure à une semaine participent plus que les autres touristes. Les autres variables explicatives de la participation sont communes aux deux catégories de population. Pour les variables représentant les catégories socio-professionnelles (CSP), les retraités constituent la modalité de référence. Chez les touristes, seules les variables "artisans" et "employés" ont un coefficient significativement différent de celui des retraités : ils participent moins. Chez les résidents, on retrouve ce résultat pour les employés, les étudiants et les chômeurs. Les autres caractéristiques socio-économiques ne sont pas significatives, exceptée la variable "nombre de personnes dans le foyer" : plus le foyer est grand, plus la probabilité de participer est faible. Chez les résidents, la variable "bac+2" a un impact positif et significatif sur la probabilité de participer. On observe le résultat inverse chez les touristes mais la variable n'est pas significative. Comme attendu, le fait d'être en vacances ou en week-end

---

<sup>6</sup>Pour calculer les corrélations, on a utilisé le coefficient de Spearman qui permet de calculer des corrélations entre des variables quantitatives et des variables muettes.

influe positivement sur la probabilité de participer, que ce soit pour les touristes ou pour les résidents. Les variables "type baignade" ou "type randonnée" correspondent à des individus qui pratiquent, le plus souvent, la baignade ou la randonnée quand ils se rendent sur les sites. Ces individus ont une probabilité plus forte de participer que ceux qui pratiquent habituellement la pêche, ou les sports nautiques. Seule la variable météorologique "pluie", qui indique s'il a plu ou pas lors de l'occasion de choix, explique la probabilité de participer, la variable "température supérieure à 20°C" n'étant pas significative. La pluie a un impact négatif attendu sur la participation.

Les variables introduites pour expliquer le choix de site ont les signes attendus pour la plupart et sont fortement significatives. Le coefficient des coûts de transport est négatif et largement significatif dans les deux modèles. La valeur des coefficients des coûts de transport se situe dans la fourchette haute de ceux trouvés dans des études sur la demande récréative pour les plages : entre -0,33 et -0,5 (Phaneuf et Smith, 2004)<sup>7</sup>. La faible qualité de l'eau a un impact négatif pour les personnes qui viennent en famille. La distance entre le site et le parking a un effet globalement positif sur l'utilité ; cependant, pour les plages il est négatif (-0,004 pour les touristes et -0,002 pour les résidents). Le Conservatoire du littoral recule les parkings des sites les plus populaires pour en réguler la fréquentation, ce qui peut expliquer ce signe positif pour les pointes et falaises. En outre, plus le site est spectaculaire et permet de "s'avancer dans la mer" et plus le parking sera éloigné. Cette variable permet donc de "capter" une partie de l'hétérogénéité des sites, en particulier celle des pointes et des falaises. A partir de la variable "environnement" de la typologie des sites du chapitre 3, on a créé deux variables : "environnement urbain" et "environnement naturel", l'environnement urbanisé constituant la référence. Les touristes préfèrent un environnement semi-urbanisé plutôt qu'un environnement urbain ou naturel puisque les coefficients associés à ces deux dernières caractéristiques sont négatifs et significatifs. On observe des préférences similaires chez les résidents, mais le coefficient négatif de l'environnement naturel n'est pas significatif. Le nombre de campings à proximité (moins de 500 mètres) influe positivement sur la probabilité de choisir un site, comme le fait d'avoir un café ou un restaurant à disposition.

Les surplus moyens par occasion de choix sont égaux à 5,46 euros pour les touristes et 7,24 euros pour les résidents. On rejoint ici les résultats d'autres études présentés dans Amigues

---

<sup>7</sup>Cet intervalle a été reporté par Phaneuf et Smith (2004) sur la base des études de Leeworthy et Wiley (1993) et Dunford (1999).

*et al.* (1995) : les surplus pour les activités non spécialisées comme la baignade, le pique-nique ou le camping, sont beaucoup plus faibles que pour les activités spécialisées comme la pêche. Le surplus par occasion de choix des résidents est plus élevé que celui des touristes. C'est une constante que l'on retrouvera dans tous les autres modèles estimés par la suite.

Nous allons maintenant introduire la congestion observée dans le modèle.

TAB. 4.3 – Résultats du modèle estimé sans variable de congestion

			TOURISTES			RESIDENTS		
			Coef.	écart-type	Pr.>  t	Coef.	écart-type	Pr.>  t
<i>Choix de non participation</i>								
Constante de non-participation			1,1915***	0,1808	<,0001	1,8777***	0,1602	<,0001
Raison mer			0,0883	0,0716	0,2173			
Planning			0,0425	0,1165	0,7155			
Durée de séjour			-0,4022***	0,0792	<,0001			
Vacances			-0,2497*	0,1375	0,0694	-0,5856***	0,1019	<,0001
Bac+2			0,1237	0,0778	0,1119	-0,219**	0,1067	0,0401
Agriculteur			0,3251	0,4051	0,4222	0,1926	0,4422	0,6631
Artisan			0,5987***	0,1956	0,0022	0,2063	0,2465	0,4026
Profession intermédiaire			-0,0674	0,1021	0,5095	0,0802	0,1578	0,6112
Cadres			-0,008005	0,1026	0,9378	0,1001	0,159	0,5289
Ouvrier			0,1657	0,1657	0,3175	-0,0928	0,1859	0,6176
Employé			0,376***	0,1072	0,0005	0,593***	0,137	<,0001
Étudiant ou chômeur			0,1827	0,1299	0,1594	0,7806***	0,1682	<,0001
Nombre de personnes dans le foyer			0,0715**	0,0255	0,0051	0,1175***	0,0417	0,0049
Pluie			0,3579***	0,0757	<,0001	0,2613***	0,1019	0,0103
Type baignade			-0,7894***	0,0855	<,0001	-1,1153***	0,1123	<,0001
Type randonnée			-0,2548***	0,094	0,0067	-1,0961***	0,1316	<,0001
Week-end			-0,2563***	0,0712	0,0003	-0,3559***	0,0951	0,0002
Température supérieure à 20°C			-0,001145	0,072	0,9873	-0,0771	0,0975	0,4291
Revenus élevés			-0,1586	0,1315	0,228	0,0425	0,2289	0,8528
Valeur inclusive nogo		1	0	0		1	0	
Valeur inclusive choix de sites			0,0545***	0,0144	0,0001	0,1463***	0,0316	<,0001
<i>Choix de site</i>								
Coût de transport			-0,3588***	0,009284	<,0001	-0,3271***	0,0126	<,0001
Qualité basse x famille			-1,999***	0,0722	<,0001	-3,0051***	0,1703	<,0001
Distance au parking			0,003689***	0,000126	<,0001	0,001163***	0,000285	<,0001
Distance au parking x plage			-0,007536***	0,000689	<,0001	-0,003533***	0,000935	0,0002
Nombre de campings			0,1796***	0,0149	<,0001	0,1502***	0,021	<,0001
Port			-1,1181***	0,1497	<,0001	-0,659***	0,1916	0,0006
Environnement urbain			-0,0155	0,0743	0,8347	-0,1569	0,1055	0,1371
Restaurant			0,4781***	0,0548	<,0001	0,6914***	0,0746	<,0001
Environnement naturel			-0,5266***	0,0567	<,0001	-0,1426*	0,083	0,0858
Accès difficile			-0,3235***	0,0854	0,0002	-0,4797***	0,1343	0,0004
Jeux x famille			-0,7413***	0,1141	<,0001	-0,4464**	0,1758	0,0111
$\rho^2$			0,23			0,27		
$\rho_c^2$			0,14			0,17		
Nombre d'observations			4534			3005		
Moyenne surplus individuel par occasion de choix			5,46 €			7,24 €		

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

## 4.4 Estimations utilisant des mesures de congestion observée comme variables explicatives du choix de site

Dans une première estimation, c'est la congestion issue du survol aérien qui est utilisée, puis dans une seconde, celle constatée dans notre échantillon.

### 4.4.1 Congestion issue du survol aérien

Grâce à un survol aérien effectué par faible vent et nébulosité, nous connaissons la congestion observée le 4 août 2007. On utilise cette donnée pour calculer la part de marché du site  $j$ ,  $\sigma_{j|G}$  :

$$\sigma_{j|G} = \frac{\text{Nombre de personnes comptabilisées sur le site } j}{\text{Nombre total de personnes comptabilisées sur l'ensemble de la zone d'étude}} \quad (4.7)$$

La "part de marché" du site  $j$  représente le nombre de visiteurs du site  $j$  divisée par le nombre total de visiteurs répartis sur l'ensemble des sites, observés le jour du survol, soit la congestion observée relative. Cette "part de marché" est équivalente à la probabilité de choisir un site sachant que l'individu a choisi de participer, constatée sur site. Or, c'est le niveau de congestion qui détermine le choix de site. Nous ne connaissons pas la probabilité de participer qui nous permettrait, en la multipliant par la "part de marché" des sites, de calculer la proportion d'individus ayant choisi le site  $j$ , non conditionnelle au choix de participation. On approxime cette probabilité à l'aide de la fréquence de participation constatée dans notre échantillon,  $f_{Gt}$ . La congestion est alors calculée selon la formule :

$$C_{jt} = \sigma_{j|G} \times f_{Gt} \times \frac{1}{l_j} \times 100 \quad (4.8)$$

avec  $l_j$ , la longueur du site en kilomètres. On multiplie par cent car il s'agit de probabilités (Timmins et Murdock, 2007).

L'hypothèse sous-jacente est que la répartition des visites entre les sites est la même quelles que soient les caractéristiques de l'occasion de choix et de l'individu. La congestion relative est donc identique pour toutes les occasions de choix, seul le niveau de participation, que l'on approxime par la fréquence de participation dans notre échantillon,  $f_{Gt}$ , varie. On

divise la part de marché du site par sa longueur afin de tenir compte de la grande hétérogénéité des sites en termes de taille <sup>8</sup>, qui est alors expliquée dans la partie déterministe du modèle. En multipliant cette donnée par la population de la zone, on obtiendrait un nombre d'individus par kilomètre. Les résultats des estimations des modèles touristes et résidents sont présentés dans le tableau 4.4.

---

<sup>8</sup>Les longueurs de sites vont de 462 mètres à près de douze kilomètres.

TAB. 4.4 – Résultats du modèle estimé avec la congestion issue du survol aérien

			TOURISTES			RESIDENTS		
			Coef.	écart-type	Pr.>  t	Coef.	écart-type	Pr.>  t
<i>Choix de non participation</i>								
Constante de non-participation			1,2117***	0,1805	<,0001	1,9203***	0,1618	<,0001
Raison mer			0,0909	0,0713	0,2024			
Planning			0,0442	0,1162	0,7039			
Durée de séjour			-0,4054***	0,079	<,0001			
Vacances			-0,2541*	0,1372	0,0641	-0,5846***	0,1019	<,0001
Bac+2			0,1226	0,0775	0,1137	-0,2232**	0,1066	0,0364
Agriculteur			0,3244	0,4036	0,4215	0,1931	0,4419	0,6622
Artisan			0,5963***	0,1949	0,0022	0,2085	0,2464	0,3974
Profession intermédiaire			-0,0663	0,1018	0,5151	0,0835	0,1577	0,5963
Cadres			-0,0136	0,1023	0,894	0,1017	0,1589	0,5224
Ouvrier			0,1657	0,1653	0,3161	-0,0944	0,1858	0,6114
Employé			0,372***	0,107	0,0005	0,5902***	0,1369	<,0001
Étudiant ou chômeur			0,1844	0,1296	0,1549	0,7761***	0,1681	<,0001
Nombre de personnes dans le foyer			0,0716***	0,0255	0,005	0,1188***	0,0419	0,0045
Pluie			0,3569***	0,0754	<,0001	0,2616**	0,1018	0,0102
Type baignade			-0,791***	0,0852	<,0001	-1,1158***	0,1122	<,0001
Type randonnée			-0,2553***	0,0938	0,0065	-1,0973***	0,1315	<,0001
Week-end			-0,2535***	0,071	0,0004	-0,3557***	0,0951	0,0002
Température supérieure à 18°C			-0,000832	0,0718	0,9908	-0,0771	0,0974	0,4284
Revenus élevés			-0,1585	0,1312	0,2272	0,0431	0,2288	0,8506
Valeur inclusive nogo			1	0		1	0	
Valeur inclusive choix de sites			0,0577***	0,0144	<,0001	0,1446***	0,031	<,0001
<i>Choix de site</i>								
Coût de transport			-0,3628***	0,009359	<,0001	-0,3337***	0,0128	<,0001
Qualité basse x famille			-1,9322***	0,0728	<,0001	-2,9639***	0,1708	<,0001
Congestion			0,4406***	0,0302	<,0001	0,475***	0,0423	<,0001
Distance au parking			0,003766***	0,000126	<,0001	0,001404***	0,000267	<,0001
Distance au parking x plage			-0,0109***	0,000861	<,0001	-0,00738***	0,001191	<,0001
Nombre de campings			0,1166***	0,0171	<,0001	0,0848***	0,0241	0,0004
Port			-0,785***	0,1532	<,0001	-0,2244	0,1978	0,2566
Environnement urbain			-0,2552***	0,0778	0,001	-0,4604***	0,1131	<,0001
Restaurant			0,5588***	0,0569	<,0001	0,7478***	0,078	<,0001
Environnement naturel			-0,5576***	0,0568	<,0001	-0,1226	0,0834	0,1414
Accès difficile			0,0112	0,0908	0,9022	-0,1518	0,1403	0,2794
Jeux x famille			-0,4227***	0,1172	0,0003	-0,0607	0,1806	0,7369
$\rho^2$			0,2437			0,2838		
$\rho_c^2$			0,152			0,187		
Nombre d'observations			4534			3005		
Moyenne surplus individuel par occasion de choix			5,88 €			7,61 €		

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

La qualité d'ajustement de ces modèles utilisant la congestion issue du survol aérien est meilleure que celle des modèles estimés sans variable de congestion (les valeurs des  $\rho^2$  sont légèrement supérieures). On observe toujours un meilleur pouvoir prédictif du modèle "résidents" par rapport à celui "touristes" ( $\rho_c^2$  respectivement égaux à 0,15 et 0,18). Les coefficients des variables explicatives de la participation changent peu par rapport au modèle précédent.

En revanche, on remarque des variations dans les estimations des paramètres des variables explicatives du choix de site. L'impact négatif de la variable "port" devient moins fort pour les deux populations, passant de -1,12 à -0,78 pour les touristes et de -0,66 à -0,22 chez les résidents. Pour ces derniers, elle n'est d'ailleurs plus significative. A l'inverse, la localisation du site en environnement urbain a désormais un effet négatif plus important et significatif. Le coefficient passe de -0,0155 à -0,25 pour les touristes et de -0,15 à -0,46 pour les résidents. La difficulté d'accès n'est plus significative dans ce modèle avec congestion. L'interaction entre la présence de jeux<sup>9</sup> et la venue en famille n'est également plus significative pour les résidents.

La différence par rapport au modèle de la section précédente tient dans l'introduction de la variable de congestion, qui influe positivement et de manière significative sur l'utilité retirée de la visite. L'omission de cette variable explicative, pourtant significative, conduit bien à induire un biais sur les autres paramètres estimés des premiers modèles.

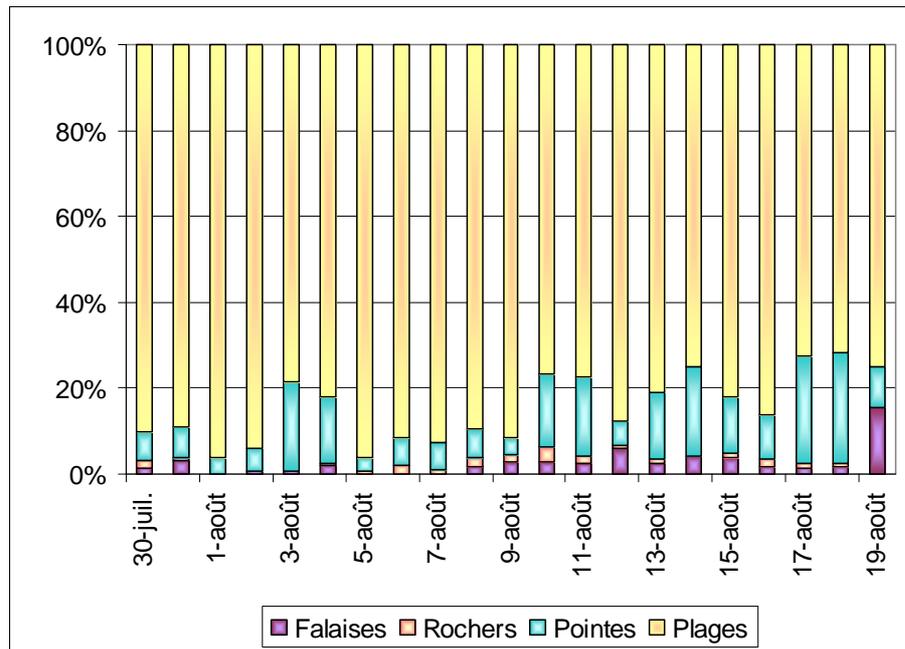
Le surplus moyens par occasion de choix sont légèrement supérieurs à ceux calculés sans congestion : 5,88 euros contre 5,46 euros précédemment pour les touristes, et 7,61 euros contre 7,24 euros précédemment pour les résidents.

La principale limite de notre indicateur de congestion est due au fait que la répartition des visites entre les sites est la même quelle que soit l'occasion de choix. Or ce n'est pas ce que l'on observe dans nos données. En effet, la figure 4.2 montre qu'il existe une certaine variabilité entre le type de sites visités selon les dates, même si les plages restent, sur l'ensemble de la période, l'espace le plus attractif. Nous relâchons donc cette hypothèse dans la section suivante, en utilisant uniquement les fréquences de visites observées dans notre échantillon comme indicateur de congestion.

---

<sup>9</sup> On entend par "jeux" la présence de jeux pour les enfants, mais aussi celle de parcours sportifs à proximité des sites.

FIG. 4.2 – Type de sites visités par date



#### 4.4.2 Congestion de l'échantillon

On calcule désormais la congestion de la manière suivante :

$$C_{jt} = f_{jt|G} \times f_{Gt} \times \frac{1}{l_j} \times 100 \quad (4.9)$$

Nous prenons les fréquences de visites  $f_{jt|G}$  et de participation  $f_{Gt}$  observées dans l'échantillon complet. On fait donc l'hypothèse que l'échantillon est représentatif pour chaque journée de l'étude. On sépare l'échantillon en deux sous-populations pour l'estimation des modèles mais la congestion est la somme des fréquentations des deux catégories de visiteurs. Elle est donc calculée avec la totalité de l'échantillon. Contrairement au modèle précédent, la congestion relative, c'est-à-dire la répartition des visites entre les sites, est définie par site et par date. Les résultats des estimations de ces nouveaux modèles avec congestion sont présentés dans le tableau 4.5.

D'après le coefficient de Mc Fadden, les modèles "touristes" et "résidents" estimés ont un moins bon pouvoir prédictif que les modèles estimés dans la section précédente avec la congestion issue du survol aérien. En effet, les valeurs des  $\rho^2$  sont ici plus faibles.

Les coefficients des variables explicatives de la participation sont stables par rapport aux

modèles précédents. Les différences observées concernent les variables explicatives du choix de site. Le coefficient du coût de transport est légèrement plus élevé chez les deux populations en valeur absolue. Le coefficient lié à la difficulté d'accès devient négatif pour les touristes, il reste négatif pour les résidents. Il est significatif pour les deux populations alors qu'il ne l'était pas dans le modèle précédent. Au contraire, pour les touristes, l'interaction entre la présence de jeux et la variable famille devient positive de manière significative alors que pour les résidents, cette variable n'est pas significative. Les autres variables ne changent pas de signe, seule l'ampleur de leur impact varie. C'est le cas pour la congestion dont l'effet, chez les touristes comme chez les résidents, est amplifié de manière importante. Pour les touristes, le coefficient de la congestion passe de 0,44 à 0,76 et pour les résidents de 0,48 à 0,79. On a donc dans les deux modèles, un impact positif de la congestion. Cependant, celui-ci est plus grand avec la congestion de l'échantillon qu'avec celle du survol aérien.

Dans cette estimation, l'impact largement positif de la congestion fait faire un bond aux surplus moyens par occasion de choix. Par rapport aux modèles estimés sans variable de congestion, ils augmentent de plus de 20% pour s'établir à 6,62 euros pour les touristes et 8,92 euros pour les résidents.

Dans cette section, deux indicateurs de congestion observée ont été introduits comme variables explicatives de nos modèles de choix répétés. Un premier où la congestion relative était identique pour toutes les occasions de choix et un second, où elle était définie par site et par occasion de choix. L'introduction de cette variable explicative supplémentaire a permis dans le premier cas d'améliorer la qualité d'ajustement des modèles "touristes" et "résidents". Pour tous les cas, son effet est significatif. Les mesures par les photos aériennes ou les fréquences observées dans l'échantillon sont, par définition, des mesures de congestion "réelle" et non de congestion anticipée. Ceci-dit, l'hypothèse d'anticipations rationnelles implique que les congestions réelles et anticipées sont très proches, à défaut d'être identiques. Le défaut majeur des mesures de congestion issues de l'exploitation des photos aériennes est que l'observation "réelle" de la congestion n'a été réalisée que pour une seule occasion de choix et doit être extrapolée pour les autres occasions au prix d'une hypothèse discutable : on suppose que la congestion relative est constante sur la période de l'enquête. Quant à l'indicateur de congestion issu des fréquences de visites observées à partir de l'enquête, il est imprécis. En effet, pour de nombreux couples site/occasion de choix, la mesure de fréquence repose généralement sur une poignée d'individus. La loi des grands nombres ne s'appliquant pas dans

ce cas, les fréquences calculées sont des mesures excessivement "bruitées" des fréquences de visite espérées.

Pour pallier ces problèmes, on utilise l'instrument de la congestion proposé par Bayer et Timmins (2007) comme mesure de la congestion anticipée.

TAB. 4.5 – Résultats du modèle estimé avec la congestion de l'échantillon

			TOURISTES			RESIDENTS		
			Coef.	écart-type	Pr.>  t	Coef.	écart-type	Pr.>  t
<i>Choix de non participation</i>								
Constante de non-participation			1,2296***	0,1808	<,0001	1,9372***	0,1725	<,0001
Raison mer			0,0924	0,0713	0,1952			
Planning			0,0462	0,1163	0,6909			
Durée de séjour			-0,4051***	0,079	<,0001			
Vacances			-0,2562*	0,1372	0,0619	-0,5794***	0,1017	<,0001
Bac+2			0,1212	0,0776	0,118	-0,2243**	0,1067	0,0355
Agriculteur			0,3203	0,4038	0,4276	0,1696	0,4416	0,7009
Artisan			0,5988***	0,195	0,0021	0,2364	0,2447	0,3339
Profession intermédiaire			-0,0643	0,1019	0,5281	0,0919	0,1539	0,5505
Cadres			-0,0159	0,1024	0,8769	0,1089	0,1589	0,4932
Ouvrier			0,1689	0,1654	0,3072	-0,0908	0,1874	0,6282
Employé			0,3738***	0,107	0,0005	0,5922***	0,1372	<,0001
étudiant ou chômeur			0,1858	0,1296	0,1519	0,7641***	0,1689	<,0001
Nombre de personnes dans le foyer			0,0762***	0,0255	0,0028	0,1249***	0,0419	0,0029
Pluie			0,3476***	0,0755	<,0001	0,2302***	0,102	0,0239
Type baignade			-0,7888***	0,0852	<,0001	-1,1122***	0,1122	<,0001
Type randonnée			-0,2603***	0,0939	0,0055	-1,097***	0,1316	<,0001
Week-end			-0,2423***	0,0711	0,0007	-0,3236***	0,0954	0,0007
Température supérieure à 20°C			0,001384	0,0718	0,9846	-0,0776	0,097	0,4235
Revenus élevés			-0,1545	0,1314	0,2395	-0,0312	0,0954	0,7434
Valeur inclusive nogo		1	0	0		1	0	
Valeur inclusive choix de site			0,0695***	0,0158	<,0001	0,1621***	0,0328	<,0001
<i>Choix de site</i>								
Coût de transport			-0,346***	0,009165	<,0001	-0,3232***	0,0126	<,0001
Qualité basse x famille			-1,9303***	0,0725	<,0001	-2,9841***	0,1707	<,0001
Congestion			0,7583***	0,0279	<,0001	0,7886***	0,0408	<,0001
Distance au parking			0,004153***	0,000138	<,0001	0,001171***	0,000319	0,0002
Distance au parking x plage			-0,005888***	0,000729	<,0001	-0,002389***	0,000981	0,0149
Nombre de campings			0,183***	0,0159	<,0001	0,148***	0,0225	<,0001
Port			-0,6641***	0,1508	<,0001	-0,1565	0,1925	0,416
Environnement urbain			-0,9644***	0,0903	<,0001	-1,271***	0,1353	<,0001
Restaurant			-0,1113*	0,0658	0,0908	0,2468***	0,0857	0,004
Environnement naturel			-0,4415***	0,0583	<,0001	0,0213	0,0855	0,8031
Accès difficile			-0,4946***	0,0898	<,0001	-0,7894***	0,1404	<,0001
Jeux x famille			0,2036*	0,1209	0,0922	0,1677	0,1869	0,3695
$\rho^2$			0,2676			0,3063		
$\rho_c^2$			0,1408			0,1743		
Nombre d'observations			4534			3005		
Moyenne surplus individuel par occasion de choix			6,62 €			8,92 €		

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

## 4.5 Estimations utilisant un indicateur de congestion anticipée

On a donc choisi de reprendre l'instrument de la congestion proposé par Bayer et Timmins (2007), mais comme indicateur de congestion anticipée sans passer par l'estimation de constantes spécifiques aux sites, car nous pensons que dans notre cas d'étude la congestion n'est pas endogène au sens économétrique du terme.

Notre indicateur de congestion anticipée diffère quelque peu de celui de Bayer et Timmins (2007) et Timmins et Murdock (2007) car on estime un modèle pour les touristes et un modèle pour les résidents. La congestion est la somme des fréquentations des deux populations, la mesure de la congestion n'est donc pas spécifique aux touristes dans le modèle "touristes" et spécifique aux résidents dans le modèle "résidents". Elle tient compte du comportement de l'ensemble de la population, à la fois touriste et résidente.

### 4.5.1 Utilisation de "la part de marché" d'un site, estimée grâce aux variables exogènes comme indicateur de congestion anticipée

Dans les notations, l'exposant  $r$  désigne les résidents, et  $nr$  les touristes. Pour calculer notre mesure de la congestion anticipée, on reprend les résultats de l'estimation sans congestion. On calcule ensuite les probabilités non conditionnelles de visiter un site, notées  $p_{ijt}^{nr}$  et  $p_{ijt}^r$ , à l'aide des paramètres estimés sans congestion. Notre échantillon contient 60% de touristes et 40% de résidents ; on considère cette répartition comme représentative de celle observée dans la zone d'étude. La congestion anticipée se calcule de la manière suivante :

$$C_{jt} = \left( \frac{1}{N^{nr}} \sum_i \widehat{p}_{ijt}^{nr} \times 0,6 + \frac{1}{N^r} \sum_i \widehat{p}_{ijt}^r \times 0,4 \right) \times \frac{1}{l_j} \times 100 \quad (4.10)$$

avec  $\widehat{p}_{ijt}$ , les probabilités estimées à partir des modèles estimés sans variable de congestion. Les résultats de ces estimations sont disponibles dans le tableau 4.6.

Comme précédemment, les paramètres des variables expliquant la participation changent peu. Ceci s'explique par le fait que seule une variable du choix de site, la congestion, a évolué. On note tout de même pour les touristes que le coefficient de la durée de séjour est moins important même s'il reste négatif. A contrario, celui de la variable "vacances" devient plus

négatif que dans les précédentes estimations.

Au niveau du choix de site, les coefficients des coûts de transport sont toujours très significatifs et négatifs. L'environnement urbain du site n'a plus d'impact significativement différent de l'environnement semi-urbanisé. Le coefficient de l'environnement reste négatif. L'impact de l'interaction entre les variables "jeux" et "famille" est à nouveau négatif et significatif pour les deux modèles. La présence d'un restaurant à moins de 100 mètres du site redevient un attribut attractif pour les touristes comme pour les résidents. Le nombre de campings influe positivement sur la probabilité de choisir un site. On peut se poser la question de l'endogénéité économétrique de cette variable : un camping a toutes les chances de se trouver proche de sites attractifs. Un nombre élevé de campings pourrait traduire une forte attractivité du site. Cette variable peut ainsi être corrélée aux attributs non observés des sites, ce qui pourrait peut-être expliquer le signe positif de son paramètre estimé. Cependant, on a montré que l'essentiel de l'hétérogénéité des sites était expliquée dans la partie déterministe du modèle, ce qui nous préserve en partie du problème d'endogénéité économétrique pour la congestion mais aussi pour cette variable "campings". Dans les estimations précédentes, on ne s'était pas posé cette question car on utilisait des mesures de congestion observée au lieu de mesures de congestion anticipée pour expliquer le choix de sites, ce qui pouvait induire des biais sur les paramètres estimés. L'impact positif du nombre de campings sur l'utilité de la visite pouvait être dû à ce problème. Or, malgré l'introduction d'une mesure de congestion anticipée, ce signe persiste. On pense qu'il s'agit d'un effet "réservoir" : le camping crée un réservoir de population qui visite essentiellement les sites proches, d'où le signe positif.

Le changement majeur par rapport aux précédents modèles est l'impact de la congestion sur le choix de site grâce à l'introduction d'une mesure de la congestion anticipée comme variable explicative. Alors que dans les modèles précédents, les coefficients de la congestion étaient non seulement positifs, mais également très proches pour les touristes et les résidents, il existe désormais une différence d'impact entre les deux populations. Chez les résidents, l'effet de la congestion anticipée est faiblement négatif (-0,075) tandis qu'il l'est plus fortement chez les touristes (-0,213). Plusieurs hypothèses peuvent être avancées pour expliquer cette différence. 6% des touristes enquêtés déclaraient avoir choisi la Bretagne car elle présente une concentration touristique plus faible que d'autres régions touristiques. On peut donc penser que les touristes qui viennent en Bretagne sont relativement averses à la congestion. De plus, les résidents sont peut-être moins sensibles à la congestion car ils connaissent des moyens

d'éviter la congestion intra-site, et ils connaissent les voies d'accès non encombrées.

On constate que les surplus moyens par occasion de choix sont proches des modèles où la congestion est omise. Ainsi, la différence entre ces deux surplus est de l'ordre de 2% pour les deux populations.

La congestion anticipée est définie à partir de probabilités estimées à l'aide d'un modèle où la congestion est omise. Si elle constitue une variable explicative pertinente du choix de site au sens de Jakus et Shaw (1997), elle n'est pas une mesure de la congestion à l'équilibre de Nash. Or, introduire cette information supplémentaire dans les modèles permet d'améliorer la qualité des estimations.

TAB. 4.6 – Résultats du modèle utilisant une mesure de congestion anticipée sans convergence vers l'équilibre

	TOURISTES			RESIDENTS		
	Coef.	écart-type	Pr.>  t	Coef.	écart-type	Pr.>  t
<i>Choix de non participation</i>						
Constante de non-participation	1,3409***	0,1904	<,0001	1,8621***	0,1598	<,0001
Raison mer	0,0657	0,072	0,3616			
Planning	0,0132	0,1163	0,9097			
Durée de séjour	-0,0105***	0,00191	<,0001			
Vacances	-0,4308***	0,1403	0,0021	-0,5855***	0,1067	<,0001
Bac+2	0,1363*	0,0778	0,0797	-0,219**	0,1682	<,0001
Agriculteur	0,3399	0,4025	0,3984	0,1918	0,4422	0,6645
Artisan	0,5701***	0,1955	0,0035	0,206	0,2465	0,4033
Profession intermédiaire	-0,073	0,1025	0,4764	0,0787	0,1578	0,6179
Cadres	-0,078	0,1035	0,4513	0,0994	0,1859	0,6126
Ouvrier	0,1042	0,1665	0,5313	-0,0941	0,1591	0,532
Employé	0,316***	0,109	0,0037	0,5923***	0,137	<,0001
Étudiant ou chômeur	0,1373	0,1306	0,293	0,7807***	0,1682	<,0001
Nombre de personnes dans le foyer	0,0631**	0,0255	0,0136	0,1181***	0,0417	0,0046
Pluie	0,3678***	0,0757	<,0001	0,2632***	0,102	0,0098
Type baignade	-0,7758***	0,0855	<,0001	-1,1162***	0,1124	<,0001
Type randonnée	-0,247***	0,094	0,0086	-1,096***	0,1316	<,0001
Week-end	-0,256***	0,0713	0,0003	-0,3569***	0,0952	0,0002
Température supérieure à 20°C	-0,005059	0,0721	0,9441	-0,0774	0,0975	0,4272
Revenus élevés	-0,1792	0,1321	0,1748	0,0425	0,229	0,8529
Valeur inclusive nogo	1	0		1	0	
valeur inclusive choix de sites	0,0565***	0,014	<,0001	0,1459***		
<i>Choix de site</i>						
Coût de transport	-0,3621***	0,009351	<,0001	-0,3305***	0,0127	<,0001
Qualité basse x famille	-2,0248***	0,0721	<,0001	-3,0113***	0,1702	<,0001
Congestion	-0,1853	0,0325***	<,0001	-0,0816***	0,0268	<,0001
Distance au parking	0,003655***	0,000125	<,0001	0,001122***	0,000287	<,0001
Distance au parking x plage	-0,007498***	0,000683	<,0001	-0,00362***	0,000932	<,0001
Nombre de campings	0,173***	0,0147	<,0001	0,1418***	0,0209	<,0001
Port	-1,1462***	0,15	<,0001	-0,6712***	0,1919	<,0001
Environnement urbain	0,0977	0,0758	0,1975	-0,0878	0,1074	0,1506
Restaurant	0,5498***	0,0571	<,0001	0,6924***	0,0748	<,0001
Environnement naturel	-0,5495***	0,0577	<,0001	-0,1269***	0,0834	<,0001
Accès difficile	-0,3735***	0,0858	<,0001	-0,5148***	0,1346	<,0001
Jeux x famille	-0,8865***	0,1166	<,0001	-0,5025***	0,1762	<,0001
Pseudo R <sup>2</sup>	0,2364			0,2735		
$\rho_c^2$	0,1439			0,1753		
Nombre d'observations	4534			3005		
Moyenne surplus individuel par occasion de choix	5,56€			7,06€		

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

### 4.5.2 La recherche de l'équilibre

La congestion anticipée est définie de manière implicite dans le modèle de choix : elle est définie comme la congestion anticipée telle qu'elle est calculée à partir du modèle lui-même. Sans l'estimation de constantes spécifiques aux sites, la congestion estimée par le modèle n'a aucune raison d'être égale à la congestion anticipée, introduite comme variable explicative. De fait, si dans l'estimation précédente, on a utilisé une mesure correcte de la congestion comme variable explicative du choix de site (Jakus et Shaw, 1997), on n'a pas assuré sa cohérence avec l'équilibre de Nash.

Bien entendu, imposer cette cohérence complique singulièrement l'estimation des paramètres du modèle de choix ainsi défini. Néanmoins, la procédure itérative proposée par O'Hara (2007a), elle-même inspirée de celle proposée par Bayer et Timmins (2007), est plutôt intuitive. Elle définit les estimateurs des paramètres des modèles de choix considérés comme des estimateur du Maximum de Vraisemblance contraint par le respect de l'équilibre de Nash, ce qui en fait revient à choisir les estimateurs du Maximum de Vraisemblance parmi ceux qui vérifient l'équilibre de point fixe que constitue l'équilibre de Nash. L'équilibre de point fixe est unique, dès lors que l'effet de la congestion est négatif sur le choix des sites, c'est-à-dire quand les visiteurs évitent les sites trop encombrés (Bayer et Timmins, 2005). Cette condition assure la convergence numérique de la procédure itérative de O'Hara (2007a).

Dans notre cas à deux modèles, la définition de cet équilibre doit évoluer pour tenir compte du fait que la congestion est la moyenne des probabilités de visites des sites des résidents et des touristes. Les probabilités de visite d'équilibre sont les solutions du système suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} p_{ijt}^{nr} = \frac{e^{nogo_j^{nr} + \beta^{nr}(X_j) + \phi^{nr}(Z_i^{nr})X_j + \delta^{nr}TC_{ij}^{nr} + \alpha\left(\frac{1}{N^{nr}} \sum_i \hat{p}_{ikt}^{nr} \times 0,6 + \frac{1}{N^r} \sum_i \hat{p}_{ijt}^r \times 0,4\right) \times \frac{1}{l_j} \times 100 + \theta Q_t}}{\sum_k e^{nogo_k^{nr} + \beta(X_k) + \phi(Z_i^{nr})X_k + \delta TC_{ik}^{nr} + \alpha\left(\frac{1}{N^{nr}} \sum_i \hat{p}_{ikt}^{nr} \times 0,6 + \frac{1}{N^r} \sum_i \hat{p}_{ikt}^r \times 0,4\right) + \theta Q_t}} \\ p_{ijt}^r = \frac{e^{nogo_j^r + \beta^r(X_j) + \phi^r(Z_i^r)X_j + \delta^r TC_{ij}^r + \alpha\left(\frac{1}{N^{nr}} \sum_i \hat{p}_{ijt}^{nr} \times 0,6 + \frac{1}{N^r} \sum_i \hat{p}_{ijt}^r \times 0,4\right) \times \frac{1}{l_j} \times 100 + \theta Q_t}}{\sum_k e^{nogo_k^r + \beta(X_k) + \phi(Z_i^r)X_k + \delta TC_{ik}^r + \alpha\left(\frac{1}{N^{nr}} \sum_i \hat{p}_{ikt}^{nr} \times 0,6 + \frac{1}{N^r} \sum_i \hat{p}_{ikt}^r \times 0,4\right) + \theta Q_t}} \end{array} \right. \quad (4.11)$$

L'équilibre est atteint quand les probabilités entrées comme variables explicatives des

modèles par le biais de la congestion, sont égales aux probabilités estimées :

$$\begin{cases} p_{ijt}^{nr} = \widehat{p}_{ijt}^{nr} \\ p_{ijt}^r = \widehat{p}_{ijt}^r \end{cases} \quad (4.12)$$

Il s'agit d'une estimation en plusieurs étapes :

**Étape 1 :** On estime les deux modèles répétés sans variable de congestion. Cette estimation souffre du biais d'omission et ses paramètres estimés sont biaisés (Cesario, 1980).

**Étape 2 :** On calcule la congestion anticipée à l'aide des probabilités de visite estimées des résidents et des touristes selon la formule 4.10.

**Étape 3 :** On estime de nouveau les deux modèles répétés, en introduisant la congestion anticipée cette fois.

**Étape 4 :** On recalcule les probabilités de visite des deux populations afin d'implémenter une nouvelle fois la congestion anticipée.

**Étapes 5 :** On réestime alors les modèles jusqu'à la stabilité des probabilités estimées<sup>10</sup>.

L'étape 1 est identique à la procédure évoquée dans la section 4.5.1. A partir de l'étape 2, les procédures diffèrent. A l'aide des résultats de la première estimation, la congestion est recalculée grâce au système d'équations 4.11, pour être ensuite réintroduite comme variable explicative de l'utilité de visite aux sites. Cette estimation à base d'itérations successives s'arrête lorsqu'on est arrivé à convergence (équations 4.12).

A l'équilibre de Nash, chaque probabilité individuelle de participation et de visite à un site dépend des probabilités des autres individus. Cet équilibre est donc le résultat de la résolution d'un système d'équations simultanées mais dans le cadre des modèles de choix. Le calcul du point fixe à l'aide d'itérations permet de prendre en compte cette simultanéité des choix. Les résultats des estimations issues de cette procédure sont présentés dans le tableau 4.7.

En comparant les estimations qui introduisent la congestion réelle comme variable explicative avec ce dernier modèle, on constate que le paramètre de congestion était fortement biaisé puisqu'il devient négatif et ce, de manière significative. Les surplus évalués auparavant étaient donc mauvais. Pour les touristes plus averses à la congestion, la différence de surplus

---

<sup>10</sup>On les considère comme stables si elles ne varient plus quatre chiffres après la virgule.

moyen par occasion de choix est surévaluée entre 13% et 28% selon que l'on se base sur la congestion sur site des photographies, ou sur celle de l'échantillon. Chez les résidents, cette surévaluation varie entre 7% et 26%. Le modèle sans congestion entraîne une surévaluation de 2% pour les résidents et de 5% pour les touristes, plus averses à la congestion. Toutes les évaluations du surplus sont récapitulées en annexe C.3. On constate que l'introduction de mauvaises mesures de la congestion peut biaiser également les coefficients des autres variables explicatives. Ainsi, chez les résidents, le coefficient de l'environnement urbain est largement et significativement négatif dans le modèle avec la congestion issue des photographies aériennes alors qu'il n'est plus significatif dans les modèles avec un instrument pour la congestion. De la même manière, l'effet de la variable "port" devient beaucoup plus négatif. Chez les touristes, on observe le même phénomène : le coefficient correspondant à l'environnement urbain devient positif mais il est non significatif.

Le point de départ des itérations de ce modèle était la congestion calculée à l'aide des probabilités de visites estimées à partir d'un modèle où la congestion était omise. Or, Bayer et Timmins (2005) ont montré que l'équilibre est unique si le coefficient réel de congestion est négatif, ce qui est notre cas. Nous avons donc testé la même procédure mais en partant d'un instrument calculé à l'aide des probabilités de visites estimées par le modèle qui utilise la congestion de l'échantillon comme variable explicative. C'est une mesure de congestion observée, qui plus est imprécise, et pourtant, à l'issue de la procédure, on aboutit au même équilibre. Ce résultat est lié à l'unicité de l'équilibre et à sa stabilité. Dans notre cas, même en partant d'une première estimation où la congestion a un effet positif, on converge vers l'équilibre. Cependant la procédure de convergence est beaucoup plus longue en utilisant la congestion de l'échantillon comme valeur initiale plutôt que la congestion anticipée : une trentaine d'itérations par population sont nécessaires pour aboutir à la stabilité contre moins d'une dizaine dans le cas de l'utilisation de la congestion anticipée dès la première itération.

On a amélioré notre mesure de la congestion anticipée en imposant sa cohérence avec l'équilibre de Nash. Cette amélioration a peu d'influence dans le modèle "résident" : la congestion ayant un effet assez faible et négatif, ne pas introduire cette variable pour calculer la congestion anticipée biaise peu l'estimation. Dans le modèle touriste cependant, on constate que quelques coefficients, notamment concernant la participation, sont biaisés dans l'estimation où la congestion n'est pas calculée à l'équilibre : la durée de séjour et le fait d'être en vacances. Cela confirme la nécessité non seulement d'introduire une bonne

mesure de la congestion anticipée, mais aussi d'itérer pour atteindre l'équilibre. L'annexe C.4 synthétise les résultats de nos estimations. En les comparant, on observe que ne pas introduire la congestion conduit finalement à des paramètres estimés moins biaisés que si on intègre des mesures de congestion réelle de qualité médiocre. Le surplus est également moins surestimé.

Dans les sections 4.3 et 4.4, nous avons expliqué le raisonnement qui nous a conduit à estimer un modèle où la congestion est issue de l'équilibre de Nash. Cette démarche a été menée avec un seul indicateur de congestion : la congestion sur site, calculée comme la fréquentation ramenée à la taille du site. Cependant, on peut imaginer que les congestions sur le parking ou sur les voies d'accès puissent également jouer un rôle dans le choix des sites. Ces variables étant fortement corrélées entre elles, on ne peut les introduire ensemble dans le modèle. On estime donc deux nouveaux modèles répétés en remplaçant l'indicateur de congestion anticipée sur site par des indicateurs de congestion anticipée sur le parking et sur les voies d'accès, et en itérant pour estimer ces modèles à l'équilibre de Nash.

TAB. 4.7 – Résultats du modèle estimé avec la congestion sur site à l'équilibre

		TOURISTES			RESIDENTS		
		Coef.	écart-type	Pr.>  t	Coef.	écart-type	Pr.>  t
<i>Choix de non participation</i>							
Constante de non-participation		1,1809***	0,1809	<,0001	1,8624 ***	0,1598	<,0001
Raison mer		0,0865	0,0716	0,227			
Planning		0,0415	0,1166	0,7222			
Durée de séjour		-0,4006***	0,0793	<,0001			
Vacances		-0,2491*	0,1376	0,0703	-0,5855***	0,102	<,0001
Bac+2		0,1241	0,0779	0,111	-0,2185**	0,1067	0,0406
Agriculteur		0,3234	0,4056	0,4252	0,1919	0,4422	0,6644
Artisan		0,5984***	0,1958	0,0022	0,206	0,2465	0,4033
Profession intermédiaire		-0,0683	0,1022	0,5038	0,0789	0,1578	0,6171
Cadres		-0,006701	0,1027	0,948	0,0994	0,1591	0,5321
Ouvrier		0,1639	0,1659	0,3231	-0,0941	0,1859	0,6126
Employé		0,3769***	0,1073	0,0004	0,5924	0,137	<,0001
étudiant ou chômeur		0,1813	0,13	0,1629	0,7807	0,1682	<,0001
Nombre de personnes dans le foyer		0,0723***	0,0256	0,0047	0,1181***	0,0417	0,0046
Pluie		0,3598***	0,0758	<,0001	0,263***	0,102	0,0099
Type baignade		-0,7895***	0,0856	<,0001	-1,1162***	0,1124	<,0001
Type randonnée		-0,2553***	0,0941	0,0067	-1,096***	0,1316	<,0001
Week-end		-0,2581***	0,0713	0,0003	-0,3568***	0,0952	0,0002
Température supérieure à 20°C		-0,001458	0,0721	0,9839	-0,0773	0,0975	0,4276
Revenus élevés		-0,1584	0,1317	0,2289	0,0425	0,229	0,8528
Valeur inclusive nogo		1	0		1	0	
Valeur inclusive choix de sites		0,0536***	0,0142	0,0002	0,1459***	0,0312	<,0001
<i>Choix de site</i>							
Coût de transport		-0,3625***	0,009359	<,0001	-0,3304***	0,0127	<,0001
Qualité basse x famille		-2,0195***	0,0722	<,0001	-3,0113***	0,1702	<,0001
Congestion		-0,2134***	0,0366	<,0001	-0,0754***	0,0267	0,0048
Distance au parking		0,003647***	0,000124	<,0001	0,001124***	0,000287	<,0001
Distance au parking x plage		-0,00751***	0,000682	<,0001	-0,003631***	0,000932	<,0001
Nombre de campings		0,1723***	0,0147	<,0001	0,1422***	0,021	<,0001
Port		-1,1552***	0,1502	<,0001	-0,6725***	0,1919	0,0005
Environnement urbain		0,1093	0,076	0,1506	-0,094	0,1074	0,3812
Restaurant		0,5583***	0,0576	<,0001	0,6887***	0,0746	<,0001
Environnement naturel		-0,555***	0,0578	<,0001	-0,1276	0,0834	0,1257
Accès difficile		-0,3777***	0,0858	<,0001	-0,5121***	0,1347	0,0001
Jeux x famille		-0,8996***	0,117	<,0001	-0,4967***	0,1762	0,0048
$\rho^2$		0,2342			0,2733		
$\rho_c^2$		0,1439			0,1753		
Nombre d'observations		4534			3005		
Moyenne surplus individuel par occasion de choix		5,19 €			7,10 €		

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

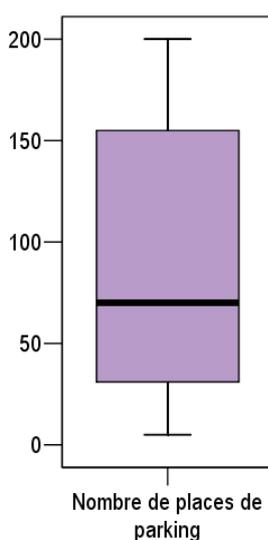
## 4.6 Estimations avec d'autres indicateurs de congestion, calculés à l'équilibre

A l'issue des sections précédentes, nous avons retenu les modèles estimés à l'équilibre de la congestion sur site comme les meilleurs modèles. Même si cela n'a pas permis d'améliorer la valeur du pseudo- $R^2$  de Mc Fadden dans les modèles estimés (ils sont tous très proches), ce sont les seuls modèles qui tiennent compte du fait que la congestion est le résultat d'un équilibre de Nash. Nous utilisons à nouveau la méthode itérative, mais en prenant maintenant deux indicateurs de congestion anticipée différents : la congestion sur les parkings des sites et celle sur les voies d'accès. Les corrélations de ces trois paramètres de taille ont été calculées. Elles sont positives et le  $\rho$  de Spearman le plus fort est observé entre la taille des parkings et les voies d'accès mais il reste relativement faible (0,326). Les deux indicateurs ne sont donc pas équivalents.

### 4.6.1 Congestion au parking

On dispose d'une donnée concernant la taille des parkings en nombre de places. Celle-ci a été recueillie grâce aux orthophotographies littorales et aux visites répétées sur les sites de la zone d'étude. Cette donnée est résumée par la figure 4.3.

FIG. 4.3 – taille des parkings de la zone d'étude



En moyenne, les sites ont 135 places de parking mais avec une dispersion importante :

75% des observations ont entre 30 et 155 places, le minimum est de 5 places et le maximum de 800 places.

On calcule la congestion sur les parkings à l'équilibre de la même manière que dans l'équation 4.10 mais en divisant par le nombre cumulé de places de parking  $tp_j$  de chaque site  $j$  plutôt que par leur longueur :

$$C_{jt} = \left( \frac{1}{N^{nr}} \sum_i \widehat{p}_{ijt}^{nr} \times 0,6 + \frac{1}{N^r} \sum_i \widehat{p}_{ijt}^r \times 0,4 \right) \times \frac{1}{tp_j} \times 100 \quad (4.13)$$

On conserve la procédure d'estimation précédente. Les estimations sont conduites en itérant jusqu'à la stabilité du coefficient de congestion. Le tableau 4.8 montre les résultats de cette estimation. On observe qu'en dehors du coefficient de la congestion, les autres paramètres ne varient presque pas, que ce soit pour le modèle des touristes ou pour celui des résidents<sup>11</sup>. Les modèles semblent donc robustes. Le coefficient de la congestion au parking à l'équilibre est négatif mais cette fois-ci, les résidents sont plus averses à cette congestion que les touristes. Le pseudo-R<sup>2</sup> de Mc Fadden est très légèrement plus élevé pour le modèle "résidents" mais reste identique pour le modèle "touristes".

Les résultats de ce modèle sont similaires au précédent. Comme nous disposons également de données sur le nombre d'accès aux sites, nous allons nous en servir pour estimer des modèles en calculant la congestion d'équilibre sur les voies d'accès.

---

<sup>11</sup>Voir l'annexe C.4 pour une comparaison plus aisée des résultats des différentes estimations.

TAB. 4.8 – Résultats du modèle congestion au parking à l'équilibre

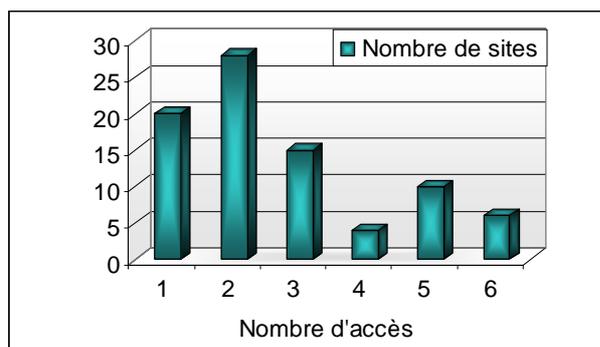
			TOURISTES			RESIDENTS		
			Coef.	écart-type	Pr.>  t	Coef.	écart-type	Pr.>  t
Constante de non-participation			1,1898***	0,1808	<,0001	1,8677***	0,1599	<,0001
Raison mer			0,0879	0,0716	0,2194			
Planning			0,0423	0,1165	0,7164			
Durée de séjour			-0,4019***	0,0792	<,0001			
Vacances			-0,2496*	0,1375	0,0696	-0,5852***	0,102	<,0001
Bac+2			0,1237	0,0778	0,1119	-0,2188**	0,1067	0,0403
Agriculteur			0,3244	0,4052	0,4234	0,1923	0,4422	0,6637
Artisan			0,5985***	0,1957	0,0022	0,2067	0,2465	0,4018
Profession intermédiaire			-0,0675	0,1021	0,5085	0,0793	0,1578	0,6152
Cadres			-0,007867	0,1026	0,9389	0,0997	0,1591	0,5308
Ouvrier			0,1651	0,1658	0,3193	-0,0938	0,1859	0,614
Employé			0,3762***	0,1073	0,0005	0,5928***	0,137	<,0001
Etudiant ou chômeur			0,1824	0,1299	0,1603	0,7809***	0,1681	<,0001
Nombre de personnes dans le foyer			0,0718***	0,0255	0,0049	0,1181***	0,0417	0,0046
Pluie			0,3579***	0,0757	<,0001	0,2613**	0,1019	0,0104
Type baignade			-0,7895***	0,0855	<,0001	-1,1159***	0,1124	<,0001
Type randonnée			-0,2551***	0,0941	0,0067	-1,0958***	0,1316	<,0001
Week-end			-0,2565***	0,0712	0,0003	-0,356***	0,0952	0,0002
Température supérieure à 20°C			-0,001146	0,072	0,9873	-0,0771	0,0975	0,4288
Revenus élevés			-0,1584	0,1316	0,2286	0,0426	0,229	0,8524
Valeur inclusive nogo			1	0		1	0	
Valeur inclusive choix de sites			0,0546***	0,0143	0,0001	0,1463***	0,0313	<,0001
<i>Choix de site</i>								
Coût de transport			-0,3592***	0,009307	<,0001	-0,3298***	0,0127	<,0001
Qualité basse x famille			-2,0038***	0,0722	<,0001	-3,0099***	0,1702	<,0001
Congestion au parking			-0,1485***	0,0505	0,0033	-0,1781***	0,0613	0,0037
Distance au parking			0,003659***	0,000126	<,0001	0,001074***	0,000291	0,0002
Distance au parking x plage			-0,007634***	0,000689	<,0001	-0,003707***	0,000936	<,0001
Nombre de campings			0,1733***	0,0149	<,0001	0,1387***	0,0211	<,0001
Port			-1,1184***	0,1496	<,0001	-0,6645***	0,1912	0,0005
Environnement urbain			0,003256	0,0745	0,9651	-0,1199	0,1063	0,2594
Restaurant			0,4558***	0,0551	<,0001	0,6497***	0,0754	<,0001
Environnement naturel			-0,4973***	0,0573	<,0001	-0,0908	0,0844	0,2818
Accès difficile			-0,3405***	0,0854	<,0001	-0,5031***	0,134	0,0002
Jeux x famille			-0,7564***	0,1141	<,0001	-0,4727***	0,1758	0,0072
<i>Choix de non participation</i>								
$\rho^2$			0,2342			0,2735		
$\rho_c^2$			0,1414			0,1755		
Nombre d'observations			4534			3005		
Moyenne surplus individuel par occasion de choix			5,41 €			7,14 €		

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

## 4.6.2 Congestion sur les voies d'accès

De nouveau grâce aux orthophotographies et aux nombreuses visites sur la zone d'étude, nous disposons du nombre d'accès pour chaque site de l'enquête. La figure 4.4 illustre cette donnée.

FIG. 4.4 – Histogramme des nombre d'accès aux sites



La majorité des sites a moins de trois accès ce qui peut entraîner des effets d'encombrement sur leurs voies d'accès. Le site phare de la pointe du Raz par exemple, n'a qu'un seul accès routier. Dans notre enquête, la difficulté d'accès aux sites est le second point négatif le plus fréquemment cité par les visiteurs des sites récréatifs (la forte fréquentation étant le premier). Il nous a semblé judicieux de construire un indicateur révélateur de cette congestion

En suivant la méthode décrite dans la sous-section 4.5.2, on divise désormais l'espérance de la congestion le nombre de voies d'accès  $a_j$  :

$$C_{jt} = \left( \frac{1}{N} \sum_i \widehat{p}_{ijt}^{nr} \times 0,6 + \sum_i \widehat{p}_{ijt}^r \times 0,4 \right) \times \frac{1}{a_j} \times 100 \quad (4.14)$$

On constate comme précédemment, la robustesse des modèles puisque les paramètres des variables en dehors de la congestion sont très stables entre les différentes estimations. On retrouve le résultat des modèles avec la congestion sur site à l'équilibre : les touristes sont plus averses à la congestion que les résidents. .

TAB. 4.9 – Résultats du modèle congestion sur les voies d'accès à l'équilibre

			TOURISTES			RESIDENTS		
			Coef.	écart-type	Pr., >  t	Coef.	écart-type	Pr., >  t
<i>Choix de non participation</i>								
Constante de non-participation			1,1792***	0,1805	<,0001	1,8608***	0,1599	<,0001
Raison mer			0,0865	0,0716	0,227			
Planning			0,0419	0,1165	0,7189			
Durée de séjour			-0,401***	0,0792	<,0001			
Vacances			-0,2507*	0,1363	0,0658	-0,5735***	0,1001	<,0001
Bac+2			0,1223*	0,0741	0,0986	-0,1963***	0,1006	0,0511
Agriculteur			0,3275	0,4009	0,414	0,1561	0,438	0,7216
Artisan			0,6018***	0,1879	0,0014	0,171	0,2398	0,4758
Profession intermédiaire			-0,069	0,1015	0,4968	0,1003	0,1541	0,5153
Cadres			-0,00816	0,1027	0,9123	0,0995		
Ouvrier			0,167	0,1592	0,2942	-0,1168	0,1824	0,5218
Employé			0,3804***	0,0928	<,0001	0,5621***	0,1281	<,0001
Étudiant ou chômeur			0,1854	0,1171	0,1132	0,7449***	0,158	<,0001
Nombre de personnes dans le foyer			0,0721***	0,0253	0,0043	0,1243***	0,0406	0,0022
Pluie			0,359***	0,0757	<,0001	0,2613**	0,1019	0,0104
Type baignade			-0,7897***	0,0855	<,0001	-1,1152***	0,1123	<,0001
Type randonnée			-0,2553***	0,0941	0,0067	-1,0926***	0,1315	<,0001
Week-end			-0,2577***	0,0712	0,0003	-0,3571***	0,0952	0,0002
Température supérieure à 20°C			-0,001139	0,072	0,9874	-0,0772	0,0975	0,4285
Revenus élevés			-0,1593	0,1312	0,2246	0,0556	0,2282	0,8075
Valeur inclusive nogo			1	0		1	0	
Valeur inclusive choix de sites			0,0541***	0,0142	0,0001	0,1465***	0,0313	<,0001
<i>Choix de site</i>								
Coût de transport			-0,3624***	0,00936	<,0001	-0,3306***	0,0127	<,0001
Qualité basse x famille			-2,0137***	0,072	<,0001	-3,0133***	0,1701	<,0001
Congestion au parking			-0,2493***	0,0421	<,0001	-0,0866***	0,0282	0,0022
Distance au parking			0,003693***	0,000125	<,0001	0,001139***	0,000287	<,0001
Distance au parking x plage			-0,00765***	0,00068	<,0001	-0,003668***	0,000931	<,0001
Nombre de campings			0,1639***	0,0148	<,0001	0,1385***	0,021	<,0001
Port			-1,1231***	0,1498	<,0001	-0,6578***	0,1915	0,0006
Environnement urbain			0,015	0,0742	0,8393	-0,1259	0,106	0,2348
Restaurant			0,5245***	0,0563	<,0001	0,6758***	0,0747	<,0001
Environnement naturel			-0,5595***	0,058	<,0001	-0,126	0,0834	0,1312
Accès difficile			-0,3971***	0,0858	<,0001	-0,5225***	0,1345	0,0001
Jeux x famille			-0,8481***	0,1151	<,0001	-0,4885***	0,1759	0,0055
$\rho^2$			0,2368			0,2735		
$\rho_c^2$			0,1465			0,1747		
Nombre d'observations			4534			3005		
Moyenne surplus individuel par occasion de choix			5,05 €			7,13 €		

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

Alors que la congestion sur site et celle sur les voies d'accès ont un impact relativement faible, mais très significatif, sur l'utilité des résidents, l'impact de la congestion au parking est plus fort. C'est d'ailleurs le seul modèle où la congestion a un effet plus fort chez les résidents que chez les touristes. Pour ces derniers, en revanche, la congestion sur les voies d'accès est celle qui a le plus faible impact sur l'utilité de visite. Finalement, les trois modèles sont très proches en termes de pouvoir explicatif. Il aurait sans doute été intéressant de regarder sur chaque site, quel était le facteur qui limitait le plus la fréquentation. Ainsi, il existe dans la zone d'étude, des grands sites possédant beaucoup de places de parking mais où l'accès est unique (la pointe du Raz typiquement). Pour d'autres sites, ce sont la taille des parkings ou la difficulté de stationnement qui vont influencer sur le choix de site. Le modèle pourrait donc être amélioré en ce sens.

## Conclusion

Dans ce chapitre, on a cherché à montrer le cheminement qui nous a conduit à estimer des modèles de choix discrets répétés à l'aide de la congestion d'équilibre. On montre finalement que, dans notre cas d'étude, le biais en termes de paramètres estimés est plus important si on introduit une mesure imprécise de la congestion, que si on l'omet comme variable explicative. Dans les modèles "résidents" et "touristes", quand on utilise une mesure réelle de la congestion, l'impact sur l'utilité de visite est positif, que l'indicateur soit issu de photographies aériennes ou de notre échantillon. Les surplus par occasion de choix sont alors largement surestimés : entre 7% et 28% selon les modèles. Dès lors qu'on estime des modèles avec la congestion anticipée, l'impact de cette mesure sur l'utilité devient négatif. Cependant, en l'absence de constantes spécifiques aux sites, la congestion estimée par le modèle n'est pas égale à la congestion anticipée, introduite comme variable explicative. Il faut alors itérer pour imposer la condition d'équilibre entre ces deux congestions. Cette procédure itérative nous a permis d'obtenir des estimations des paramètres cohérentes avec l'équilibre de Nash. Or, cette cohérence est nécessaire si on utilise les modèles estimés pour simuler des mesures de gestion de la fréquentation des sites. La plupart des études qui simulent des variations de qualité ou des mesures de régulation le font à congestion constante (Kerkvliet et Nowell, 2000), ou même sans congestion (Hanley *et al.*, 2002). Or, toute politique a un impact sur la fréquentation, et donc sur la congestion qui peut alors venir augmenter ou diminuer son effet

initial sur le bien-être. Notre modèle permet de calculer l'impact sur le bien-être de mesures de régulation en intégrant l'effet de la congestion, mais aussi leur impact sur la participation et la fréquentation des sites. Le chapitre suivant est donc consacré à l'utilisation de notre modèle dans le cadre de simulations.

# Chapitre 5

## Simulations de mesure de régulation de l'accès aux sites récréatifs

### Introduction

Au delà de leur dimension explicative, les modèles précédemment estimés ont aussi un intérêt pour leur pouvoir prédictif. Dans ce chapitre, on emploie les modèles estimés pour les touristes et les résidents avec la congestion sur site à l'équilibre. On aurait pu utiliser les modèles estimés avec d'autres mesures de la congestion à l'équilibre : congestion sur le parking ou congestion des voies d'accès. La qualité des modèles étant très similaire, on a préféré le modèle estimé avec la congestion sur site, car c'est le cas de figure le plus fréquemment observé dans la littérature. Les modèles utilisés présentent des pseudo- $R^2$  de Mc Fadden de l'ordre de 0,23 pour le modèle "résidents" et de 0,27 le "touristes", ce qui indique un bon pouvoir prédictif des modèles (Hensher et Johnson, 1981). On utilise également les modèles "touristes" et "résidents" estimés sans variable explicative de congestion, afin de comparer les résultats de nos simulations avec ceux que l'on aurait obtenus sans tenir compte de la congestion.

En modélisant le comportement récréatif par un modèle de choix discrets, on autorise la substitution entre les sites<sup>1</sup>. En tenant compte que la congestion est issue d'un équilibre de Nash, et en estimant les modèles de choix répétés à cet équilibre, une dimension essentielle au modèle est ajoutée. Il devient un véritable outil d'aide à la décision, permettant de tester des

---

<sup>1</sup>en fonction de leurs attributs et de leurs coûts d'accès.

politiques de gestion. Dans un modèle de choix discrets répétés, Hanley *et al.* (2002) ont simulé des politiques de régulation de la fréquentation telles que taxes et augmentation du temps de trajet pour se rendre sur un site. Or, alors que ce sont bien des mesures visant à réguler la fréquentation qui sont testées, ils n'introduisent pas la congestion comme variable explicative. C'est une faiblesse importante dont ne souffre pas notre modèle. Timmins et Murdock (2007) ont simulé la fermeture d'un site et une variation de qualité à un site dans un modèle avec congestion endogène, mais ils estiment un modèle multinomial logit. La participation n'est pas modélisée. Or, ces mesures n'ont pas seulement un impact sur la répartition des visites, mais également sur la participation. Il nous semble donc qu'un modèle de choix répétés avec congestion endogène, au sens économique du terme, est plus réaliste pour conduire des simulations.

La procédure utilisée pour mener ces simulations est expliquée dans la première section. Trois simulations sont ensuite conduites : la première fait varier la taxe de parking déjà en place à la pointe du Raz. Un seul site de la zone est alors taxé. On espère retrouver le résultat de notre modèle théorique : une taxe à un seul site ne peut conduire à l'optimum car l'effet externe de la participation n'est pas internalisé. La seconde mesure vise à corriger cette faiblesse en instaurant une taxe uniforme sur tous les sites de la zone, tandis que la troisième présente une politique mixte qui combine taxation et éloignement de parkings.

## 5.1 Procédure

Utiliser les modèles estimés avec la congestion sur site à l'équilibre nous permet de conduire des simulations de mesures de gestion réalistes, car l'impact de la congestion sur la fréquentation est pris en compte. En effet, l'introduction d'une taxe à un site a un effet négatif sur l'utilité individuelle, car elle augmente le coût de déplacement. Si l'utilité diminue, la probabilité associée à la visite du site baisse également et donc le site devient moins fréquenté, ce qui a pour conséquence, si l'effet de congestion est négatif, d'augmenter l'utilité de la visite. L'effet négatif de la taxe est donc atténué par la baisse induite de la congestion. Dans la plupart des modèles où la congestion a été introduite, l'équilibre de congestion n'est pas calculé (Berman *et al.*, 1997; Lin *et al.*, 1996; Hansen *et al.*, 1999; Yen et Adamowicz, 1994; Schuhman et Schwabe, 2004; Salanié, 2006). Dans ces applications, la congestion est une

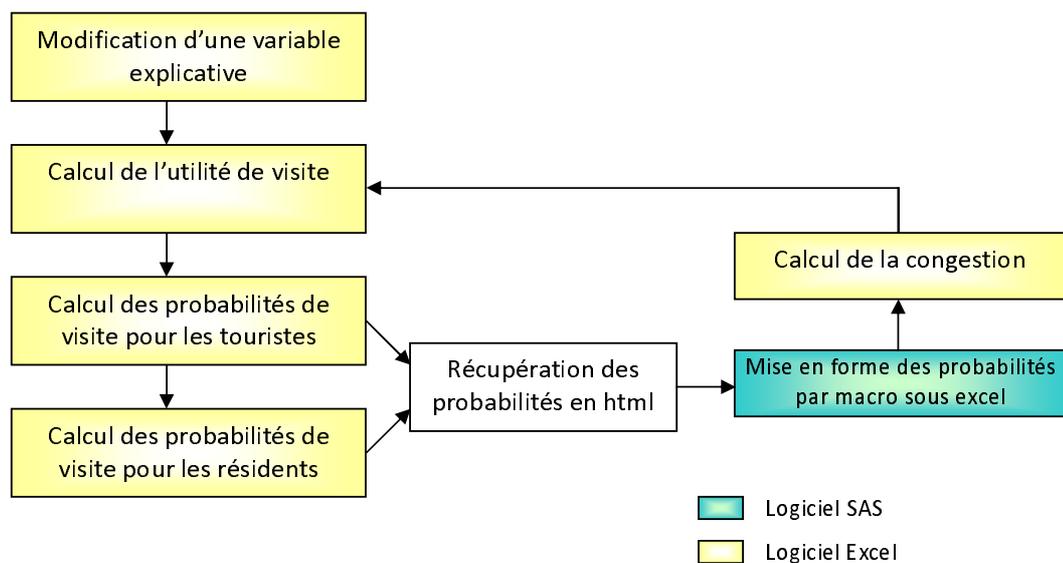
variable exogène économiquement<sup>2</sup>. L'effet positif de la baisse de la congestion ne peut être calculé sauf en l'endogénéisant "après coup". C'est ce que nous avons fait dans l'application de notre article, repris dans le chapitre 2. Or cette procédure est loin d'être idéale, car non seulement le modèle n'a pas été estimé à l'équilibre de congestion, mais il n'a généralement pas non plus été estimé avec des indicateurs de congestion anticipée. On voit ici tout l'intérêt de tenir compte de l'endogénéité économique de la congestion au moment de l'estimation, pour conduire des simulations de gestion, tant au niveau des calculs de bien-être, que des résultats de l'équilibre de Nash.

Les simulations de ce chapitre sont donc conduites au point fixe : on modifie d'abord une variable explicative. Ensuite on calcule pour chaque population les utilités conférées par les diverses alternatives, les probabilités de visite qui en découlent, et la nouvelle congestion grâce à la même formule que pour les estimations, en considérant à nouveau qu'il y a 60% de touristes et 40% de résidents :

$$C_{jt} = \left( \frac{1}{N^{nr}} \sum_i \hat{p}_{ijt}^{nr} \times 0,6 + \frac{1}{N^r} \sum_i \hat{p}_{ijt}^r \times 0,4 \right) \times \frac{1}{l_j} \times 100 \quad (5.1)$$

avec  $l_j$  la longueur du site  $j$ . Enfin, on introduit cette nouvelle congestion pour recalculer les utilités délivrées par chaque l'alternative. Cette procédure est renouvelée jusqu'à la stabilité des probabilités et donc de la congestion, c'est à dire jusqu'au point fixe (voir figure 5.1).

FIG. 5.1 – Procédure de simulation



<sup>2</sup>et aussi économétriquement.

Cette procédure est relativement lourde. On doit obtenir la stabilité des probabilités pour les touristes et les résidents. Par exemple, même si les probabilités de visite des résidents convergent plus vite que celle des touristes, il est nécessaire de renouveler la procédure en recalculant les utilités des deux populations. La procédure doit être conduite en parallèle sur les deux catégories d'individus. La grandeur de la base de données (43 sites x 1079 individus x 7 occasions de choix : 332 332 lignes) nous a obligé à réaliser ces itérations manuellement (voir figure 5.1), ce qui a nécessité un temps de travail important. Dans les simulations présentées dans ce chapitre, la convergence est atteinte après six à huit itérations pour chaque population.

Ces simulations présentent deux intérêts majeurs : d'une part, le modèle permet de prévoir la nouvelle répartition des visiteurs après la modification d'une variable explicative. D'autre part, les résultats de cette modification peuvent être analysés en termes de variation de bien-être, qu'on appréhende par la notion de surplus. Dans un modèle de choix discrets répétés, le surplus,  $W_{it}$ , est défini par individu et correspond à l'utilité maximale espérée lors d'une occasion de choix,  $t$ . Mathématiquement, il est défini par la formule de Small et Rosen (1981) :

$$W_{it} = \frac{\ln(e^{U_{i0}} + e^{\rho I_{iGt}})}{\delta} \quad (5.2)$$

$$\text{avec } I_{iGt} = \ln\left(\sum_j e^{U_{ijt}/\rho}\right)$$

avec  $\delta$ , le paramètre des coûts de transport qui sert à convertir le bien-être en valeur monétaire et  $I_{iGt}$ , la valeur inclusive de la participation<sup>3</sup>. Dans les développements suivants, on calculera la moyenne de l'échantillon des surplus par occasion de choix, pour chaque catégorie de population. Chacun de ces surplus devrait être multiplié par la population résidente ou la population de touristes de la zone pour obtenir les surplus collectifs correspondants. Mais dans la mesure où il s'agit de bien-être moyens par occasion de choix, intégrant les probabilités de participer et de visiter les sites, cela représente le bien-être collectif, ramené à l'individu, sachant que les populations sont données. Lors de l'introduction de taxes, les recettes sont aussi calculées par individu et par occasion de choix. Cela permet que les surplus moyens par occasion de choix soient comparables avec les surplus moyens taxe comprise, qui intègrent les

<sup>3</sup>Voir chapitre 2 pour plus de détails.

recettes des taxes perçues par les gestionnaires des sites. Soit  $taxe_j$  la taxe au site  $j$ , les taxes moyennes perçues par individu de chaque catégorie de visiteurs et par occasion de choix  $t$ ,  $\overline{taxe_j^r}$  et  $\overline{taxe_j^{nr}}$  sont alors :

$$\overline{taxe_j^{nr}} = \frac{\sum_t P_{ijt}^{nr}}{T} \times taxe_j \quad (5.3)$$

$$\overline{taxe_j^r} = \frac{\sum_t P_{ijt}^r}{T} \times taxe_j \quad (5.4)$$

Avec  $T$ , le nombre d'occasions de choix de l'enquête. Bien entendu, la taxe demandée à l'entrée d'un site littoral est la même quel que soit le type de visiteurs. En revanche, lors d'une occasion de choix, un résident n'a pas la même probabilité de visiter un site qu'un touriste, la taxe moyenne est donc différente.

A l'aide de cette procédure, on simule successivement l'introduction de taxes et une combinaison entre taxe et éloignement de parkings, dans le but de mieux gérer la fréquentation sur la zone d'étude.

## 5.2 Taxe à un seul site : la pointe du Raz

L'intérêt de la mise en place d'une taxe est certes de permettre de baisser le niveau de congestion. Cependant, elle permet également de procurer des ressources financières aux gestionnaires des sites qui peuvent alors financer tout ou partie de l'entretien du site et de ses aménagements, comme le fait le syndicat mixte de la pointe du Raz, chargé de la restauration, de l'entretien du site et de l'accueil des visiteurs.

La pointe du Raz, site n°19 de notre étude, est un site phare de la zone : il est labellisé "Grand site de France". 35 sites font actuellement partie de ce réseau national, qui rassemble des sites protégés au titre de la loi de 1930 sur *"la protection des monuments naturels et des sites de caractère artistique, historique, légendaire ou pittoresque"*. Ces sites attirent chaque année un grand nombre de visiteurs (environ un million pour la pointe du Raz, Vourc'h, 1999). Il est le seul site breton du Conservatoire du littoral dont le parking soit payant. En effet, le Conservatoire n'a pas la possibilité de faire payer les parkings situés sur ses terrains. Or, celui de la pointe du Raz est placé en dehors de la propriété du Conservatoire. Lors de

notre enquête, le ticket de parking pour une voiture s'élevait à 6 euros par jour quelle que soit la durée de la visite<sup>4</sup>.

On fait varier le montant de la taxe de stationnement entre 0 et 9 euros, par palier de 3 euros. Le tableau 5.1 montre que si cette variation n'a quasiment pas d'impact sur la probabilité de participer, son effet sur les probabilités conditionnelles de visiter la pointe du Raz,  $p_{19|G}$ , est fort. On s'attend donc à observer des variations des surplus moyens par occasion de choix et une nouvelle répartition des visites, suite à ces variations de prix de parking.

TAB. 5.1 – Evolution des probabilités de participer et des probabilités conditionnelles de visiter la pointe du Raz suite à des variations de prix de parking

Niveau de la taxe de parking	0 €	3 €	6 €	9 €
Probabilité de participer				
Résidents	32%	32%	32%	31%
Touristes	45%	45%	45%	44%
Probabilité conditionnelle de visiter la pointe du Raz				
Résidents	6,8%	3%	1,2%	0,2%
Touristes	29,2%	16,8%	8,5%	1,3%

On analyse d'abord l'impact des variations de prix sur le surplus moyen par occasion de choix. Ensuite, on étudie les variations de fréquentation induites par cette mesure pour mettre en évidence les sites substitués de la pointe du Raz. Enfin, on se focalise sur l'évolution de l'utilité conférée par la visite à la pointe du Raz.

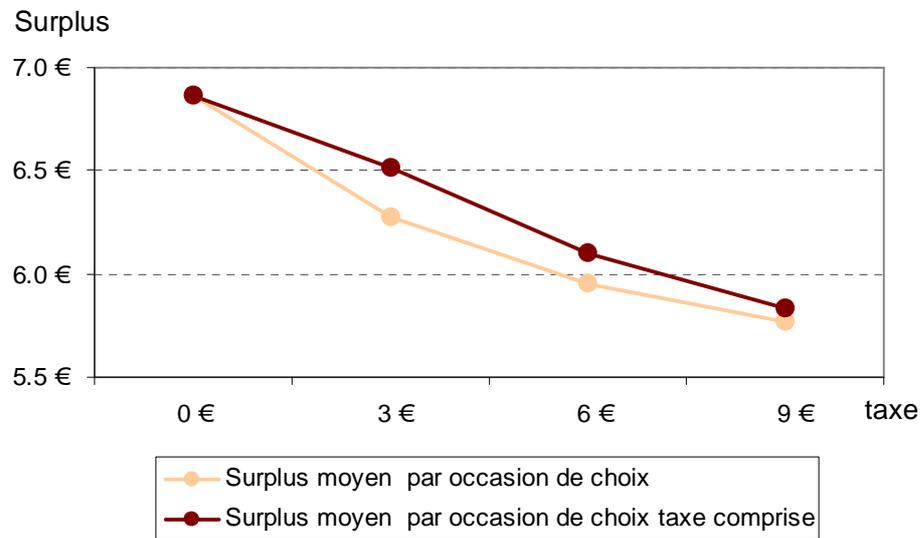
### 5.2.1 Quel impact sur le bien-être ?

#### Variation du prix du parking de 0 à 9 euros

La figure 5.2 illustre les variations de bien-être sur la population entière, suite aux variations du prix du parking.

<sup>4</sup>Il est passé depuis à 7 euros pour une voiture.

FIG. 5.2 – Impact sur le surplus moyen par occasion de choix de la variation du ticket de parking à la pointe du Raz



Finalement, on observe que le surplus moyen par occasion de choix est toujours décroissant quand on augmente le prix du parking, et ce même lorsque l'on intègre la recette de la taxe.

Cependant, la taxe pratiquée à la pointe du Raz permet de dégager des ressources pour son aménagement. On s'intéressera donc à la maximisation du profit du gestionnaire de la pointe du Raz dans la section 5.2.3.

Dans notre modèle théorique à deux sites, deux effets externes ont été mis en évidence : un effet "participation" et un effet "répartition". Pour internaliser ces deux effets, on montre qu'il faut taxer les deux sites. En effet, en mettant en place une taxe sur un seul site, on aboutit à un effet de vases communicants entre les sites : la congestion diminue sur le site taxé et augmente sur l'autre site. En conséquence, on n'observe pas de "gain" en termes de congestion, mais une baisse du surplus moyen par occasion de choix, taxe comprise.

Dans cette application, on observe effectivement un report de fréquentation de la pointe du Raz vers les autres sites puisque la participation varie très peu (voir tableau 5.1). La taxe ne "s'attaque" qu'à l'effet externe dû à la trop grande fréquentation de la pointe du Raz. On peut supposer que seule la taxation simultanée d'un nombre suffisant de sites, serait susceptible de faire diminuer la congestion, de manière à augmenter le bien-être moyen, taxe comprise. C'est ce que nous allons vérifier par la suite en simulant une taxation uniforme

dans la section suivante. Avant cela, on s'intéresse au cas particulier d'une augmentation du prix du parking pour l'analyser plus en détails, car c'est un scénario plus crédible qu'une baisse de prix. Cela nous permet de décomposer les effets qui conduisent à une baisse du surplus moyen par occasion de choix, taxe comprise.

### Focus sur l'impact sur le bien-être de l'augmentation de la taxe

La hausse du prix du stationnement à la pointe du Raz se traduit par une baisse des visites à ce site. Puisque la probabilité de participer reste stable (tableau 5.1), une partie des visites de la pointe du Raz se reporte donc sur d'autres sites. Trois effets sur le bien-être se mélangent alors :

- un effet prix négatif dû à la taxe ;
- un effet congestion positif pour les visiteurs de la pointe du Raz ,car la congestion sur ce site diminue ;
- un effet congestion négatif dû au redéploiement des visites sur les autres sites.

Les effets sont inversés dans le cas d'une baisse de taxe.

On compare ces résultats à ceux obtenus à l'aide du modèle estimé sans variable de congestion (voir chapitre 4, section 4.3). En l'absence de variable congestion, seul l'effet prix est considéré dans le modèle. L'interprétation des résultats se révèle plus délicate dans une simulation avec congestion, puisque des effets opposés interviennent. Les résultats de la simulation sont présentés dans le tableau 5.2.

TAB. 5.2 – Variations des surplus moyens par occasion de choix suite à des augmentations de la taxe

	Taxe initiale :6€		Taxe augmentée : 9€		Variation	
	Résidents	Touristes	Résidents	Touristes	Résidents	Touristes
Surplus moyen par occasion	7,10 €	5,19 €	7,09 €	4,89 €	-0,14%	-5,8%
Taxe moyenne par occasion	0,02 €	0,23 €	0,01 €	0,09 €	-50%	-60,1%
Surplus moyen par occasion taxe comprise	7,12 €	5,42 €	7,10 €	4,98 €	-0,4%	-8,1%

Chez les résidents, la probabilité de visiter la pointe du Raz est dix fois plus faible que chez les touristes, que l'on se base sur les données de l'échantillon ou sur les probabilités estimées. Pour la plupart d'entre eux, cette alternative n'est pas celle qui leur procure le

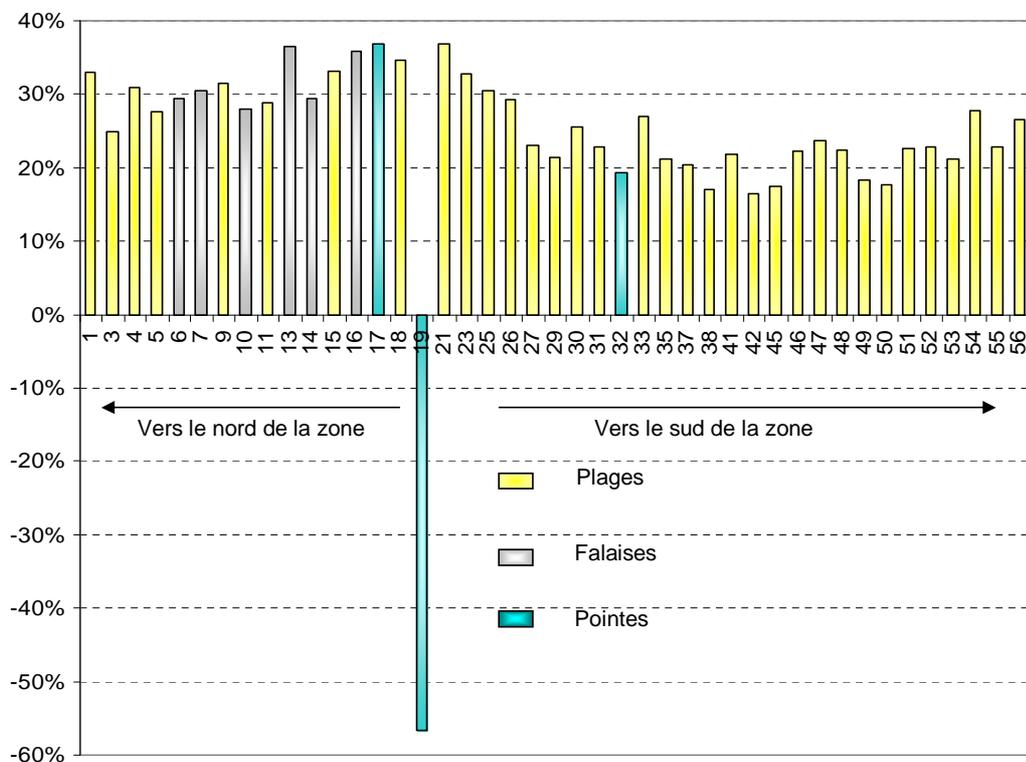
maximum d'utilité. La hausse de la taxe n'a donc que peu d'impact sur leur surplus.

Pour les touristes en revanche, d'après nos estimations, le site de la pointe du Raz est le deuxième site le plus visité derrière la plage des Sables blancs à Douarnenez. La hausse du droit de parking diminue donc fortement leur utilité.

## 5.2.2 Mise en évidence des sites substitués

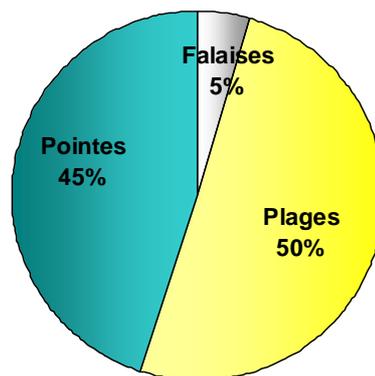
On a augmenté la taxe de parking de 6 à 9 euros afin de voir sur quels sites se reportent en priorité les visiteurs. Avant l'augmentation du ticket de parking, la probabilité de visiter le site de la pointe du Raz sachant qu'on a choisi de participer était de 5,61% (touristes et résidents confondus). Elle passe à 2,43% après l'augmentation. Elle a été réduite de près de 60%. Or le taux de participation reste stable. La baisse de la fréquentation à la pointe du Raz se traduit donc par une congestion plus importante sur les autres sites. Le tableau 5.3 indique les variations des probabilités conditionnelles de visites suite à cette augmentation du prix du parking de la pointe du Raz.

FIG. 5.3 – Variation des probabilités de visite conditionnelles suite à l'augmentation de la taxe



Il est difficile de dresser un profil type des substituts de la pointe du Raz. On constate que ce sont les probabilités conditionnelles de visiter les sites n° 21, 17, 13 et 16 qui augmentent le plus par rapport à leurs valeurs initiales. Le site n°1 correspond à celui le plus au nord, et le site n°56, à celui le plus au sud (voir annexe C.1). Les visiteurs se reportent donc prioritairement sur des sites proches. Cependant le site de la pointe du Raz est particulier : il attire un large panel de visiteurs de par son statut de site phare. Ainsi quand on s'éloigne de la pointe, vers le sud, la hausse des probabilités conditionnelles diminue, puis remonte à partir de la plage n°42. Les plages représentent la moitié des sites fréquentés par les visiteurs de la pointe du Raz (figure 5.4). Ces derniers se déplacent pour voir ce site emblématique et non pas pour visiter une pointe, ce qui explique qu'ils ne se reportent pas prioritairement sur les autres pointes de la zone d'étude mais plutôt sur les sites alentours.

FIG. 5.4 – Type de sites visités par les visiteurs de la pointe du Raz



### 5.2.3 Focus sur le site de la pointe du Raz

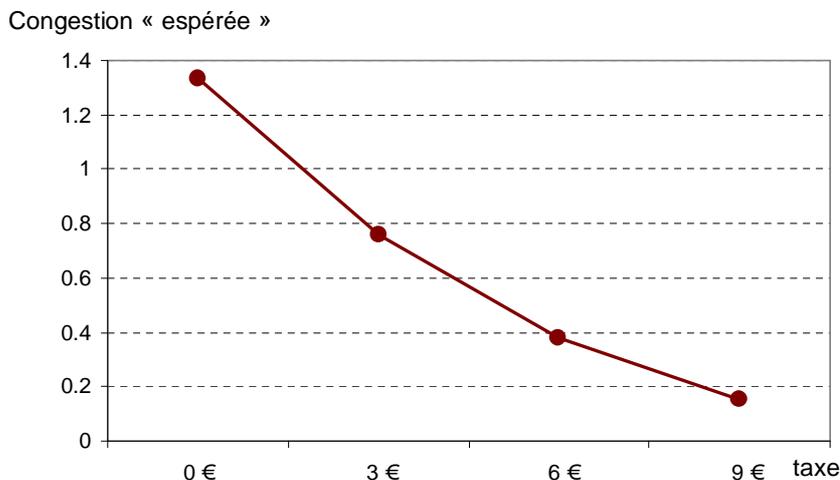
L'instauration d'une taxe à un seul site n'est pas optimal d'un point de vue global, puisqu'elle fait baisser le surplus moyen par occasion de choix. On s'intéresse maintenant à l'impact de la taxe sur la congestion à la pointe du Raz, sur l'espérance d'utilité de la visite à ce site et sur la recette de la taxe perçue par le gestionnaire du site : le syndicat mixte pour l'aménagement et la gestion de la pointe du Raz et du Cap Sizun.

#### Quel impact sur la congestion à la pointe du Raz ?

On a simulé des baisses de 3 et 6 euros, cette dernière étant équivalente à la suppression du ticket de parking, et une hausse de 3 euros du tarif de la taxe de stationnement. La figure

5.5 présente leurs impacts sur la congestion.

FIG. 5.5 – Variation de la congestion à la pointe du Raz en fonction du montant de la taxe



On observe une courbe qui n'est pas linéairement décroissante. En l'absence de taxe, l'instauration d'un ticket de parking de 1 euro fait plus diminuer la congestion qu'une hausse du même montant quand la taxe est déjà élevée.

#### Quel impact sur l'espérance d'utilité de la visite de la pointe du Raz ?

Pour les deux catégories de population, on a calculé l'espérance d'utilité à la pointe du Raz, sous les divers *scenarii* de taxes :

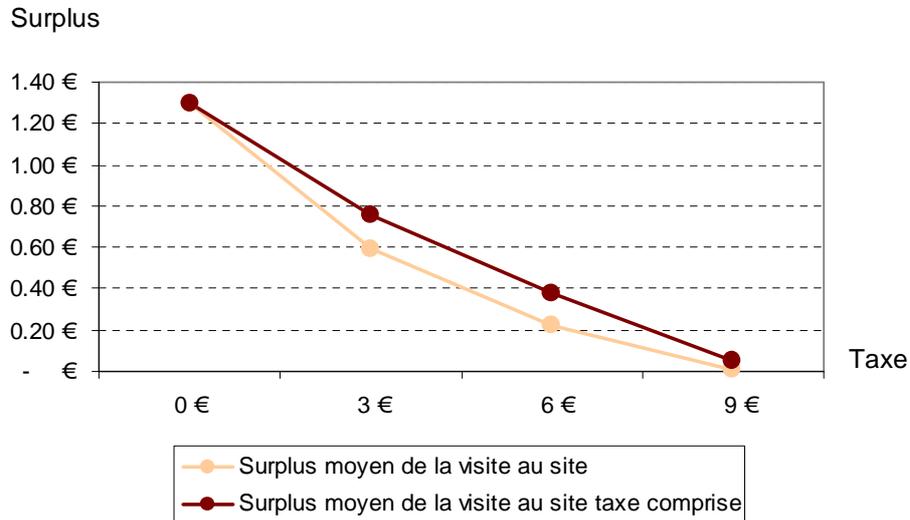
$$E[U_{19}] = p_{19} \times u_{19} \text{ avec } p_{19} = p_G \times p_{19|G} \quad (5.5)$$

On a ensuite converti cette utilité en monétaire en la divisant par le paramètre des coûts de transport afin de pouvoir y ajouter la recette de la taxe  $p_{19} \times t_{19}$  :

$$S_{19} = \frac{E[U_{19}]}{\delta} + t_{19} \times p_{19} \quad (5.6)$$

On obtient le surplus issu de la visite à la pointe du Raz, taxe comprise, qu'on note  $S_{19}$ , illustré par la figure 5.6.

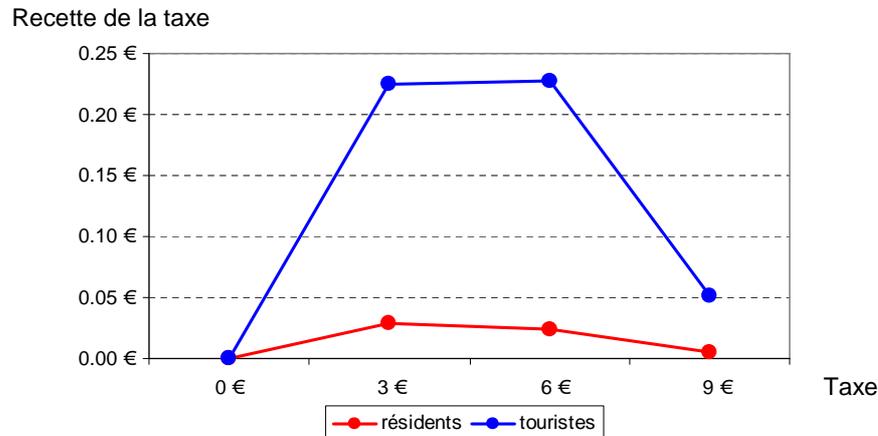
FIG. 5.6 – Evolution du surplus issu de la visite au site avec et sans la taxe, toutes populations confondues, suite à la variation de prix du parking



Même en considérant la pointe du Raz, indépendamment des autres sites, la mise en place d'une taxe diminue l'espérance d'utilité retirée de la visite à ce site, et le surplus de la visite à ce site, taxe comprise. Le report de visites est trop important pour permettre de dégager des recettes qui augmenterait l'espérance d'utilité retirée de la visite à ce site, taxe comprise.

On s'intéresse maintenant, à la recette de la taxe afin de voir quel niveau de prix la maximise. D'après la figure 5.7, il semble que ce niveau soit compris entre 3 et 6 euros pour les deux populations. La taxe pratiquée à la pointe du Raz apparaît légèrement trop élevée d'après nos calculs pour optimiser la recette. Il conviendrait cependant de faire une simulation plus précise pour réduire l'intervalle que nous avons trouvé.

FIG. 5.7 – Evolution de la recette de la taxe à la pointe du Raz, suite à la variation du prix du parking



On simule maintenant l'instauration d'une taxe uniforme afin de s'attaquer également à l'effet externe engendré par la trop forte participation.

### 5.3 Taxation de l'ensemble des sites : vers la taxe "optimale"

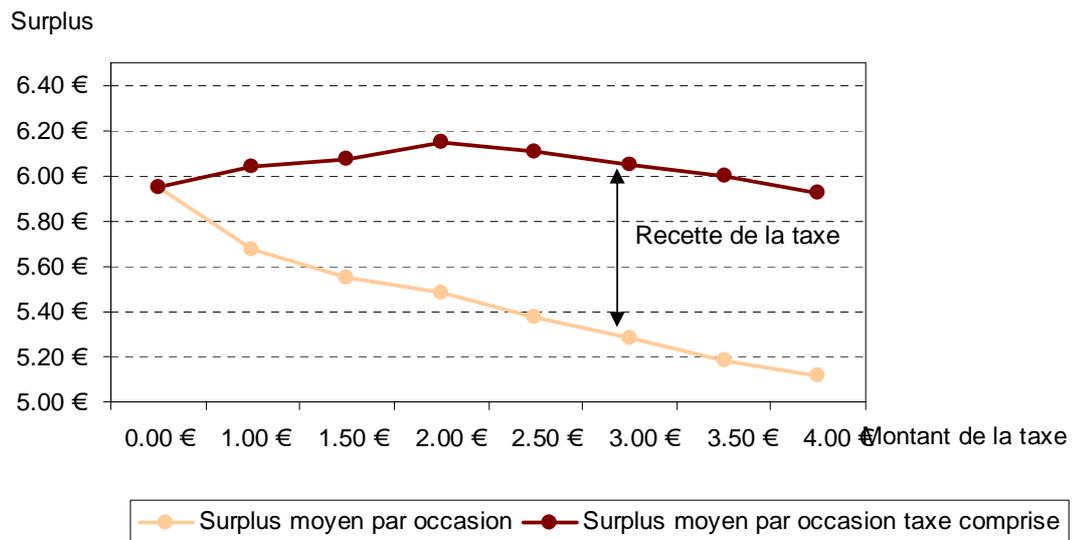
On décide désormais de simuler une politique de taxation globale. On augmente le coût de déplacement de chaque individu du montant de la taxe pour simuler le paiement d'un ticket d'entrée. Dans notre modèle théorique du chapitre 2, on avait calculé les valeurs des taxes optimales. Malheureusement, il n'a pas été possible d'appliquer cette démarche à notre étude empirique. En effet, notre application comporte 43 sites. Or les taxes optimales dépendent des probabilités optimales de visites, résultats de la résolution d'un système de points fixes. Ce calcul est théoriquement faisable mais demande des capacités de calcul très importantes. Même avec un ordinateur très puissant, il ne nous a pas été possible de mener à bien ce calcul avec un nombre aussi important de sites.

#### 5.3.1 Recherche de la taxe optimale

On fixe d'abord le montant de cette taxe à 1 euro, puis on l'augmente progressivement et on regarde l'impact de cette variation sur le surplus moyen par occasion de choix des

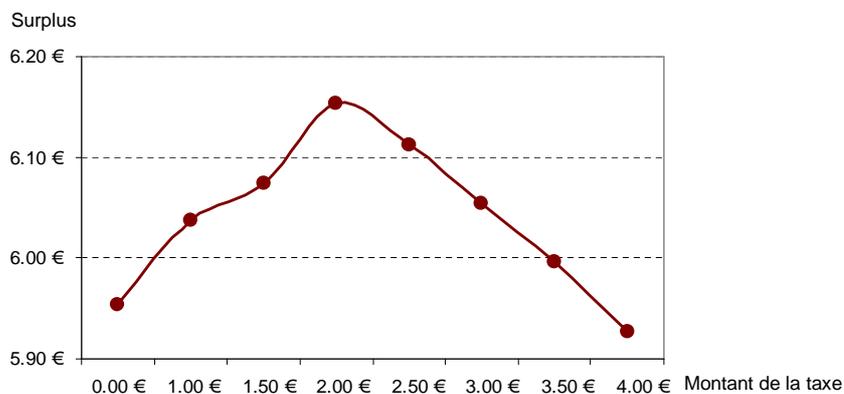
individus et sur le surplus moyen par occasion de choix, taxe comprise. L'espérance de la recette est calculée en multipliant la probabilité de participer de chaque catégorie d'individus par le montant de la taxe. L'impact de cette simulation sur le bien-être est illustré par la figure 5.8.

FIG. 5.8 – Variation des surplus par occasion de choix des deux catégories de population confondues suite à des variations de la taxe uniforme



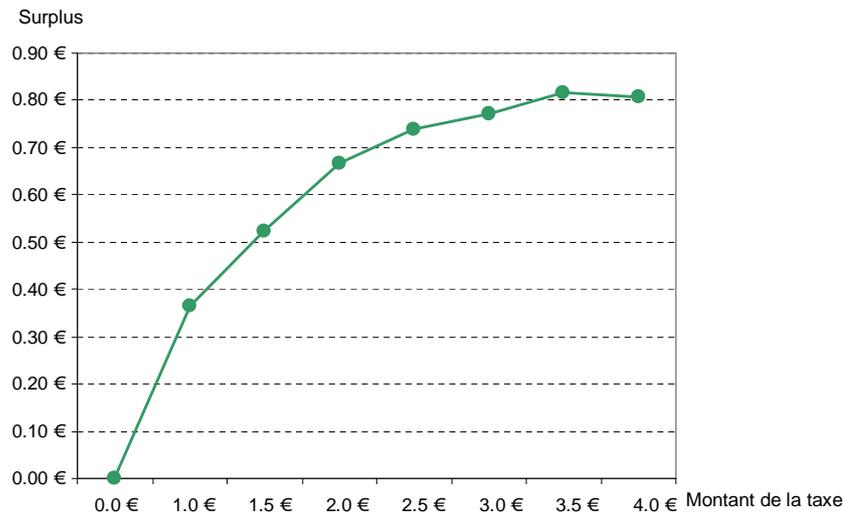
Tandis que le surplus moyen par occasion de choix est constamment décroissant, celui taxe comprise passe par un maximum. On trace donc la seule courbe du surplus taxe comprise afin de mieux voir son maximum (figure 5.9).

FIG. 5.9 – Variation du surplus par occasion de choix taxe comprise des deux catégories de population confondues suite à des variations de la taxe uniforme



Le maximum du surplus par occasion de choix, taxe comprise (6,15 euros), est atteint pour une taxe de 2 euros. En revanche, comme on peut le voir sur la figure 5.10, la recette moyenne de la taxe par occasion de choix est maximisée pour un niveau supérieur, de l'ordre de 3,5 euros.

FIG. 5.10 – Variation de la recette de la taxe uniforme suite à des hausses de son niveau



Puisque les comportements de participation et de visite des résidents et des touristes sont différents, on peut calculer la taxe uniforme "optimale" pour chacune des populations. Ces données sont intéressantes dans l'hypothèse d'une gestion discriminante pour les touristes et les résidents. Le maximum du surplus par occasion de choix des résidents, taxe comprise, est atteint pour une taxe uniforme de 1,50 euros, contre 2 euros pour les touristes. La recette moyenne par occasion de choix perçue auprès des résidents est maximisée pour un niveau de 3 euros, contre 3,5 euros pour les touristes.

L'instauration de la taxe uniforme entraîne une redistribution du surplus des individus vers les gestionnaires des sites. Ainsi pour une taxe uniforme de 2 euros, le surplus par occasion de choix, touristes et résidents confondus, baisse de 7,8% tandis que le surplus par occasion de choix, taxe comprise, augmente de 3,4%.

On calcule maintenant les surplus par occasion de choix à l'aide du modèle estimé sans variable de congestion<sup>5</sup> afin de mettre en évidence le biais entraîné par l'absence de cette variable. Les résultats par population sont présentés dans le tableau 5.3.

<sup>5</sup>Voir section 4.3 du chapitre 4.

TAB. 5.3 – Différence entre les surplus moyen par occasion de choix calculés avec les modèles estimés avec et sans congestion

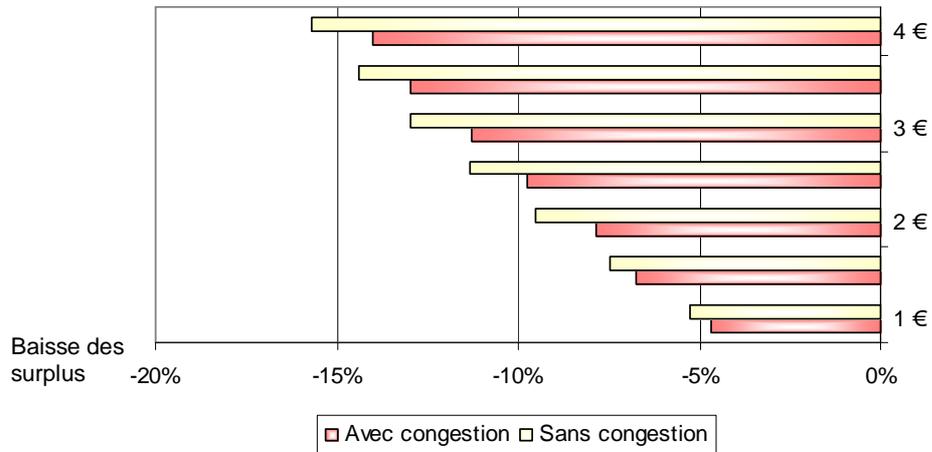
Résidents				
Montant de la taxe	Surplus		Perte de surplus par rapport à la situation sans taxe	
	Avec congestion	Sans congestion <sup>1</sup>	Avec congestion	Sans congestion <sup>1</sup>
- €	7,10 €	7,24 €		
1,00 €	6,91 €	7,00 €	-2,7%	-3,3%
1,50 €	6,83 €	6,91 €	-3,8%	-4,6%
2,00 €	6,74 €	6,82 €	-5,1%	-5,8%
2,50 €	6,65 €	6,75 €	-6,3%	-6,8%
3,00 €	6,59 €	6,68 €	-7,2%	-7,7%
3,50 €	6,55 €	6,62 €	-7,7%	-8,6%
4,00 €	6,50 €	6,57 €	-8,5%	-9,3%
Touristes				
Montant de la taxe	Surplus		Perte de surplus par rapport à la situation sans taxe	
	Avec congestion	Sans congestion <sup>1</sup>	Avec congestion	Sans congestion <sup>1</sup>
- €	5,19 €	5,46 €		
1,00 €	4,85 €	5,08 €	-6,6%	-7,0%
1,50 €	4,70 €	4,91 €	-9,4%	-10,1%
2,00 €	4,65 €	4,76 €	-10,4%	-12,8%
2,50 €	4,52 €	4,62 €	-12,9%	-15,4%
3,00 €	4,41 €	4,50 €	-15,0%	-17,6%
3,50 €	4,27 €	4,39 €	-17,7%	-19,6%
4,00 €	4,20 €	4,29 €	-19,1%	-21,4%

<sup>1</sup>c'est-à-dire calculé à partir du modèle estimé sans congestion

On constate que pour tous les niveaux de taxe, la perte de surplus est surestimée si on utilise un modèle sans variable de congestion pour simuler cette mesure. On a synthétisé ces résultats pour les deux populations confondus dans la figure 5.11. Cette figure montre bien que les pertes de surplus sont surévaluées en l'absence de congestion. La taxe a pour effet de réguler la participation, la congestion diminue donc sur l'ensemble des sites ce qui entraîne un effet positif sur le bien-être dont il n'est pas tenu compte dans un modèle sans congestion. Cette différence est plus importante dans le modèle touriste où l'effet de la congestion est plus fort (annexe D.2).

La taxe optimale moyenne pour les deux populations est d'environ 2 euros. On peut s'interroger sur l'effet d'une telle mesure sur la participation des individus et la congestion.

FIG. 5.11 – Baisses des surplus moyens par occasion taxe comprise avec et sans congestion



### 5.3.2 Impact sur la participation et la congestion d'une taxe de 2 euros

On représente la variation des taux de participation des résidents et des touristes sur la figure 5.12.

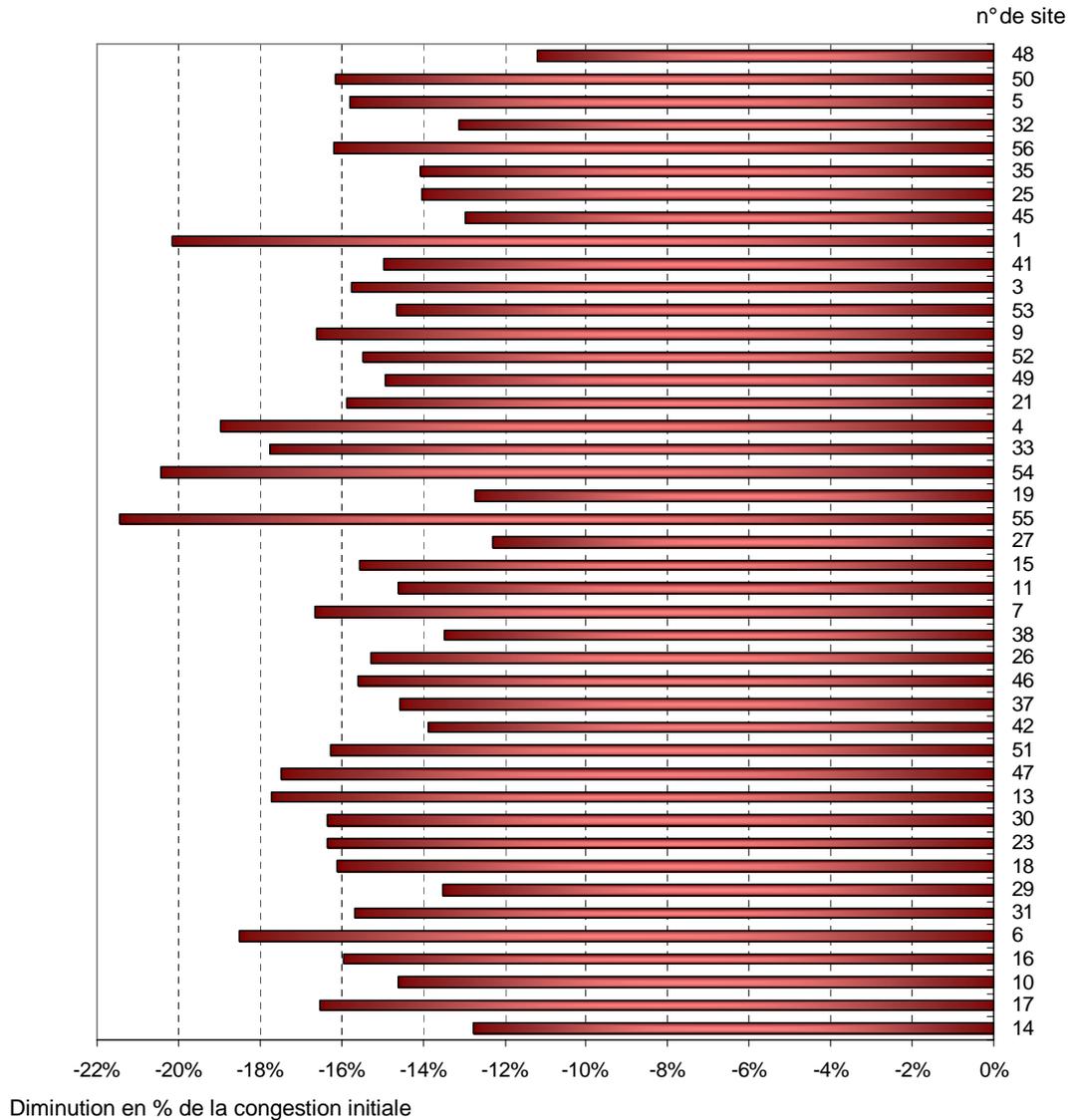
FIG. 5.12 – Evolution de la participation suite à l'instauration d'une taxe uniforme



Pour une taxe de 2 euros, le taux de participation des résidents passe de 31,6% à 21,6% soit une baisse de 10 points. Chez les touristes, cette baisse est nettement moins forte, de l'ordre de 3,5 points. Leur taux de participation se stabilise à 41,1%. On peut expliquer en partie cette

différence par la plus forte sensibilité des touristes à la congestion. Comme précédemment, la taxe a deux effets : un effet prix direct négatif qui fait baisser la participation et un effet indirect positif : elle induit une diminution de la congestion. Comme les touristes sont plus sensibles à cet effet positif, la taxe influe moins sur leur participation que sur celle des résidents.

FIG. 5.13 – Baisse de congestion suite à l'instauration de la taxe uniforme de 2 euros



La figure 5.13 montre les baisses de congestion suite à la mise en place de la taxe (les noms des sites sont disponibles en annexe D.1). Les sites sont classés en fonction de la congestion initiale à l'équilibre : le site 48, la plage du Trez à Bénodet, est le site le plus congestionné d'après nos estimations et à l'inverse le site n°14 représentant les pointes de Pen Harn et Brézellec, l'est le moins. Ces diminutions sont calculées en pourcentage de la

congestion initiale. Les résultats complets sont présentés en annexe D.3. On remarque que ce ne sont pas les sites les plus congestionnés dont l'encombrement diminue le plus. Ainsi le site 48 reste le site le plus congestionné puisqu'il est celui où la congestion baisse le moins suite à l'instauration de la taxe. C'est la plage de Kerveltrez (n°55), déjà peu congestionnée dont l'encombrement baisse le plus, suivie par les plages voisines de Beg-Meil (n°54), et la plage de Kervel (n°1). Celle-ci constitue un cas intéressant puisqu'elle est le 9<sup>ème</sup> site le plus fréquenté et le 3<sup>ème</sup> en termes de baisse de congestion. C'est l'un des rares sites aux premières places dans ces deux classements.

Les résultats de cette simulation montrent bien que l'impact de la taxation uniforme sur la congestion n'est pas satisfaisant, même si le bien-être taxe comprise est maximisé. En effet, les sites les plus congestionnés ne sont pas ceux qui sont le plus touchés par la taxation. La taxe uniforme permet d'internaliser l'effet externe dû à la trop forte participation. Cependant, comme on l'a montré dans le chapitre 2, la taxation optimale doit non seulement réguler la fréquentation globale, mais aussi la trop forte fréquentation à certains sites c'est à dire la congestion relative. Le schéma de taxation optimale devrait instaurer une modulation de la taxe en fonction des sites. Ainsi, sur une base de taxe uniforme de l'ordre de 2 euros, la taxe sur les sites très fréquentés serait augmentée, doublée voire triplée comme à la pointe du Raz et diminuée sur les sites peu fréquentés. Autant cette modulation est facile à calculer dans un modèle à deux sites comme l'application du chapitre 2, autant elle est complexe dans un modèle répété à 43 sites. Il ne nous a donc pas été possible d'aller plus avant dans cette simulation et d'appliquer notre résultat théorique.

## 5.4 Politique mixte : combinaison de la taxe et de l'éloignement de parkings

En pratique, il n'est pas possible de taxer l'entrée aux sites du Conservatoire du littoral parmi lesquels figurent des pointes, des falaises et des plages. Par ailleurs, la distance au parking est négativement perçue pour les plages et positivement pour les autres sites. C'est moins un agrément de la promenade qu'une façon de prendre en compte l'hétérogénéité de ces sites (voir chapitre précédent). Les sites les plus congestionnés sont en majorité des plages, même s'il existe des exceptions comme la pointe du Raz ou celle de la Torche. En conséquence,

on recule les parkings des plages du Conservatoire du littoral pour simuler une hausse du coût d'accès à l'image d'Hanley *et al.* (2002). On taxe les autres plages en augmentant le niveau de la taxe par rapport à la taxe uniforme "optimale", car ces sites sont très congestionnés. Sur les autres sites de type pointe ou falaise, aucune mesure n'est mise en place, mais on conserve le ticket de parking de 6 euros à la pointe du Raz.

On a choisi d'augmenter la taxe "plage" de 1 euro par rapport à la taxe uniforme optimale. On simule donc l'instauration d'une taxe de 3 euros sur les plages qui n'appartiennent pas au Conservatoire du littoral.

Il s'agit maintenant de calculer le recul de parking qui correspond à une hausse du coût d'accès de 3 euros. Pour ce faire, on doit résoudre l'équation suivante pour les résidents et les touristes :

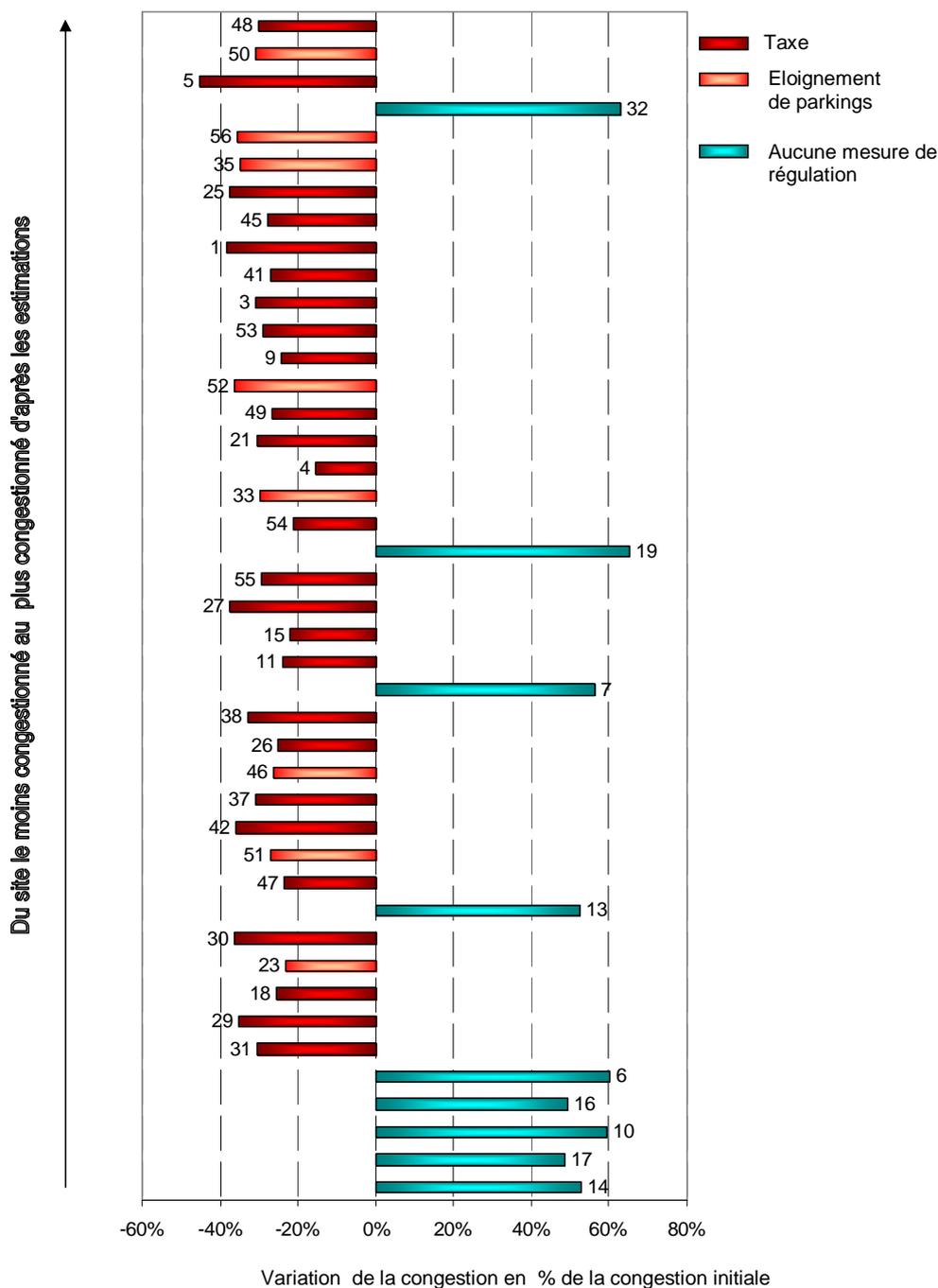
$$\frac{\text{Coef. distance au parking} + \text{Coef. distance au parking} \times \text{plages}}{\text{Coef. des coûts de transport}} \times \text{recul du parking} = 3 \text{ euros} \quad (5.7)$$

Éloigner le parking de 300 mètres correspond à une hausse du coût d'accès de 3,20 euros pour les touristes et de 2,28 euros pour les résidents, soit en moyenne une hausse de 2,83 euros. On adopte cette distance pour mettre en place notre mesure. Cette politique mixte a un impact sur la fréquentation et sur le bien-être qu'on détaille dans les sous-sections suivantes.

### 5.4.1 Variations de congestion

La politique mixte a pour premier effet de baisser le niveau de congestion global : le taux de participation des résidents baisse de 10 points contre seulement 2 points pour celui des touristes soit une diminution moyenne de 5,2 points. La figure 5.14 montre les variations de la congestion aux divers sites.

FIG. 5.14 – Variation de la congestion suite à la politique mixte



Seuls les sites où aucune mesure n'a été mise en place voient leur congestion augmenter. Ainsi, la congestion sur les pointes de la Jument et de Leydé (n°6) est en hausse de 65%. En moyenne, sur les sites de type pointe ou falaise, l'encombrement augmente de plus de 50%. Les plages les plus touchées par la régulation mise en place ne sont pas forcément celles qui

étaient les plus congestionnées, à l'image de nouveau de la plage du Trez, site n°48. Celle-ci est la plus encombrée de notre zone d'étude mais elle n'est pas la plus impactée par la taxation. Les plages n°50 et 56 apparaissent également insuffisamment touchées par l'éloignement de leurs parkings. A l'inverse, la pointe de la Torche (n°32) passe de la 4<sup>ème</sup> place en termes de congestion à la 1<sup>ère</sup> place après une augmentation de 63% de son encombrement.

Même si cette politique mixte permet d'introduire une certaine modulation de la régulation puisque les pointes et falaises sont exclues du dispositif, ce n'est pas suffisant. Une politique exclusivement tournée vers les plages entraîne un basculement d'une partie de la fréquentation vers les pointes et falaises. Or, certaines d'entre elles sont déjà très fréquentées comme la pointe n°32. De plus, une partie de ces sites ne sont pas aménagés pour recevoir cet afflux supplémentaire de visiteurs, qui peut être dommageable pour le site. Par exemple, la congestion sur la pointe de Castel Meur, n°16, proche de la pointe du Raz, n°19, augmente de 53%. Or ce site est très fragile, le Conservatoire du littoral communique d'ailleurs peu sur cette pointe afin d'éviter une trop grande fréquentation<sup>6</sup>. Une politique de ce type devrait donc être accompagnée de mesures ciblées sur les pointes et les falaises fragiles. On peut imaginer une stratégie dite "pot de miel" en parallèle pour attirer les visiteurs sur des pointes, des falaises aménagées pour accueillir une grande fréquentation. La pointe du Raz joue déjà en partie ce rôle qui, dans le cadre de la politique simulée, devrait être renforcé. La pointe du Raz a été l'objet d'une fréquentation très importante de l'ordre d'un million de visiteurs (Vourc'h, 1999). Il en a résulté une dégradation notable du site. En 1995, une vaste opération de réhabilitation a été menée au titre du programme "Grands Sites". Elle a consisté notamment à démolir les anciens commerces et parkings pour les réimplanter en retrait et à revégétaliser le site. Pour accéder à la pointe, deux options sont possibles :

- le sentier nord d'où on voit la pointe du Van ;
- le sentier sud moins fragile.

La grande majorité des visiteurs qui découvre la pointe, emprunte le sentier sud, parfois sans même savoir qu'il existe un autre accès. C'est la volonté des gestionnaires du site qui souhaitent préserver la partie nord. Non seulement, la pointe du Raz joue le rôle du "pot de miel" vis à vis des pointes et falaises proches mais cette stratégie est également appliquée au sein du site puisque les visiteurs sont drainés vers certains sentiers plutôt que d'autres.

<sup>6</sup>Source : entretien avec T. Chauvin, chargé de mission du Conservatoire du littoral, secteur Finistère nord et ouest, février 2006.

Des stratégies de ce type devraient être renforcées dans le cadre d'une politique mixte afin d'éviter de surcharger les sites fragiles par un report de fréquentation dû à la politique mixte.

### 5.4.2 Impact sur le bien-être et redistribution

Une taxe de 3 euros est introduite sur 26 plages, le recul du parking de 300 mètres est mis en place sur 8 plages. 34 sites sur 43 sont donc concernés par cette politique. Les résultats en termes de surplus par occasion de choix sont disponibles dans le tableau 5.4.

TAB. 5.4 – Impact de la politique mixte sur les surplus par occasion de choix

		Valeurs initiales	Politique mixte	Variation
Avec congestion	Résidents	7,10 €	6,75 €	-4,9%
	Touristes	5,19 €	4,85 €	-6,6%
Sans congestion	Résidents	7,24 €	6,86 €	-5,2%
	Touristes	5,59 €	5,07 €	-9,3%

On a calculé les surplus moyens par occasion de choix des deux populations avec les modèles estimés avec et sans variable de congestion. Puisque la politique mise en œuvre entraîne une baisse de la participation, non seulement la répartition des visites a changé mais le niveau global de congestion a diminué. Dans la simulation utilisant le modèle estimé sans variable de congestion, seul l'effet négatif de la hausse du coût d'accès est pris en compte. Or la mesure vise à réduire la congestion, ce qui entraîne, si la congestion diminue l'utilité, un effet positif sur le bien-être. Cet impact positif n'est pas intégré dans une simulation à partir d'un modèle estimé sans congestion. En revanche, le surplus calculé à base d'un modèle estimé avec un effet négatif de la congestion, prend en compte l'effet positif dû à la diminution de l'encombrement. Cet effet positif n'est pas pris en compte dans le modèle sans congestion ce qui explique cette différence d'impact. La politique mixte pénalise donc plus le bien-être dans le modèle sans congestion. Si on compare ces résultats avec les variations de bien-être observées avec une taxation uniforme de 2 euros, on constate un effet moindre de la politique mixte. Dans le modèle avec congestion, le surplus baissait de 15% pour les touristes et de près de 8% pour les résidents.

Plus de 60% des sites ont désormais un droit d'entrée de trois euros ou un éloignement du parking équivalent (voir la figure 5.14 pour connaître les sites touchés par la mesure). On

multiplie le montant du droit d'entrée par la somme des probabilités de visiter ces sites afin d'obtenir la taxe espérée par occasion de choix. Le tableau 5.5 indique les résultats.

TAB. 5.5 – Impact de la politique mixte sur le bien-être global

	Valeurs initiales		Politique mixte		Variation	
	Résidents	Touristes	Résidents	Touristes	Résidents	Touristes
Surplus par occasion	7,10 €	5,19 €	6,75 €	4,85 €	-5%	-6,5%
Recette de la taxe	0	0	0,33 €	0,61 €		
Surplus taxe comprise	7,10 €	5,19 €	7,08 €	5,46 €	0,3%	5,2%

On observe une baisse de surplus par occasion de choix plus importante chez les touristes : ils participent plus et paient donc plus souvent la taxe ou expérimentent plus souvent l'éloignement du parking. Leur utilité s'en trouve donc plus fortement touchée. Le surplus taxe comprise des résidents diminue légèrement tandis que celui des touristes augmente pour s'approcher du surplus optimal trouvé dans la section précédente avec une taxe uniforme à 2 euros.

Cette politique apparaît comme une alternative intéressante à la taxation uniforme. Elle est en outre plus réaliste. Cependant, le dispositif simulé est quelque peu caricatural. Les pointes et falaises sont traitées de la même manière alors que leur congestion est très variable. Les pointe du Raz et de la Torche sont très fréquentées tandis que d'autres sont plus confidentielles. De la même manière, appliquer une mesure identique sur la plage du Trez, n°48, et sur les plages immenses de la Baie d'Audierne n'est pas pertinent. Cependant, cette simulation est intéressante car elle expose l'effet pervers que peut avoir la régulation quand l'ensemble des sites n'est pas inclu dans le dispositif. Les effets de substitution jouent alors au détriment des sites jusque-là non congestionnés. L'encombrement sur ces sites peut alors devenir un problème justement parce qu'on a essayé de réguler la fréquentation sur d'autres sites. Cette simulation montre l'importance de tenir compte des effets de substitution dans la mise en place de politiques de régulation.

## Conclusion

Les effets d'encombrement doivent nécessairement être introduits dans un modèle ayant vocation à la simulation. Ainsi, l'impact négatif sur le bien-être de mesures visant à réguler la fréquentation est surestimé avec un modèle estimé sans variable de congestion car l'effet positif de la réduction de la congestion n'est pas pris en compte.

La modélisation de la participation joue également un rôle important dans les simulations. Suite à un changement de leurs conditions de visites, les individus peuvent choisir de ne plus participer, ce qui n'était pas pris en compte par Timmins et Murdock (2007). C'est donc un modèle plus réaliste et donc plus adapté pour mener des simulations. D'ailleurs, la mise en place d'une taxe uniforme ou de la politique combinant taxe et éloignement de parking fait considérablement baisser le taux de participation des résidents, de près de 10 points dans le cas d'une taxe de 2 euros.

Les simulations montrent que les politiques de régulation de la fréquentation doivent être prises non pas à l'échelle d'un site mais à l'échelle d'un ensemble de sites, car mettre en place une taxe sur un site a des répercussions sur la fréquentation de ses substituts. On voit ainsi que la taxe à la pointe du Raz fait baisser le bien-être global par occasion de choix même en intégrant la recette de la taxe. Cependant, une taxe uniforme n'est pas la solution, car si elle permet d'augmenter le bien-être collectif, elle ne résout pas les problèmes de congestion, car ce ne sont pas les sites où les effets d'encombrement sont les plus forts dont la congestion diminue le plus dans ce scénario. Il conviendrait d'adopter une modulation de la taxe en fonction des sites et de leur fréquentation. C'est en partie ce que l'on a testé avec la politique mixte. Cependant, le fait de ne pas percevoir de taxes à l'entrée des pointes et falaises entraîne une hausse très importante de la fréquentation de ces sites qui n'est pas forcément souhaitable. Puisque la taxation n'est généralement pas envisageable, il faudrait réfléchir à d'autres régulations spécifiques à ces sites afin d'améliorer l'efficacité de la politique mixte.

# Conclusion générale

Dans cette thèse, nous avons étudié les déterminants de la congestion et sa régulation sur des sites récréatifs. La congestion est simultanément un facteur de la demande de sites récréatifs et la conséquence de cette demande. Elle est, à ce titre, le résultat d'un équilibre de Nash. La congestion est calculée à partir des probabilités de visites et de participation des modèles estimés. Cela implique que ces probabilités dépendent de leurs propres valeurs. Les probabilités d'équilibre sont alors le résultat d'un calcul de point fixe. Celui-ci est effectué par itérations successives. Tout au long de cette thèse, nous avons travaillé à l'équilibre de la congestion, que ce soit dans le modèle théorique, les estimations économétriques ou encore les simulations, qui ont toutes été conduites au point fixe.

Cette double nature des effets d'encombrement a été initialement abordé par Fisher et Krutilla (1972), à l'aide de modèles de demande continue. Les auteurs ont mis en évidence que, lorsque l'accès aux sites récréatifs est libre, la fréquentation d'équilibre n'est pas équivalente à la fréquentation optimale, en raison de l'effet externe de congestion. Cependant, les modèles continus sont tombés en désuétude suite au développement des modèles de choix discrets, qui permettent d'étudier la demande pour de nombreux sites en autorisant les effets de substitution. On a donc choisi d'analyser ces deux dimensions de la congestion dans le cadre des modèles de choix discrets.

Il a d'abord fallu construire le cadre théorique qui transpose l'analyse de Fisher et Krutilla (1972) des modèles de demande continue aux modèles de choix discrets, ce qui n'avait jamais été fait. Notre modèle théorique est basé sur un modèle de choix discrets répétés, restreint à deux sites qui proposent deux niveaux de qualité différents. La difficulté principale que nous avons rencontrée n'a pas été de formaliser l'équilibre de fréquentation, mais l'optimum. En effet, il a été nécessaire de recourir à la formule du bien-être d'Erlander (2005). Dans les modèles de choix, on utilise traditionnellement la formule de Small et Rosen (1981), mais

celle-ci est valable sous l'hypothèse de maximisation individuelle de l'utilité, c'est à dire quand les probabilités suivent une distribution logit. Or, à l'optimum, le bien-être doit être optimisé d'un point de vue collectif, et non individuel. La formule d'Erlander, plus générale, nous a permis de résoudre cette difficulté. Nous l'avons adaptée aux modèles de choix discrets répétés pour calculer l'optimum de fréquentation. Nous avons ainsi obtenu les probabilités de visite et de participation, à l'équilibre et à l'optimum. Les différences constatées entre les probabilités à l'équilibre et à l'optimum sont dues aux coûts externes occasionnés par la congestion. On les a décomposés en deux effets externes : le premier lié à la trop forte participation (externalité de participation) et le deuxième lié à la trop forte fréquentation du site de meilleur qualité (externalité de répartition). Dans le modèle de Fisher et Krutilla (1972), seul le premier effet était identifié car le second ne peut être mis en évidence que dans un modèle qui autorise les effets de substitution.

Ce cadre d'analyse a été ensuite appliqué à une portion du littoral du Finistère sud. 43 sites récréatifs ont été identifiés. L'hétérogénéité de cette zone tant en termes de fréquentation que de types de sites, a motivé notre choix. Les données sur la participation et les visites des individus ont été recueillies par enquête. Celle-ci ayant montré que les touristes et les résidents ont des comportements de visites et de participation différents, on a choisi d'estimer deux modèles séparés pour prendre en compte cette hétérogénéité. L'estimation de la congestion, variable centrale dans notre analyse, a reçu une attention particulière. Sa double dimension, à la fois variable explicative et résultat de l'estimation, en fait une variable endogène. Or, la mise en exergue de l'endogénéité de la congestion du point de vue économique est récente (Boxall et Adamowicz, 2000; Boxall *et al.*, 2005; Bayer et Timmins, 2007; Timmins et Murdock, 2007; O'Hara, 2007a,b). Dans ces articles, les auteurs ont estimé des modèles de choix multinomiaux (Boxall et Adamowicz, 2000; Boxall *et al.*, 2005; Bayer et Timmins, 2007; Timmins et Murdock, 2007; O'Hara, 2007a) ou des modèles couplés à une fonction de comptage (O'Hara, 2007b). Les touristes et les résidents expérimentent le même niveau de congestion, résultat de leurs comportements de participation et de visite agrégés. Comme on pense que l'endogénéité économétrique de la congestion est limitée dans notre cas, on estime des modèles sans constantes spécifique aux sites. On s'inspire alors de la stratégie itérative développée par O'Hara (2007a) pour assurer la cohérence de nos estimations avec l'équilibre de Nash. Cette procédure nécessite d'être adaptée à notre cas. En effet, dans notre étude, la congestion est la somme des probabilités de visites de deux populations, estimées à

l'aide de deux modèles distincts. Cela nous a conduit à adopter une approche itérative, qui mobilise les deux modèles estimés.

Afin de mettre en évidence le biais entraîné par l'omission de la congestion et aussi celui dû à l'utilisation de mesures observées de la congestion, nous avons estimé plusieurs modèles. Dans nos résultats, l'effet de la congestion est positif quand on estime les modèles avec des indicateurs de congestion observée, mais devient négatif quand on utilise une mesure de congestion anticipée. D'ailleurs, dans nos estimations, il apparaît que l'utilisation de mesures de la congestion observée médiocres conduit à un biais plus important que l'omission de cette variable. On montre qu'il est non seulement nécessaire d'estimer les modèles de choix avec un indicateur de congestion anticipée, mais qu'il faut en plus imposer la condition d'équilibre de la congestion. D'autres modèles avec des indicateurs de congestion sur les parkings et sur les voies d'accès, à l'équilibre, ont été estimés. On obtient également un impact négatif de la congestion. Par ailleurs, les résultats, tant du point de vue des pouvoirs prédictifs que des coefficients estimés, sont très proches dans les trois modèles où notre stratégie d'estimation itérative a été mise en œuvre, ce qui indique la robustesse de ces résultats.

Enfin, les modèles estimés avec la congestion sur site à l'équilibre ont été utilisés à des fins de simulations. Trois simulations ont été menées. On a d'abord fait varier le prix du parking de la pointe du Raz, seul site de la zone où le parking soit payant, pour juger de son optimalité. Ensuite, on a testé une mesure de taxation uniforme sur l'ensemble des sites de la zone étudiée. Enfin, on a simulé la combinaison de taxes et d'éloignement des parkings.

Le résultat de la première simulation est cohérent avec notre modèle théorique : taxer l'entrée au seul site de la pointe du Raz n'est non seulement pas optimal, mais conduit à diminuer le surplus moyen par occasion de choix, taxe comprise. Même l'espérance d'utilité de la visite à ce seul site est diminué. Dans ce cas de figure, seule la recette perçue par le gestionnaire du site peut être maximisée. En effet, la taxation à un seul site ne permet pas d'internaliser les deux effets externes qu'on a isolés : la hausse du prix du parking ne se traduit pas par une baisse de la participation. Seules les visites à la pointe du Raz diminuent. Cela entraîne, par un effet de vases communicants, une hausse de la congestion sur l'ensemble des autres sites, qui vient diminuer le bien-être global par occasion de choix.

La taxe uniforme généralisée à l'ensemble des sites a été simulée en vue d'internaliser l'effet externe dû à la participation, non pris en compte dans la première simulation. Cette

mesure de taxation vient diminuer l'utilité de la participation et donc la probabilité de participer. Il en résulte une baisse globale de la congestion sur l'ensemble de la zone. En taxant la totalité des sites, on diminue le surplus des individus mais on augmente le bien-être collectif, qui intègre la recette de la taxe. On résorbe donc partiellement l'inefficacité économique due à l'effet externe de congestion. La taxe uniforme "optimale" est de l'ordre de 2 euros. Cependant, cette simulation est inapplicable, car une part non négligeable des sites de la zone (30%) appartient au Conservatoire du littoral, qui ne peut mettre en place des tickets d'entrée.

La troisième mesure testée est plus réaliste : au lieu de taxer les sites du Conservatoire, on éloigne leur parking. Seulement, dans nos estimations, la distance au parking a un impact positif sur le choix de site quand il s'agit de pointes ou de falaises. Cette politique qui combine taxation et éloignement de parkings est donc conduite uniquement sur les plages. En dehors de quelques pointes emblématiques comme la pointe du Raz ou celle de la Torche, les pointes sont dans leur grande majorité peu congestionnées à la différence des plages. Il nous a donc paru logique de cibler uniquement ce dernier type de sites. On s'attaque donc plus spécifiquement à l'effet externe lié à la répartition des visites. La mesure simulée conduit à améliorer le surplus, taxe comprise. Cependant, elle induit des effets pervers. Comme les pointes et les plages sont des sites substituables, cette politique draine une partie des visiteurs vers les pointes. Leur fréquentation augmente en moyenne de 60%. Comme ce sont pour la plupart des sites fragiles, on voit que cette mesure n'est pas satisfaisante.

## Portée et limites

Ce travail s'inscrit dans la lignée des travaux sur la mise en évidence des équilibres et optima de fréquentation en présence de congestion, initiée par Fisher et Krutilla (1972) dans les modèles de demande continue et approfondie par Anderson et Bonsor (1974) et Anderson (1980). Puisqu'il s'agit de modèles mono-sites, la congestion est seulement étudiée à travers la fréquentation totale. Cette dimension s'apparente à notre effet externe de participation. Cependant, dans notre modèle théorique, on a mis en évidence un autre effet externe dû à une répartition non optimale des visites. Cette décomposition de l'effet de la congestion en deux effets externes ne pouvait être montrée que dans le cadre d'un modèle multi-sites autorisant les effets de substitution. Le modèle est ainsi devenu plus complexe mais surtout

plus réaliste, ce qui est un atout pour simuler des politiques de régulation.

Les travaux qui ont proposé des stratégies pour faire face à l'endogénéité de la congestion et qui mesure de manière correcte l'impact de cette variable sur l'utilité sont récents (Timmins et Murdock, 2007; Bayer et Timmins, 2007; O'Hara, 2007a). En France aucuns travaux de ce type n'avaient encore vu le jour.

Une première limite à souligner est la restriction à deux sites de notre modèle théorique. De plus, la question du coût de la qualité n'a pas été traitée mais ce sujet pourrait faire l'objet d'une thèse à part entière<sup>7</sup>.

Le modèle théorique pourrait être utilisé pour concevoir rigoureusement des taxes qui prennent en compte l'externalité de répartition et celle de participation. La détermination du niveau de ces taxes optimales demandent cependant des capacités de calcul et du temps que nous n'avions pas.

Nous pensons que l'endogénéité économétrique de la congestion est faible dans notre cas d'étude, car la typologie des sites a permis d'expliquer une grande partie de l'hétérogénéité des sites. Cependant, pour contrôler totalement cette endogénéité, même si elle est faible, il conviendrait d'adapter la procédure de Bayer et Timmins (2007) dans le cadre d'un modèle répété.

Seules trois politiques de régulation ont été testées. Alors que les mesures qui améliorent le surplus moyen par occasion de choix, taxe comprise, sont relativement lourdes à mettre en place, le gain en termes de bien-être est faible, d'autant plus que les coûts de transaction ne sont pas pris en compte. De plus, l'amélioration du bien-être collectif est uniquement due à l'addition des recettes fiscales, puisque le surplus moyen par occasion de choix diminue quelle que soit la politique envisagée. Cet effet redistributif peut entraîner une opposition forte du public. Ici, l'intérêt de la taxation réside donc plus dans sa capacité à dégager des ressources financières pour l'entretien et l'aménagement des sites, que dans l'incitation à faire évoluer les comportements. La recette de la taxe peut alors être réinvestie dans les sites afin d'améliorer la qualité de la visite.

Alors qu'ils permettraient de faire bénéficier le gain de surplus collectif aux visiteurs, les instruments quantitatifs, tels que les quotas qui existent dans certains pays (parc marin du Saguenay-Saint-Laurent au Canada, Conservatoire du littoral (2006), parc national du Yose-

---

<sup>7</sup>Voir notamment la thèse de J. Dehez (2003) intitulée "Analyse économique des coûts de gestion des zones côtières protégées : le cas des forêts domaniales de Gironde".

mite aux États-Unis, Yosemite National Park (2005) par exemple), n'ont pas été examinés. L'accès libre au littoral étant inscrit dans la loi française, ces mesures ne nous ont pas semblé pertinentes.

## Perspectives

Plusieurs pistes pourraient être suivies pour améliorer notre travail. Au niveau théorique, étendre le nombre de sites donnerait à notre modèle une portée plus générale. On peut imaginer de lever l'hypothèse d'homogénéité des agents, et ainsi introduire plusieurs catégories d'agents ayant des préférences différentes pour la qualité ou la congestion, à l'image du modèle microéconomique de Richardson (2002). Cet auteur distingue les résidents et les touristes dans leur goût pour l'accessibilité aux sites de randonnée. Or d'après nos estimations, les touristes et les résidents ont bien des préférences différentes pour la congestion. Prendre en compte cette différence dans notre modèle théorique permettrait d'en faire un modèle de différenciation verticale.

Dans l'application, l'estimation de modèles "touristes" et "résidents" autorise l'hétérogénéité des comportements de participation et de visites de ces catégories de population. Cependant, celle-ci n'est pas autorisée à l'intérieur de chacune des catégories d'individus. Il est notamment vraisemblable que les préférences pour la congestion varient au sein des catégories. Pour prendre en compte cette éventualité, il conviendrait d'estimer un modèle à lois mélangées. Ce ne serait plus alors le paramètre de congestion qui serait estimé mais les coefficients de sa loi de probabilité.

Grâce à l'utilisation d'une procédure itérative adaptée de O'Hara (2007a), les estimations des modèles répétés ont pu être conduites à l'équilibre de congestion. Cependant, même si on pense que problème d'endogénéité économétrique est faible dans notre cas, l'utilisation de l'approche de Timmins et Murdock (2007) permettrait de véritablement le vérifier. Dans le cas du littoral de Cornouaille, cette méthode suppose cependant une adaptation substantielle pour deux raisons. Tout d'abord, la congestion provient ici de l'agrégation des choix de deux sous-populations, celle des touristes et celle des résidents. Ensuite, les travaux de Timmins et Murdock (2007) ou de Bayer et Timmins (2007) ne considèrent que des données longitudinales et ne considèrent pas le cas de choix répétés. Les constantes spécifiques aux sites et aux occasions de choix devront alors être calculées *via* l'opérateur contractant de Berry (1994),

pour ne pas perdre trop de degrés de liberté. On pourrait également imaginer d'adapter non pas les méthodes de Timmins et Murdock (2007) ou de Bayer et Timmins (2007) à notre cas d'étude, mais celle de Berry *et al.* (1995), qui a été conduite dans un modèle à lois mélangées. L'introduction de constantes spécifiques aux alternatives et aux occasions de choix permet de s'affranchir de la procédure itérative, très gourmande en temps, qui devient difficilement compatible avec un modèle "mixed", déjà long à estimer, et garantit la cohérence avec l'équilibre de Nash.

Estimer un modèle de choix discrets répétés nous a permis de mettre en évidence le rôle de la participation dans l'impact de la congestion sur l'utilité. Malheureusement, ce modèle considère les occasions de choix comme indépendantes les unes des autres. Là encore, pour introduire une corrélation temporelle entre les occasions de choix, un modèle à lois mélangées pourrait être estimé. Cependant, comme ce type de modèles de choix est gourmand en capacité de calcul et en temps d'estimation, l'utiliser dans le cadre de la procédure itérative, apparaît à l'heure actuelle, extrêmement difficile. En revanche, d'autres simulations pourraient être conduites à l'aide des modèles estimés avec la congestion sur les parkings et sur les voies d'accès. L'impact sur le bien-être et la congestion globale d'une limitation de l'accès à certains sites très congestionnés pourrait être simulé, par une limitation du nombre de places de parking ou des voies d'accès.

Le problème de la congestion pourrait également être abordé à l'aide d'un autre modèle multi-sites, concurrent des RUM : le modèle de Kuhn et Tucker, à l'image du travail de Phaneuf *et al.* (2009). Les auteurs couplent un modèle d'équilibre général, dont est issue la congestion avec un modèle multi-sites de Kuhn et Tucker. L'endogénéité économétrique de la congestion est également traitée en utilisant la même technique que Bayer et Timmins (2007). Ils aboutissent également à un impact négatif de la congestion, mais contrairement à notre modèle, ils ne considèrent qu'une population. S'ils ont utilisé une procédure différente de la nôtre, ils se sont également heurtés à des limites de calcul informatique pour mener à bien leur analyse.

Finalement, à la lumière de notre étude, la congestion n'apparaît pas comme un problème important sur le littoral étudié, à l'exception de quelques sites comme les plages n°48 et n°5, ou encore la pointe du Raz. Cependant, le cadre d'analyse développé dans cette thèse pourrait être transposé à d'autres portions du littoral tel que le littoral méditerranéen, plus susceptibles de souffrir de ce problème. En outre, on s'est focalisé sur la congestion des

sites littoraux mais la bande maritime est également un espace disputé pour des activités de plaisance, pour des sports nautiques comme le surf ou la planche à voile, etc. Les effets de congestion touchent également des activités diverses comme le ski, l'escalade, la pêche ou encore la chasse. Ces deux dernières activités nécessitent une autorisation pour être pratiquées<sup>8</sup>, ce qui en fait des biens de clubs où la régulation est plus aisée car un mécanisme d'exclusion existe, même s'il n'est pas forcément utilisé à des fins de régulation de la congestion. En outre, pour ces deux dernières activités, un deuxième attribut endogène intervient : les captures, qui sont non seulement une question d'interactions entre agents mais aussi avec le milieu naturel. Phaneuf *et al.* (2009) qualifient les modèles qui traitent des interactions sociales de modèles d'équilibre "simple" et ceux qui étudient les interactions entre les agents économiques et le milieu naturel, de modèles d'équilibre "complexe". Ils concluent que, travailler sur des modèles qui combinent ces deux types d'attributs endogènes "*présente des défis conceptuels, économétriques et en calcul informatique qui peuvent remplir une carrière*".

---

<sup>8</sup> permis de chasse ou carte de pêche.

# Bibliographie

- ALLEN, P. G., STEVENS, T. H. et BARRET, S. A. (1981). The effects of variable omission in the travel cost technique. *Land Economics*, 57(2):173–180.
- AMIGUES, J.-P., BONNIEUX, F., LE GOFFE, P. et POINT, P. (1995). *Valorisation des usages de l'eau*, In "Fonctions récréatives et écologiques", pages 63–77. Economica.
- ANDERSON, F. et BONSOR, N. (1974). Allocation, congestion and the valuation of recreational resources. *Land Economics*, 50(1):51–57.
- ANDERSON, L. (1980). Estimating the benefits of recreation under conditions of congestion : Comments and extension. *Journal of Environmental Economics and Management*, 7(4): 401–406.
- ARNOTT, R., DE PALMA, A. et LINDSEY, R. (1992). Route choice with heterogeneous drivers and group-specific congestion costs. *Regional Science and Urban Economics*, 22:71–102.
- BATEMAN, I. J., CARSON, R. T., DAY, B., HANEMANN, M., HANLEY, N., TANNIS HETT, a. J.-L., LOOMES, G., MOURATO, S., ÖZDEMIROGLU, E., PEARCE, D., SUGDEN, R. et SWANSO, J. (2002). *Economic Valuation With Stated Preference Techniques. A Manual*. Edward Elgar : Cheltenham, GB.
- BAYER, P. et TIMMINS, C. (2005). On the equilibrium properties of locational sorting models. *Journal of Urban Economics*, 57(3):462–477.
- BAYER, P. et TIMMINS, C. (2007). Estimating equilibrium models of sorting across locations. *The Economic Journal*, 117(518):353–374.
- BELL, F. W. et LEEWORTHY, V. R. (1990). Recreational demand by tourists for saltwater beach days. *Journal of Environmental Economics and Management*, 18:189–205.

- BERMAN, M., HALEY, S. et KIM, H. (1997). Estimating net benefits of reallocation : discrete choice models of sport and commercial fishing. *Marine Resource economics*, 12(4):307–327.
- BERRY, S. (1994). Estimating discrete choice models of product differentiation. *RAND Journal of Economics*, 25:242–262.
- BERRY, S., LEVINSOHN, J. et PAKES, A. (1995). Automobile prices in market equilibrium. *Econometrica*, 63:842–889.
- BILLET, E. (1996). Etude sur les sites bretons. Rapport, Entrep’Rennes, Conservatoire du littoral et des rivages lacustres, Comité Régional du Tourisme de Bretagne.
- BIN, O., LANDRY, C. E., ELLIS, C. L. et VOGELSONG, H. (2005). Some consumer surplus estimates for North Carolina beaches. *Marine Resource Economics*, 20:145–161.
- BISHOP, R. C. et HEBERLEIN, T. A. (1979). Measuring values of extramarket goods : Are indirect measures biased? *American Journal of Agricultural Economics*, 61(5):926–930.
- BOCKSTAEL, N. E., CONNELL, K. E. M. et STRAND, I. E. (1989). A random utility model for sportfishing : Some preliminary results for Florida. *Marine Resource Economics*, 6:245–260.
- BOCKSTAEL, N. E., HANEMANN, W. M. et KLING, C. L. (1987). Estimating the value of water quality improvements in a recreational demand framework. *Water Resource Research*, 23(5):951–960.
- BOCKSTAEL, N. E., MCCONNELL, K. E. et STRAND, I. E. (1991). *Recreation*, In "Measuring the Demand for Environmental Quality". North Holland.
- BOXALL, P. et ADAMOWICZ, W. (2000). Incorporating endogenous perceptions of environmental attributes in RUMs : The case of congestion. IIFET.
- BOXALL, P., HAUER, G. et ADAMOWICZ, W. (2005). Modeling congestion as a form of interdependence in random utility models. Document de travail Université d’Alberta, Edmonton, Canada.
- BOXALL, P., ROLLINS, K. S. et ENGLIN, J. E. (2003a). Heterogeneous preferences for congestion during a wilderness experience. *Resource and Energy Economics*, 25(2):177–195.

- BOXALL, P. C., WATSON, D. O. et ENGLIN, J. (2003b). *The New Economics of Outdoor Recreation*, In "Backcountry recreationists' valuation of forest and park management features in wilderness parks of the Western Canadian Shiled", pages 221–240. Edward Elgar : Cheltenham, GB.
- BRAIVE, P., GRANIER, M., KALAORA, B. et MUSSON, M. (1996). Attention public ! Public protecteur ou public prédateur ? *In Les annales 1996 des Ateliers du Conservatoire du Littoral*.
- BRETON, E. (2000). *Fréquentation, usages et représentations des espaces littoraux protégés de Bretagne : observations, analyses systémiques et propositions de gestion*. Thèse de doctorat, Université de Nantes.
- BRIGAND, L. (1997). Réflexions sur la fréquentation touristique des petites îles de Dumet et du Pilier (France). *In Actes du colloque international "Continuités et ruptures sur les littoraux européens", Cahiers Nantais*, volume 47-48, pages 157–161.
- BRIGAND, L. et LE BERRE, S. (2006). Etude de la fréquentation de l'archipel des îles Chausey. Rapport, Conservatoire du littoral, Geomer-UMR 6554 LETG CNRS, Université de Bretagne Occidentale. 115p.
- BRIGAND, L., RICHEZ, G. et ., D. R. (2003). Etude de fréquentation touristique des îles de Port-Cros et Porquerolles. Rapport, Parc National de Port-Cros, Géomer, UMR 6554 - UBO, Université de Provence. 100p.
- BROWN, G. J. et MENDELSON, R. (1994). The hedonic travel cost method. *The review of Economics and Statistics*, 66:427–433.
- BRUNET, FERRAS, R. et THÉRY, H. (1992). *Les mots de la géographie : dictionnaire critique*. La documentation française.
- CESARIO, F. (1980). Congestion and the valuation of recreation benefits. *Land Economics*, 56(3):329–338.
- CESARIO, F. J. et KNETSCH, J. L. (1970). Time bias in recreation benefit estimates. *Water Resource Research*, 6(3):700–704.

- CHAMBERLAIN, K. (1999). La gestion des visiteurs dans les sites naturels. *In cahiers de la section française de L'ICOMOS, L., éditeurs : Accueil, aménagement et gestion dans les grands sites*, Arles, 18, 19 et 20 mars 1999.
- CICCHETTI, C. et SMITH, V. (1973). Congestion, quality deterioration, and optimal use : Wilderness recreation in the Spanish peaks primitive area. *Social Science Research*, 2(1):15–30.
- CONSERVATOIRE DU LITTORAL, éditeurs (2006). *Actes des ateliers du Conservatoire du littoral "Littoral convoité : entre accès et excès"*.
- CORLAY, J.-P. (1999). L'homme et le littoral. quel développement durable? *Le Journal du CNRS*, pages 12–14.
- DATAR (2004). Construire ensemble un développement équilibré du littoral. Rapport, Datar.
- DE PALMA, A., BEN-AKIVA, C., LEFÈVRE, C. et LITINAS, N. (1983). Stochastic equilibrium model of peak period traffic congestion. *Transportation Science*, 17(4):430–453.
- DE PALMA, A., DUNKERLEY, F. et PROOT, M. S. (2006). *Spatial Dynamics, Networks and Modelling*, In Imperfect Competition and Congestion in an Asymmetric City with CongestionI, pages 421–444. Edward Elgar.
- DE PALMA, A. et LINDSEY, R. (2004). Congestion pricing with heterogeneous travelers : A general equilibrium welfare analysis. *Network and Spatial Economics*, 4(2):135–160.
- DEHEZ, J. (2003). *Analyse économique des coûts de gestion des zones côtières protégées : le cas des forêts domaniales de Gironde*. Thèse de doctorat, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- DESAIGUES, B. et POINT, P. (1992). *Economie du patrimoine naturel : La valorisation des bénéfices de protection de l'environnement*. Economica.
- DEVILLE, J.-C. et MAUMY, M. (2006). *Méthodes d'enquêtes et sondages : Pratiques européennes et nord-américaines*, In "La méthodologie de Mergoat : Enquête tourisme en Bretagne", pages 393–398. Dunod.

- DEYAK, T. et SMITH, V. (1978). Congestion and participation in outdoor recreation : a household function production approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 5:63–80.
- DORFMAN, R. (1984). On optimal congestion. *Journal of Environmental Economics and Management*, 11(2):91–106.
- DUNFORD, R. (1999). The american trader oil spill : An alternative view of recreation use damages. *Association of Environmental and Resource Economist Newsletter*, 19(1):12–20.
- ENGLIN, J. et SHONKWILER, J. S. (1995). Estimating social welfare using count data models : An application to long-run recreation demand under conditions of endogenous stratification and truncation. *The Review of Economics and Statistics*, 77(1):104–12.
- ERLANDER, S. (2005). Welfare, freedom of choice and composite utility in the logit model. *Social Choice and Welfare*, 24:509–525.
- FISHER, A. et KRUTILLA, J. (1972). Determination of optimal capacity of resource-based recreation facilities. *Natural Resources Journal*, 12:417–444.
- FRANZ, T. (2007). *Contribution au travail de thèse "La demande récréative de littoral : mesure de la valeur économique et politiques de régulation" : traitement des données géographiques*. Laboratoire GEOMER.
- FREEMAN, A. et HAVEMAN, R. (1977). Congestion, quality deterioration, and heterogeneous tastes. *Journal of Public Economics*, 8(2):225–232.
- FREEMAN, A. M. (1993). *The Measurement of Environmental and Resource Values : Theory and Methods*. Resource for the Future, Washington DC, EU.
- GÉLARD, P. (2004). L'application de la "loi littoral " : pour une mutualisation de l'aménagement du territoire. Rapport d'information du Sénat n°421.
- GREENE, G., MOSS, C. B. et SPREEN, T. H. (1997). Demand for recreational fishing in Tampa bay, Florida : A random utility approach. *Marine Resource Economics*, 12:293–305.

- HANLEY, N., ALVAREZ-FARIZO, B. et SHAW, D. (2002). Rationing an open-access resource : mountaineering in Scotland. *Land Use Policy*, 19:167–176.
- HANLEY, N., SHAW, W. D. et WRIGHT, R. E. (2003). *The New Economics of Outdoor Recreation*, In "Introduction", pages 1–18. Edward Elgar : Cheltenham, GB.
- HANSEN, L., FEATHER, P. et SKANK, D. (1999). Valuation of agriculture's multi-site environmental impacts : an application to pheasant hunting. *Agricultural and Resource Economics Review*, 28(2):199–207.
- HARDIN, G. (1968). The tragedy of the commons. *Science*, 162:1243–1248.
- HAUSMAN, J., LEONARD, G. et MCFADDEN, D. (1995). A utility-consistent combined discrete choice and count data model : Assessing recreational use losses due to natural resource damage. *Journal of Public Economics*, 56:1–30.
- HENSHER, D. A. et JOHNSON, L. W. (1981). *Applied Discrete Choice Modelling*, In "A Basic Discrete Choice Model", pages 23–59.
- HERRIGES, J. A. et KLING, C. L., éditeurs (1999). *Valuing Recreation and the Environment : Revealed Preference Methods in Theory and Practice*. Edward Elgar : Cheltenham, GB.
- HINDSLEY, P., LANDRY, C., BIN, O. et VOGELSONG, H. (2008). Site congestion in recreation choice models : A generated regressors approach to beach site selection. En révision à *Environmental and Resource Economics*.
- HOEHN, J. P., TOMASI, T., LUPI, F. et CHEN, H. Z. (1996). An economic model for valuing recreational angling resources in Michigan. Rapport, Department of Agricultural Economics Michigan State University.
- HOTELLING, H. (1947). *The Economics of Public Recreation*, In A Reply Letter to a U.S. Park Service Request. Washington DC : National Park Service.
- IFEN (2000). *Tourisme, Environnement, Territoires*.
- JAKUS, P. et SHAW, W. (1997). Congestion at recreation areas : Empirical evidence on perceptions, mitigating behaviour and management preferences. *Journal of Environmental Management*, 50(4):389–401.

- KAY, R. et ADLER, J. (1999). *Coastal Planning and Management*. E & FN Spon.
- KERKVLiet, J. et NOWELL, C. (2000). Tools for recreation management in parks : the case of the greater Yellowstone's blue ribbon fishery. *Ecological economics*, 34:89–100.
- KIM, H. N., SHAW, W. D. et WOODWARD, R. T. (2007). The distributional impacts of recreational fees : A discrete choice model with incomplete data. *Land Economics*, 83(4):561–574.
- LAYMAN, R., BOYCE, J. et CRIDDLE, K. (1996). Economic valuation of the Chinook salmon sport fishery of the Gulkana river, Alaska, under current and alternate management plans. *Land Economics*, 72(1):113–128.
- LE PENSEC, L. (2001). *Vers de nouveaux rivages. Sur la refondation du Conservatoire du littoral*. Collection des rapports officiels.
- LEEWORTHY, V. R. et WILEY, P. C. (1993). Recr use value for three southern California beaches. Rapport, Stratégic Environmental Assesments Division, NOAA, Rockville, Maryland, USA.
- LEPLAT, M. et LE GOFFE, P. (2009). Faut-il réguler l'encombrement des sites récréatifs : un modèle de choix discret avec participation. *Review of Agricultural and Environmental Studies*, 90(1):51–77.
- LIN, P., ADAMS, R. et BERRENS, R. P. (1996). Welfare effects of fishery policies : Native american treaty rights and recreational salmon fishing. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 21(2):263–276.
- LYLE, J. M., COLEMAN, A. P. M., WEST, L., CAMBELL, D. et HENRY, G. W. (2002). *Recreational fisheries : ecological, economic and social evaluation*, In "New large-scale methods for evaluating sport fisheries", pages 207–226. Fish and Aquatic Resources Series 8, Blackwell Science, Londres.
- MALER, K. (1974). *Environmental Economics : A Theoretical Inquiry*. Johns Hopkins University : Baltimore.
- MCCONNELL, K. (1977). Congestion and willingness to pay : A study of beach use. *Land economics*, 53(2):185–195.

- MCCONNELL, K. E. (1992). On-site time in the demand for recreation. *American Journal of Agricultural Economics*, 74(919-925).
- MCFADDEN, D. et TRAIN, K. (2000). Mixed MNL models for discrete response. *Journal of Applied Econometrics*, 15(5):447-470.
- MICHEL, C. (2005). L'intelligence artificielle au secours de l'observation. *Espaces*, 225:52-54.
- MINISTÈRE DE L'ÉCOLOGIE ET DU DÉVELOPPEMENT ET DE L'AMÉNAGEMENT DURABLE (2007). Le tourisme de nature en France et ses potentialités de développement. 55p.
- MITCHELL, R. C. et CARSON, R. T. (1993). Current issues in the design, administration, and analysis of contingent valuation surveys. University of California at San Diego, Economics Working Paper Series 93-54, Department of Economics, UC San Diego.
- MOREY, E. (1999). *Valuing Recreation and the Environment*, In Two RUM's unCLOAKED : Nested Logit Models of Participation and Site Choice. Cheltenham, UK : Edward Elgar.
- MOREY, E., ROWE, R. et WATSON, M. (1993). A repeated nested-logit model of Atlantic salmon fishing. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(3):578-592.
- MOREY, E., SHAW, W. et ROWE, R. (1991). A discrete-choice model of recreational participation, site choice and activity valuation when complete trip data is not available. *Journal of Environmental Economics and Management*, 20:181-201.
- MOREY, E., WALDMAN, D., ASSANE, D. et SHAW, W. (1995). Searching for a model of multiple-site recreation demand that admits interior and boundary solutions. *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1):129-140.
- MULLAHEY, J. (1986). Specification and testing of some modified count data models. *Journal of Econometrics*, 33:341-365.
- MURDOCK, J. (2006). Handling unobserved site characteristics in random utility models of recreation demand. *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(1):1-25.
- MUSGRAVE, R. A. (1969). *Public Economics*, In "Provision for Social Goods", pages 124-144. International Economics Association, London.

- OBSERVATOIRE RÉGIONAL DU TOURISME EN BRETAGNE (2006). La fréquentation touristique. Rapport.
- O'HARA, M. E. (2007a). Congestion effects and mitigating behavior on recreation sites : An application to rock climbing access. Working paper , Colgate University, New-York, USA.
- O'HARA, M. E. (2007b). Congestion effects in a linked trip frequency and site choice model of recreation demand. Working paper , Colgate University, New-York, USA.
- OSTROM, E. (1990). *Governig the commons :The Evolution of Institutions for Collective Actions*. Cambridge University Press.
- OZUNA, T. et GOMEZ, I. A. (1994). Estimating a system of recreation demand function using a semmingly unrelated Poisson regression approach. *Review of Economics and Statistics*, 2:356–360.
- PARSONS, G. (2004). *Travel Cost Models*, In "A Primer on Nonmarket Valuation". Kluwer Academic Publishers.
- PARSONS, G. et KEALY, M. (1992). Randomly drawn opportunity sets in a random utility model of lake recreation. *Land Economics*, 68(1):93–106.
- PARSONS, G., MASSEY, D. et TOMASI, T. (2000). Familiar and favorite sites in a random utility model of beach recreation. *Marine Resource Economics*, 14:299–315.
- PARSONS, G. et NEEDELMAN, M. (1992). Site aggregation in a random utility model of recreation. *Land Economics*, 68(4):418–433.
- PARSONS, G. R. et HAUBER, A. B. (1998). Spatial boundaries and choice set definition in a random utility model of recreation demand. *Land Economics*, 74(1):32–48.
- PARSONS, G. R. et MASSEY, D. M. (2003). *The New Economics of Outdoor Recreation*, In "A random utility model of beach recreation", pages 241–267. Edward Elgar : Cheltenham, GB.
- PARSONS, G. R. et WILSON, A. J. (1997). Incidental and joint consumption in recreation demand. *Agricultural and Resource Economics Review*, 26(1):1–6.

- PETIT, J. (2006). Fréquenter et protéger les espaces naturels : historique et analyse de la situation française. *In Actes des ateliers du Conservatoires du littoral "littoral convoité : entre accès et excès.*
- PHANEUF, D. J., CARBONE, J. C. et HERRIGES, J. A. (2009). Non-price equilibria for non-marketed goods. *Journal of Environmental Economics and Management*, 57(1):45–64.
- PHANEUF, D. J. et SMITH, V. K. (2004). *Hanbooks of environmental economics*, In "Recreation demand model". Elsevier North-Holland, Amsterdam, Pays Bas, 143p.
- PICKERING, C. M. et HILL, W. (2007). Impacts of recreation and tourism on plant biodiversity and vegetation in protected areas in australia. *Journal of Environmental Management*, 85(4):791 – 800.
- PICON, B. (2002). Sociologie et littoral. pour une nécessaire interdisciplinarité. *Océanis*, 28(1/2):57–88.
- PIQUARD, M. (1973). Littoral français. perspectives pour l'aménagement. Rapport de la DATAR.
- POINT, P. (1999). *La valeur économique des hydrosystèmes, méthodes et modèles d'évaluation des services délivrés.* Economica, Paris, France.
- RICHARDSON, M. (2002). Quality and congestion in environmental goods the road to the Wangapeka. *Journal Of Environmental Economics and Management*, 43(3):477–496.
- SALANIÉ, J. (2006). *Analyse économique d'une activité récréative : la pêche au saumon en France.* Thèse de doctorat, Ecole Nationale Supérieure Agronomique de Rennes.
- SANDEFUR, R. A., JOHNSTON, F. R. et FOWLER, R. B. (1996). An introduction to the random utility model. Working paper n°G-9602, Triangle Economic Research, Durham, North Carolina, USA, 13p.
- SCHNEIDER, I. et HAMMITT, W. (1995). Visitor response to outdoor recreation conflict : a conceptual approach. *Leisure Science*, 12:223–234.
- SCHUHMAN, P. W. et SCHWABE, K. A. (2004). An analysis of congestion measures and heterogeneous angler preferences in a random utility model of recreational fishing. *Environmental and resource Economics*, 27:487–499.

- SHAW, D. et OZOG, M. (1999). Modeling overnight recreation trip choice : Application of a repeated nested multinomial logit model. *Environmental and Resource Economics*, 13:397–414.
- SHELBY, B., VASKE, J. et HARRIS, R. (1988). User standards for ecological impacts at wilderness campsites. *Journal of Leisure Research*, 20:245–256.
- SIBLY, H. (2001). Pricing and management of recreational activities which use natural resources. *Environmental and Resource Economics*, 18(3):339–354.
- SMALL, K. et ROSEN, H. (1981). Applied welfare economics of discrete choice models. *Econometrica*, 4:105–130.
- SMITH, V. et DESVOUGES, W. (1985). The generalized travel cost model and water quality benefits : a reconsideration. *Southern Economic Journal*, 52:371–382.
- SUN, D. et WALSH, D. (1998). Review of studies on environmental impacts of recreation and tourism in australia. *Journal of Environmental Management*, 53(4):323 – 338.
- TERRA, S. (2005). Guide de bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode des coûts de transport. Document de travail 05-M05, Ministère de l'écologie et du développement durable.
- TIMMINS, C. et MURDOCK, J. (2007). A revealed preference approach to the measurement of congestion in travel cost models. *Journal of Environmental Economics and Management*, 53:230–249.
- VIAUROUX, C. (2006). Structural estimation of congestion costs. *European Economic Review*, 51(1):1–25.
- VOURC'H, A. (1999). L'opération grand site de la pointe du Raz : une réhabilitation exemplaire. *Cahier Espaces*, 62:59–64.
- WETZEL, J. N. (1977). Estimating the benefits of recreation under conditions of congestion. *Journal of Environmental Economics and Management*, 4(3):239–246.
- YEN, S. T. et ADAMOWICZ, W. L. (1994). Participation, trip frequency and site choice : a multinomial-Poisson hurdle model of recreation demand. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 42(1):65–76.

YOSEMITE NATIONAL PARK (2005). Wilderness management.

# Annexes

# Table des annexes

A	Annexes du chapitre 2 . . . . .	199
A.1	Equivalence entre la formule du bien-être d'Erlander et le logsomme à l'équilibre . . . . .	199
A.2	Preuve $\frac{dU_j}{d\beta_j} > 0$ , $\frac{dU_G}{d\beta_j} > 0$ , $\frac{dp_{j G}}{d\beta_j} > 0$ et $\frac{dp_G}{d\beta_j} > 0$ . . . . .	201
A.3	Calcul des probabilités optimales . . . . .	201
A.4	Désutilité collective liée à la participation . . . . .	203
A.5	Taxes optimales . . . . .	203
B	Annexes du chapitre 3 . . . . .	205
B.1	Questionnaire . . . . .	205
B.2	Test de comparaison de moyennes pour les quatre stations météorologiques de la zone d'étude . . . . .	216
B.3	Les données spécifiques aux touristes . . . . .	216
B.4	Caractéristiques socio-économiques des enquêtés . . . . .	218
B.5	Participation et fréquentation . . . . .	219
C	Annexes du chapitre 4 . . . . .	222
C.1	Zone d'étude . . . . .	222
C.2	Corrélations . . . . .	223
C.3	Récapitulatif des surplus par occasion de choix . . . . .	226
C.4	Récapitulatif des estimations . . . . .	227
D	Annexes du chapitre 5 . . . . .	231
D.1	Zone d'étude . . . . .	231

D.2	Variations des surplus dans les modèles estimés avec et sans variable de congestion, suite à des augmentations successives de la taxe uniforme	233
D.3	Impact d'une taxe de 2 euros sur la congestion . . . . .	234

## A Annexes du chapitre 2

### A.1 Equivalence entre la formule du bien-être d'Erlander et le log-somme à l'équilibre

#### Bien-être d'Erlander dans un modèle multinomial logit

La mesure du bien-être d'Erlander dans un modèle multinomial logit à  $j$  modalités s'écrit :

$$\begin{aligned}W_i &= \sum_j p_{ij} U_{ij} + H(p_{ij}) \\ \text{avec } H(p_{ij}) &= - \sum_j p_{ij} \ln p_{ij}, \text{ l'entropie} \\ \Rightarrow W_i &= \sum_j p_{ij} U_{ij} - \sum_j p_{ij} \ln p_{ij}\end{aligned}$$

Dans le cadre du modèle logit, les probabilités sont définies par :

$$p_{ij} = \frac{e^{U_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{U_{ik}}}$$

On remplace les probabilités  $p_{ik}$  par leur définition dans le cadre du modèle logit :

$$\begin{aligned}W_i &= \sum_j p_{ij} U_{ij} - \sum_j p_{ij} \ln \left( \frac{e^{U_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{U_{ik}}} \right) \\ W_i &= \sum_j p_{ij} U_{ij} - \sum_j p_{ij} (\ln(e^{U_{ij}}) - \ln(\sum_{k=1}^J e^{U_{ik}})) \\ W_i &= \sum_j p_{ij} U_{ij} - \sum_j p_{ij} \ln(e^{U_{ij}}) + \sum_j p_{ij} \ln(\sum_{k=1}^J e^{U_{ik}}) \\ W_i &= \ln(\sum_{j=1}^J e^{U_{ij}})\end{aligned}$$

A l'équilibre, on a donc bien l'équivalence entre la formule d'Erlander et celle du de Small et Rosen (1981).

Erlander précise qu'on peut de la même manière dériver sa mesure du bien-être dans le cadre d'un modèle logit hiérarchisé dont le modèle répété (avec participation) est un cas particulier.

## Bien-être d'Erlander dans un modèle avec participation

Si on suit la formule d'Erlander, le bien-être dans notre modèle répété s'écrit alors :

$$\begin{aligned} W_i &= p_{i0}U_{i0} + p_{iG}U_{iG} - p_{i0} \ln(p_{i0}) - p_{iG} \ln(p_{iG}) \\ \text{avec } U_{iG} &= \rho I_{iG} \\ \text{et } I_{iG} &= \ln\left(\sum_j e^{U_{ij}/\rho}\right) \end{aligned}$$

Or l'utilité de participation peut également s'écrire par le biais de la formule d'Erlander.

Dans un modèle logit emboîté, les probabilités conditionnelles sont définies par :

$$p_{ij|G} = \frac{e^{U_{ij}/\rho}}{\sum_k e^{U_{ik}/\rho}} \quad (5.8)$$

On calcule l'entropie des probabilités conditionnelles  $H(p_{j|G})$  de la même manière qu'Erlander pour avoir l'équivalence entre la formule du logsomme (valeur inclusive) et l'utilité de participation telle que définie par la formule d'Erlander à l'équilibre :

$$\begin{aligned} H(p_{ij|G}) &= - \sum_j p_{ij|G} \ln(p_{ij|G}) \text{ or } p_{ij|G} \text{ dans un modèle logit emboîté est défini comme (5.8)} \\ H(p_{ij|G}) &= - \sum_j p_{ij|G} \ln\left(\frac{e^{U_{ij}/\rho}}{\sum_{k=1}^J e^{U_{ik}/\rho}}\right) \\ H(p_{ij|G}) &= - \sum_j p_{ij|G} \left( \ln(e^{U_{ij}/\rho}) - \ln\left(\sum_{k=1}^J e^{U_{ik}/\rho}\right) \right) \\ H(p_{ik|G}) &= - \sum_j p_{ij|G} U_k/\rho + \sum_j p_{ij|G} \ln\left(\sum_{k=1}^J e^{U_{ik}/\rho}\right) \\ H(p_{ij|G}) &= - \sum_j p_{ij|G} U_k/\rho + \ln\left(\sum_{k=1}^J e^{U_{ik}/\rho}\right) \\ H(p_{ij|G}) &= -E[U_{ij|G}]/\rho + I_{iG} \\ \rho H(p_{ij|G}) &= -E[U_{ij|G}] + \rho I_{iG} \\ \rho H(p_{ik|G}) &= -E[U_{ij|G}] + U_{iG} \end{aligned}$$

On obtient donc :  $U_{iG} = E[U_{ij|G}] - \rho H(p_{ij|G})$ .

Par conséquent, le bien-être moyen dans notre modèle à deux sites où les individus sont homogènes s'écrit :

$$\begin{aligned}
W &= (1 - p_G)U_0 \\
&+ p_G[p_{1|G}U_1(\beta_1, p_{1|G}, p_G) + (1 - p_{1|G})U_2(\beta_2, p_{1|G}, p_G) - \rho[p_{1|G} \ln(p_{1|G}) + (1 - p_{1|G}) \ln(1 - p_{1|G})]] \\
&- [(1 - p_G) \ln(1 - p_G) + p_G \ln(p_G)]
\end{aligned}$$

## A.2 Preuve $\frac{dU_j}{d\beta_j} > 0$ , $\frac{dU_G}{d\beta_j} > 0$ , $\frac{dp_{j|G}}{d\beta_j} > 0$ et $\frac{dp_G}{d\beta_j} > 0$ .

On a  $\frac{dp_{j|G}}{dU_j} = \rho \frac{e^{(U_k - U_j)/\rho}}{(1 + e^{(U_k - U_j)/\rho})^2} > 0$  et de la même manière  $\frac{dp_G}{dU_G} = \rho \frac{e^{U_0 - U_G}}{(1 + e^{U_0 - U_G})^2} > 0$ . Donc une variation de  $U_j$  (respectivement  $U_G$ ) se traduit par une variation dans le même sens de  $p_{j|G}$  (respectivement  $p_G$ ). On a aussi :  $\frac{dU_j}{dp_{j|G}} = \frac{df}{d\beta_j} + \alpha n (\frac{dp_{j|G}}{d\beta_j} p_G + \frac{dp_G}{d\beta_j} p_{j|G})$  soit un effet qualité direct et un effet congestion indirect. Deux cas sont envisageables :

1.  $\frac{dp_{j|G}}{d\beta_j} > 0$ , alors  $\frac{dU_j}{d\beta_j} > 0$  car  $U_j$  et  $p_{j|G}$  varient dans le même sens et  $\frac{dp_G}{d\beta_j} > 0$  car  $U_G$  et  $p_G$  augmentent, si  $U_j$  augmente. Il est alors nécessaire que l'effet qualité, positif, l'emporte sur l'effet congestion, négatif, pour avoir  $\frac{dU_j}{d\beta_j} > 0$ .
2.  $\frac{dp_{j|G}}{d\beta_j} < 0$ , alors  $\frac{dU_j}{d\beta_j} < 0$  et donc l'effet congestion est positif et on a  $\frac{dU_j}{d\beta_j} > 0$ , ce qui est contradictoire.

Donc les probabilités de participation et de visite à un site et les utilités correspondantes augmentent quand la qualité du site s'améliore :  $\frac{dU_j}{d\beta_j} > 0$ ,  $\frac{dU_G}{d\beta_j} > 0$ ,  $\frac{dp_{j|G}}{d\beta_j} > 0$  et  $\frac{dp_G}{d\beta_j} > 0$ .

## A.3 Calcul des probabilités optimales

Définition du bien-être :

$$\begin{aligned}
W &= (1 - p_G)U_0 + p_G U_G - (1 - p_G) \ln(1 - p_G) - p_G \ln(p_G) \\
\text{et } U_G &= p_{1|G}U_1(p_{1|G}, p_G) + (1 - p_{1|G})U_2(p_{1|G}, p_G) - \rho[p_{1|G} \ln p_{1|G} + (1 - p_{1|G}) \ln(1 - p_{1|G})]
\end{aligned}$$

On maximise ce bien-être par rapport à  $p_{1|G}$  et  $p_G$  pour obtenir les probabilités optimales.

Probabilité conditionnelle optimale :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial W}{\partial p_{1|G}} = 0 &\Leftrightarrow p_G \cdot \frac{\partial U_G}{\partial p_{1|G}} = 0 \\
&\Leftrightarrow U_1 + p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} - U_2 + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}} - \rho \ln \frac{p_{1|G}}{1 - p_{1|G}} = 0 \\
&\Leftrightarrow U_1 - U_2 + p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}} - \rho \ln \frac{p_{1|G}}{1 - p_{1|G}} = 0 \\
&\Leftrightarrow \rho \ln \frac{p_{1|G}}{1 - p_{1|G}} = U_1 - U_2 + p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}} \\
&\Leftrightarrow \frac{p_{1|G}}{1 - p_{1|G}} = \exp \left[ \frac{U_1 - U_2 + p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}}}{\rho} \right] \\
&\Leftrightarrow p_{1|G} = \frac{\exp \left[ \frac{U_1 - U_2 + \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} (2p_{1|G} - 1)}{\rho} \right]}{1 + \exp \left[ \frac{U_1 - U_2 + \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} (2p_{1|G} - 1)}{\rho} \right]} \\
&\Leftrightarrow p_{1|G}^o = \frac{1}{1 + e^{\left( U_2(p_{1|G}^o, p_G^o) - U_1(p_{1|G}^o, p_G^o) - \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}^o} (2p_{1|G}^o - 1) \right) / \rho}}
\end{aligned}$$

Probabilité de participation optimale : on obtient par le même réarrangement des termes la probabilité de participation optimale.

$$\begin{aligned}
\frac{\partial W}{\partial p_G} = 0 &\Leftrightarrow U_G - U_0 + p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} - \ln \frac{p_G}{1 - p_G} = 0 \\
&\Leftrightarrow \ln \frac{p_G}{1 - p_G} = U_G - U_0 + p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} \\
&\Leftrightarrow \frac{p_G}{1 - p_G} = e^{U_G - U_0 + p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G}} \\
&\Leftrightarrow p_G^o = \frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G(p_{1|G}^o, p_G^o) - p_G^o \frac{\partial U_G}{\partial p_G^o}}}
\end{aligned}$$

## A.4 Désutilité collective liée à la participation

Pour une occasion de choix, il y a en moyenne  $np_G$  visites.

La désutilité infligée à une personne pour une visite supplémentaire est égale à :

$$\frac{\partial U_G}{\partial np_G} = \frac{\partial U_G}{n \partial p_G}$$

et la désutilité globale supportée par tous ceux qui participent :

$$np_G \frac{\partial U_G}{n \partial p_G} = p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G}$$

## A.5 Taxes optimales

On note  $U_G(t_1, t_2)$ , l'utilité de participation avec les taxes  $t_1$  et  $t_2$ .

On a :

$$\begin{aligned} U_G(t_1, t_2) &= p_{1|G}(U_1 - t_1) + (1 - p_{1|G})(U_2 - t_2) - p_{1|G} \ln p_{1|G} - (1 - p_{1|G}) \ln(1 - p_{1|G}) \\ &\Leftrightarrow U_G - p_{1|G}t_1 - (1 - p_{1|G})t_2 \end{aligned}$$

On pose l'égalité entre la probabilité de participer à l'équilibre avec taxes et celle de participer à l'optimum :

$$\begin{aligned} p_G^*(t_1, t_2) &= p_G^o \\ \frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G(t_1, t_2)}} &= \frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G - p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G}}} \\ \frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G + p_{1|G}t_1 + (1 - p_{1|G})t_2}} &= \frac{1}{1 + e^{U_0 - U_G - p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G}}} \end{aligned}$$

On obtient la première équation du système 2.18 :

$$p_{1|G}t_1 + (1 - p_{1|G})t_2 = -p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G}$$

De la même manière, on pose l'égalité entre la probabilité de visiter le site 1 à l'équilibre avec

taxe, et la probabilité de visiter le site 1 à l'optimum :

$$\begin{aligned} p_{1|G}^*(t_1, t_2) &= p_{1|G}^o \\ \frac{1}{1 + e^{(U_2 - t_2) - (U_1 - t_1)}} &= \frac{1}{1 + e^{U_2 - U_1 - (p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}})}} \end{aligned}$$

On obtient la deuxième équation du système 2.18 :

$$t_2 - t_1 = p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}}$$

D'où le système :

$$\begin{cases} p_{1|G} t_1 + (1 - p_{1|G}) t_2 = -p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} \\ t_2 - t_1 = p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}} \end{cases}$$

D'où les taxes optimales :

$$\begin{cases} t_1^o = -p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} - (1 - p_{1|G}) (p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}}) \\ t_2^o = -p_G \frac{\partial U_G}{\partial p_G} + p_{1|G} (p_{1|G} \frac{\partial U_1}{\partial p_{1|G}} + (1 - p_{1|G}) \frac{\partial U_2}{\partial p_{1|G}}) \end{cases}$$

## B Annexes du chapitre 3

### B.1 Questionnaire

Code Enquêteur :\_\_ \_\_

Enquête sur site : OUI / NON, si oui Code site :\_\_ \_\_

Date :\_\_/\_\_/\_\_

#### **Explication de l'enquête :**

Bonjour,

le laboratoire d'économie d'Agrocampus de Rennes réalise une enquête sur la fréquentation du littoral. Le but de cette enquête est de mieux connaître les visiteurs du littoral et les motivations de leur fréquentation. Les données recueillies sont strictement confidentielles. Le questionnaire que nous vous proposons dure une dizaine de minutes, acceptez-vous d'y répondre ?

#### A LOCALISATION

A1 Commune de résidence à l'année : \_\_\_\_\_

A2 Code postal : \_\_\_\_\_

A3 Pays \_\_\_\_\_

A4 Commune de résidence du séjour : \_\_\_\_\_

#### B PARTIE TOURISTES (Si A1 différent de A4)

B1 Dates du séjour : Du \_\_\_\_ / \_\_\_\_ / \_\_\_\_ au \_\_\_\_ / \_\_\_\_ / \_\_\_\_

B2 Êtes-vous venus en vacances :

- |              |                            |                             |
|--------------|----------------------------|-----------------------------|
| 1. seul(e)   | 3. seul(e) avec des amis   | 5. en famille               |
| 2. en couple | 4. en couple avec des amis | 6. en famille avec des amis |

B3 Combien de séjours avez-vous effectué en Bretagne :

- |                            |                          |                             |
|----------------------------|--------------------------|-----------------------------|
| 1. c'est le premier séjour | 3. entre 5 et 10 séjours | 5. vous habitez en Bretagne |
| 2. entre 2 et 4 séjours    | 4. plus de 10 séjours    |                             |





**C5 Sur quels sites vous êtes vous rendus ?**

Jours	N° ou nom (si non répertorié) du site principal ou si circuit départ et arrivée	Commune (si non répertorié)
Lundi		
Mardi		
Mercredi		
Jeudi		
Vendredi		
Samedi		
Dimanche		

**C6 (Si le jour d'enquête est le vendredi ou le samedi) Pensez-vous effectuer d'autres visites littorales d'ici la fin de la semaine ?**

1. oui

2. non

**C7 Si oui, sur quels sites ?**

Jours	N° ou nom (si non répertorié) du site principal ou si circuit départ et arrivée	Commune (si non répertorié)
Samedi		
Dimanche		



**C15 Avant de venir sur le site [site #], vous pensiez qu'il aurait été :**

1. moins fréquenté
2. plus fréquenté
3. vous aviez anticipé cette fréquentation

**C16 Vous venez de votre lieu de résidence/ séjour au site [site #] :**

1. à pied
2. en vélo
3. en voiture

**C17 Quels sont les principaux points positifs du site [site #] ?**

1. l'accessibilité (circulation, stationnement)      5. loisir
2. faible fréquentation
3. forte fréquentation
4. l'état du site
5. l'offre d'activités et d'équipements de
6. la surveillance (pour les plages)
7. présence de commerces à proximité, urbanisation
8. proximité avec l'hébergement

**C18 Quels sont les principaux points négatifs du site [site #] ?**

1. l'accessibilité (circulation, stationnement)      5. l'offre d'activités et d'équipements de loisir
2. faible fréquentation
3. forte fréquentation
4. l'état du site
6. la surveillance (pour les plages)
7. urbanisation trop présente
8. éloignement avec l'hébergement

—————Fin de la boucle—————

## Tables des réponses

	<i>C10</i>	<i>C11</i>	<i>C12</i>	<i>C13</i>	<i>C14</i>	<i>C15</i>	<i>C16</i>
Jour	activités	durée	nb pers	période jour	fréq° anticip	fréq° subj	transport
<b>Lu</b>	1   2	1   2	1   2	1   2   3	1   2	1   2	1   2   3
	3   4	3   4	nb :   _   _		3   4		
<b>Ma</b>	1   2	1   2	1   2	1   2   3	1   2	1   2	1   2   3
	3   4	3   4	nb :   _   _		3   4	3   4	
<b>Me</b>	1   2	1   2	1   2	1   2   3	1   2	1   2	1   2   3
	3   4	3   4	nb :   _   _		3   4	3   4	
<b>Je</b>	1   2	1   2	1   2	1   2   3	1   2	1   2	1   2   3
	3   4	3   4	nb :   _   _		3   4	3   4	
<b>Ve</b>	1   2	1   2	1   2	1   2   3	1   2	1   2	1   2   3
	3   4	3   4	nb :   _   _		3   4	3   4	
<b>Sa</b>	1   2	1   2	1   2	1   2   3	1   2	1   2	1   2   3
	3   4	3   4	nb :   _   _		3   4	3   4	
<b>Di</b>	1   2	1   2	1   2	1   2   3	1   2	1   2	1   2   3
	3   4	3   4	nb :   _   _		3   4	3   4	

	<i>C17</i>	<i>C18</i>
<i>Jour</i>	Points positifs	Points négatifs
<b>Lu</b>	1   2   3   4   5   6   7	1   2   3   4   5   6   7
<b>Ma</b>	1   2   3   4   5   6   7	1   2   3   4   5   6   7
<b>Me</b>	1   2   3   4   5   6   7	1   2   3   4   5   6   7
<b>Je</b>	1   2   3   4   5   6   7	1   2   3   4   5   6   7
<b>Ve</b>	1   2   3   4   5   6   7	1   2   3   4   5   6   7
<b>Sa</b>	1   2   3   4   5   6   7	1   2   3   4   5   6   7
<b>Di</b>	1   2   3   4   5   6   7	1   2   3   4   5   6   7

**C19 Le déplacement jusqu'aux sites littoraux constitue-t-il pour vous :**

- |                       |                                                  |
|-----------------------|--------------------------------------------------|
| 1. une perte de temps | 2. un moment agréable qui fait partie du plaisir |
|-----------------------|--------------------------------------------------|

**C20 CARACTÉRISTIQUES SOCIO-ÉCONOMIQUES**

D1 Genre :

- |          |          |
|----------|----------|
| 1. Homme | 2. Femme |
|----------|----------|

D2 Age :

- |              |              |             |
|--------------|--------------|-------------|
| 1. 18-24 ans | 3. 35-49 ans | 5. + 65 ans |
| 2. 25-34 ans | 4. 50-64 ans |             |

D3 Nb de personnes dans le foyer :.....

D4 Quelle est votre formation :

- |                 |                 |              |
|-----------------|-----------------|--------------|
| 1. sans diplôme | 3. Baccalauréat | 5. Bac +4/+5 |
| 2. CAP/BEP      | 4. Bac +2/ +3   | 6. Doctorat  |

**C21 Quelle est votre catégorie socioprofessionnelle ? (si retraité, chômeur ou à la recherche d'un premier emploi le noter puis coder l'ancienne profession ou celle recherchée**

- |                                       |
|---------------------------------------|
| 1. Retraité                           |
| 2. Chômeur                            |
| 3. A la recherche d'un premier emploi |

- |                                                                       |                                     |
|-----------------------------------------------------------------------|-------------------------------------|
| 1. Agriculteur                                                        | 4. Profession intermédiaire         |
| 2. Artisan, commerçant, chef d'entreprise                             | 5. Employé                          |
| 3. Cadre, profession intellectuelle supérieure et profession libérale | 6. Ouvrier                          |
|                                                                       | 7. Autre Inactif / lycéen/ étudiant |

**C22 A quelle tranche de revenus nets mensuels appartient votre foyer :**

- |                                                         |                                                         |
|---------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------|
| 1. Non réponse                                          | 5. >3 000 euros à ≤4 000 euros (>19 679F<br>à <26 238F) |
| 2. ≤ 1 200 euros (<7 871F)                              | 6. >4 000 euros à ≤6 000 euros (> 26238F<br>à <39 357F) |
| 3. >1 200 euros à ≤2 000 euros (>7 871F<br>à <13 119F)  | 7. >6 000 euros (>39357F)                               |
| 4. >2 000 euros à ≤3 000 euros (>13 119F<br>à <19 679F) |                                                         |

**C23 Au travail, vous diriez plutôt :**

- |                                                                         |                                                                |
|-------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------|
| 1. Que vous avez des horaires fixes                                     | 3. Que vous pouvez toujours choisir vos<br>horaires de travail |
| 2. Que vous pouvez de temps en temps<br>aménager votre temps de travail |                                                                |

C24 Afin de contrôler le travail de notre enquêteur et de pouvoir compléter avec vous quelques informations importantes pouvant être omises, nous souhaiterions prendre votre adresse. Accepteriez-vous de la nous communiquer ? (*Prendre uniquement l'adresse sans la ville et ni le nom mais les initiales*)

1. Non réponse    2. \_\_\_\_\_

## B.2 Test de comparaison de moyennes pour les quatre stations météorologiques de la zone d'étude

	Audierne	Douarnenez	Ile Tudy	La Torche	Test de comparaison de moyennes
Pluviométrie	2,39	2,39	2,30	2,26	n.s.
Vitesse du vent	17,68	18,58	17,25	18,83	n.s.
Températures	16,61	16,74	16,63	16,79	n.s.
Couverture nuageuse	43,76	43,50	43,67	42,87	n.s.

n.s. : non significatif à 15%

## B.3 Les données spécifiques aux touristes

FIG. 5.15 – Origine des touristes

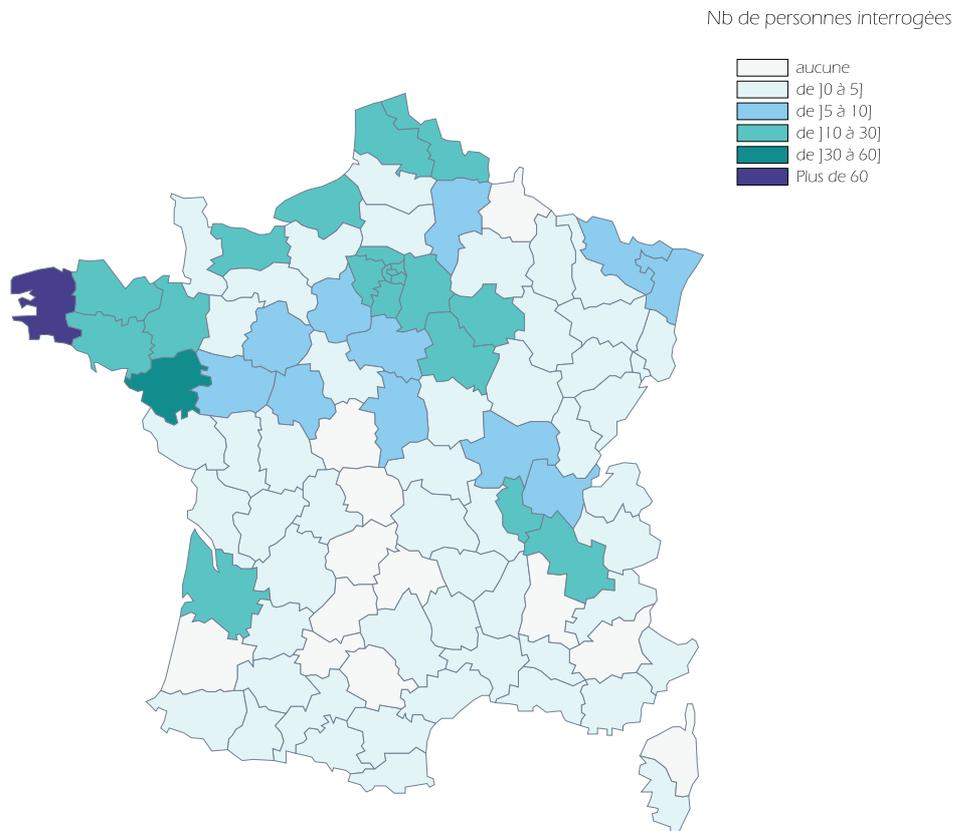


FIG. 5.16 – Leur hébergement

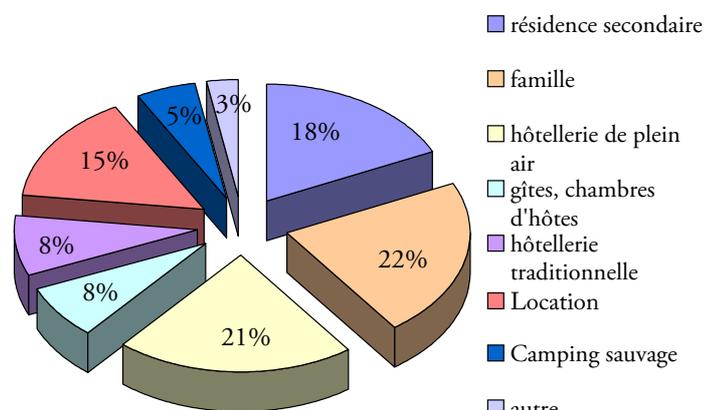
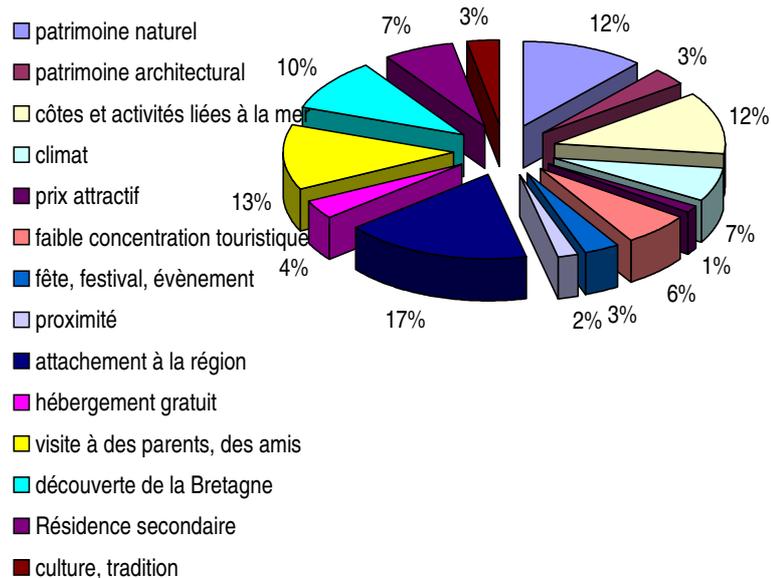


FIG. 5.17 – Leurs principales motivations pour venir en Bretagne



TAB. 5.6 – Nombre de séjours en Bretagne

Premier séjour	11,3%
Entre 2 et 4 séjours	19,9%
Entre 5 et 10 séjours	10,5%
Plus de 10 séjours	46,3%
Vous habitez en Bretagne	12,0%

## B.4 Caractéristiques socio-économiques des enquêtés

TAB. 5.7 – Caractéristiques socio-économiques des enquêtés

	Touristes	Résidents	Ensemble
<b>Age</b>			
18-24 ans***	11,05%	17,34%	13,80%
25-34 ans**	19,12%	17,52%	18,42%
35-49 ans***	38,04%	31,53%	35,20%
50-64 ans	26,24%	24,72%	25,58%
+65 ans***	5,54%	8,88%	7,00%
<b>Catégories socio-professionnelles</b>			
Agriculteurs	0,60%	0,64%	0,62%
Commerçants, artisans, chefs d'entreprise	3,49%	5,16%	4,22%
Cadres***	34,09%	16,75%	26,55%
Professions intermédiaires***	13,15%	6,80%	10,39%
Employés*	22,70%	26,63%	24,43%
Ouvriers **	5,31%	7,30%	6,18%
Étudiants, inactifs, chômeurs***	11,95%	18,42%	14,78%
Retraités***	8,71%	18,13%	12,82%
<b>Formation</b>			
sans diplôme ***	6,53%	8,77%	7,51%
CAP BEP***	17,41%	34,22%	24,74%
Baccalauréat	17,88%	20,57%	19,05%
Bac+2,3***	35,04%	22,94%	29,76%
Bac+4,5***	18,94%	12,11%	15,96%
Doctorat***	4,20%	1,39%	2,97%
<b>Revenus</b>			
- de 1 200 euros ***	1,84%	9,48%	4,72%
1 200 -2 000 euros***	13,69%	32,27%	20,68%
2 000 -3 000 euros	31,69%	30,65%	31,30%
3 000-4 000 euros***	26,81%	20,82%	24,56%
4 000-6 000 euros ***	15,49%	5,97%	11,91%
+de 6 000 euros***	10,48%	0,80%	6,83%
Taille de l'échantillon	649	430	1079

\*\*\*, \*\*, \* identifient des tests du khi deux significatifs aux seuils de 1%, 5% et 10% respectivement

## B.5 Participation et fréquentation

### Participation et caractéristiques socio-économiques

TAB. 5.8 – Taux de participation en fonction des caractéristiques socio-économiques

	Résidents	Touristes	Ensemble
<b>Age</b>			
18-24 ans	27%	39%	33%
25-34 ans**	31%	40%	37%
35-49 ans**	30%	46%	41%
50-64 ans	35%	47%	42%
+65 ans**	25%	44%	34%
<b>Catégorie socio-professionnelle</b>			
Agriculteurs	32%	40%	37%
Commerçants, artisans, chefs d'entreprise	28%	32%	30%
Cadres**	41%	52%	49%
Profes° intermédiaires **	29%	37%	34%
Employés***	24%	38%	33%
Ouvriers	39%	41%	40%
Étudiants, inactifs*	22%	39%	30%
Chômeurs **	34%	49%	40%
Retraités	32%	49%	39%
<b>Formation</b>			
sans diplôme	16%	40%	26%
CAP BEP	29%	45%	37%
Baccalauréat **	32%	42%	38%
Bac+2,3 **	35%	41%	39%
Bac+4,5 **	39%	49%	46%
Doctorat **	43%	53%	51%
<b>Revenu</b>			
- de 1 200 euros **	31%	38%	34%
1 200 -2 000 euros **	26%	43%	35%
2 000 -3 000 euros **	31%	41%	37%
3 000-4 000 euros **	37%	45%	42%
4 000-6 000 euros **	48%	46%	46%
+de 6 000 euros **	19%	53%	51%

\*\*\*, \*\*, \* identifient des tests du khi deux significatifs aux seuils de 1%, 5% et 10% respectivement

## Fréquentation objective et subjective des sites

TAB. 5.9 – Classement des sites en fonction de la fréquentation subjective et objective

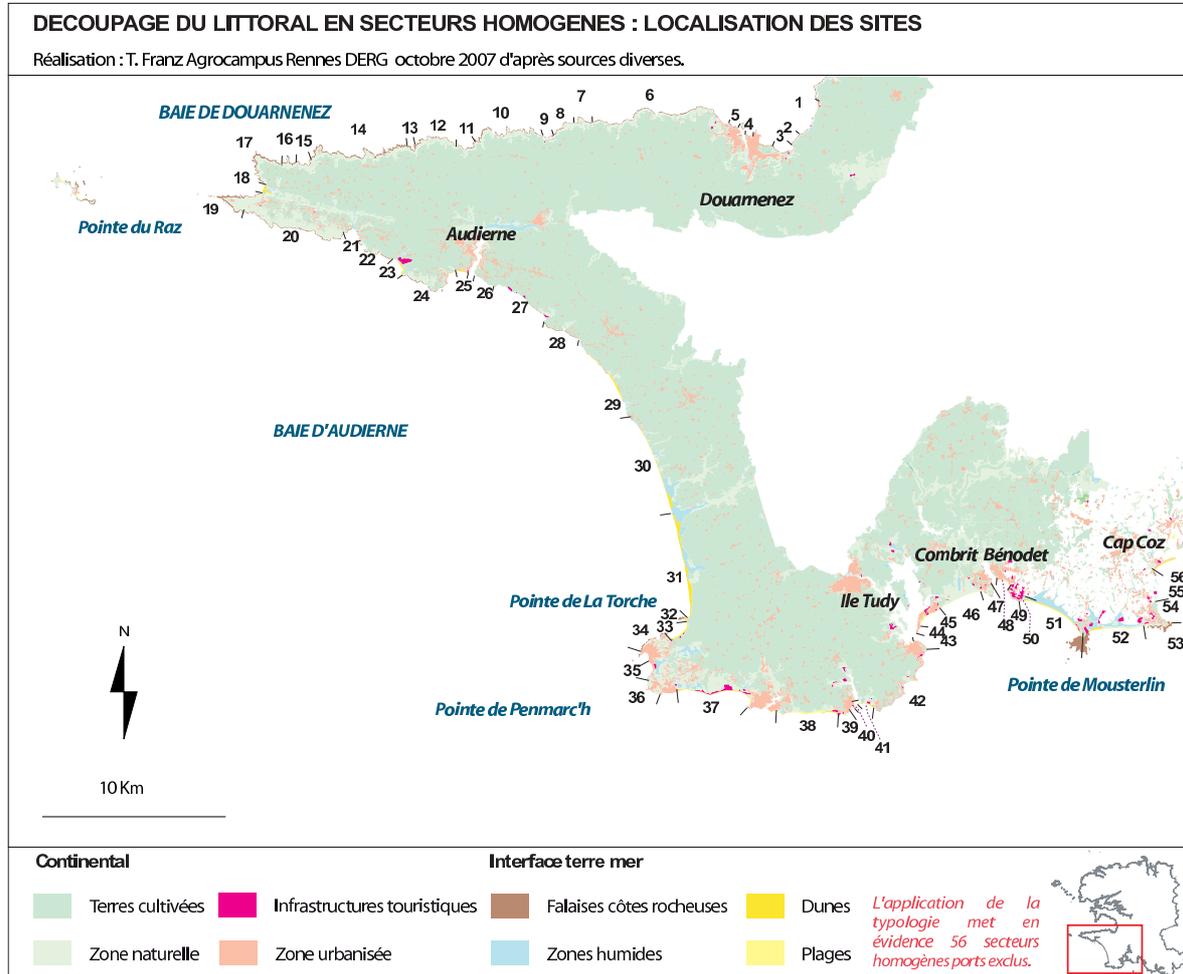
n° de site	Nom du site	Classement subjectif	Classement d'après photos
5	Plage st jean et Sables blancs	1	3
42	Plages de Polluen, Lodonsec-Ezer	2	22
19	Pointe du Raz	3	31
27	Plages de Gwendrez, Kersiny, Mes- perleuc	4	18
25	Plage de Ste Evette, Trescader, Ca- pucins	5	8
32	Pointe de la Torche	6	32
33	Plage de Pors Carn	7	16
18	Baie des trépassés	8	10
31	Plages de Treguenec et Tronoen	9	19
38	Plages de Leuhan, Squividan et Ker- soux	10	20
9	Pors Peron	11	9
48	Plage du Trez	12	2
52	Plages de Cleut Rout, Kerambigorn	13	21
30	Plages de Pen Hors et Ru Vein	14	26
56	Cap Coz	15	6
7	Pointe du Millier	16	35
14	Pointe de pen Harn et Brézellec	17	37
17	Pointe du van	18	34
50	Le Letty	19	5
51	Plages de Kerler, Gd Large et Mous- terlin	20	15
54	Plages des Oiseaux et beg Meil	21	25
1	Plage de Kervel	22	n.d*
3	Plage du Ris	23	n.d*
4	Plage de Porscad et dames	24	7
6	Pointe de Leyde et jument	25	n.d*
10	Pointe de kastell Koz et Luguenez	26	36
11	Plage de Lesven	27	29

n° de site	Nom du site	Classement subjectif	Classement d'après photos
13	Reserve cap sizun	28	39
15	Plage de Theolen	29	17
16	Pointe de Castel Meur	30	40
21	Plage de Plogoff	31	23
23	Anse du Cabestan	32	12
26	Plage de St Julien	33	38
29	Plages de Gorred et Kerrest	34	27
35	Plage de la Joie	35	30
37	Plages du Steir et Grève blanche	36	14
41	Plages des sables blancs	37	11
45	Grande plage	38	1
46	Plages de Teven et Treustel Kermor Penmorvan	39	4
47	Plage de Pussou	40	33
49	Plage de la pointe St-Gilles	41	24
53	Plage des dunes	42	13
55	Plage de Kerveltrez	43	28

\* Données non disponibles

# C Annexes du chapitre 4

## C.1 Zone d'étude



## C.2 Corrélations

TAB. 5.10 – Corrélations des attributs des sites

<i>Rho de Spear-</i> <i>man</i>	Env. natu- rel	Env. urbain	Port	Accès dif- ficile	Congestion photo	Nb. cam- pings	Congestion échan- tillon	Distance parking	Restaurant
Env. naturel	<b>1,00</b>	-0,378	-0,35	-0,10	-0,22	-0,27	0,01	0,32	-0,06
Env. urbain	-0,378	<b>1,00</b>	0,14	0,04	0,41	0,11	0,23	0,09	0,22
Port	-0,35	0,14	<b>1,00</b>	0,29	-0,13	-0,06	-0,20	-0,08	-0,05
Accès difficile	-0,10	0,04	0,29	<b>1,00</b>	-0,09	-0,20	-0,22	0,01	-0,03
Congestion photo	-0,22	0,41	-0,13	-0,09	<b>1,00</b>	0,42	0,49	0,03	0,19
Nb. campings	-0,27	0,11	-0,06	-0,20	0,42	<b>1,00</b>	0,47	-0,15	-0,06
Congestion échantillon	0,01	0,23	-0,20	-0,22	0,49	0,47	<b>1,00</b>	0,10	0,43
Distance king	0,32	0,09	-0,08	0,01	0,03	-0,15	0,10	<b>1,00</b>	-0,11
Restaurant	-0,06	0,22	-0,05	-0,03	0,19	-0,06	0,43	-0,11	<b>1,00</b>

TAB. 5.11 – Corrélations entre les variables individuelles de l'échantillon touristes

<i>Rho de Spearman</i>	Rais. mer	Vac.	Plan.	Durée séj.	Bac+2	Etu./chôm.	Agri.	Artisan	Prof. Inter.	Cadres	Ouvrier	Employé	Nb. Foyer	Type baig.	Type rando	Rev. sup.
	<b>1</b>	0,04	0,15	-0,09	0,04	-0,03	0,01	0,06	0,09	0,06	0	-0,06	0,08	-0,04	0,06	0,02
	0,04	<b>1</b>	0,06	0,1	0,05	-0,04	0,02	0,06	0,04	0,12	0,04	-0,03	0,11	0,06	0	-0,04
	0,15	0,06	<b>1</b>	-0,05	0,07	0,02	-0,03	0,01	0,03	-0,01	0,01	0	0	-0,09	0,15	0,06
	-0,09	0,1	-0,05	<b>1</b>	0,03	-0,01	-0,07	-0,08	0,02	0,11	-0,01	-0,1	0,06	0,08	-0,14	0
	0,04	0,05	0,07	0,03	<b>1</b>	-0,04	-0,03	-0,09	0,24	0,44	-0,28	-0,17	-0,05	0,02	-0,06	0,05
	-0,03	-0,04	-0,04	-0,01	-0,04	<b>1</b>	-0,03	-0,07	-0,17	-0,26	-0,09	-0,19	0,02	0,07	-0,08	-0,05
	0,01	0,02	-0,03	-0,07	-0,03	<b>1</b>	<b>1</b>	-0,02	-0,04	-0,07	-0,02	-0,05	0,05	0,03	0,02	0,02
	0,06	0,06	0,01	-0,08	-0,09	-0,07	-0,02	<b>1</b>	-0,1	-0,16	-0,05	-0,12	0,02	-0,04	0,04	-0,04
	0,09	0,04	0,03	0,02	0,24	-0,17	-0,04	-0,1	<b>1</b>	0,4	-0,12	-0,27	-0,02	0,06	-0,09	0,3
	0,06	0,12	-0,01	0,11	0,44	-0,26	-0,07	-0,16	0,4	<b>1</b>	-0,19	-0,42	0,08	0,06	-0,05	0,11
	0	0,04	0,01	-0,01	-0,28	-0,09	-0,02	-0,05	-0,12	-0,19	<b>1</b>	-0,14	0,09	-0,07	0,06	0,06
	-0,06	-0,03	0	-0,1	-0,17	-0,19	-0,05	-0,12	-0,27	-0,42	-0,14	<b>1</b>	-0,01	-0,04	0,03	-0,09
	0,08	0,11	0	0,06	-0,05	0,02	0,05	0,02	-0,02	0,08	0,09	-0,01	<b>1</b>	0,06	-0,07	0
	-0,04	0,06	-0,09	0,08	0,02	0,07	0,03	-0,04	0,06	0,06	-0,07	-0,04	0,06	<b>1</b>	-0,45	-0,04
	0,06	0	0,15	-0,14	-0,06	-0,08	0,02	0,04	-0,09	-0,05	0,06	0,03	-0,07	-0,45	<b>1</b>	0
	0,02	-0,04	0,06	0	0,05	-0,05	0,02	-0,04	0,3	0,11	0,06	-0,09	0	-0,04	0	<b>1</b>

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

TAB. 5.12 – Corrélations entre les variables individuelles de l'échantillon résidents

<i>Rho de Spearman</i>	Vac.	Bac+2	Etu./chôm.	Agri.	Artisan	Prof. ter.	In-	Cadres	Ouvrier	Employé	Nb. Foyer	Type baig.	Type rando.	Rev. Sup.
Vac.	<b>1</b>	0,06	0,17	-0,03	0	0,07	0,16	0,05	0,04	0,27	0,17	-0,13	0,07	
Bac+2	0,06	<b>1</b>	-0,09	0,02	-0,02	0,26	0,44	-0,18	-0,07	0,04	0,09	0,02	0,06	
Etu./chôm.	0,17	-0,09	<b>1</b>	-0,04	-0,09	-0,16	-0,19	-0,12	-0,25	0,23	0,01	-0,03	-0,1	
Agri.	-0,03	0,02	-0,04	<b>1</b>	-0,02	-0,04	-0,04	-0,03	-0,06	0,03	0,06	0,01	-0,03	
Artisan	0	-0,02	-0,09	-0,02	<b>1</b>	-0,08	-0,09	-0,06	-0,12	0,07	-0,07	0,02	0,09	
Prof. ter.	0,07	0,26	-0,16	-0,04	-0,08	<b>1</b>	0,47	-0,11	-0,22	-0,05	0,08	-0,01	0,21	
Cadres	0,16	0,44	-0,19	-0,04	-0,09	0,47	<b>1</b>	-0,12	-0,26	0,13	0,07	0,02	0,15	
Ouvrier	0,05	-0,18	-0,12	-0,03	-0,06	-0,11	-0,12	<b>1</b>	-0,16	-0,03	0,07	-0,05	0,03	
Employé	0,04	-0,07	-0,25	-0,06	-0,12	-0,22	-0,26	-0,16	<b>1</b>	0,03	0	-0,05	-0,03	
Nb. Foyer	0,27	0,04	0,23	0,03	0,07	-0,05	0,13	-0,03	0,03	<b>1</b>	0,07	-0,09	0,08	
Type baig.	0,17	0,09	0,01	0,06	-0,07	0,08	0,07	0,07	0	0,07	<b>1</b>	-0,43	0,09	
Type rando.	-0,13	0,02	-0,03	0,01	0,02	-0,01	0,02	-0,05	-0,05	-0,09	-0,43	<b>1</b>	-0,08	
Rev. Sup.	0,07	0,06	-0,1	-0,03	0,09	0,21	0,15	0,03	-0,03	0,08	0,09	-0,08	<b>1</b>	

TAB. 5.13 – Corrélations variables individuelles des résidents

Rho de Spearman	Pluie	Week-end	Température supérieure à 20°C
Pluie	<b>1</b>	0,06	-0,29
Week-end	0,06	<b>1</b>	0
Température supérieure à 20°C	-0,29	0	<b>1</b>

### C.3 Récapitulatif des surplus par occasion de choix

TAB. 5.14 – Les différents surplus par occasion de choix

	Condition d'équilibre	Touristes	Résidents	
Congestion observée	Sans congestion	5,46€	7,24€	
	Non satisfaite	Congestion issue des photographies	5,88€	7,61€
		Congestion de l'échantillon	6,62€	8,92€
Congestion anticipée	Non satisfaite	Congestion linéaire sur site	5,56€	7,06€
		Congestion linéaire sur site	5,19€	7,10€
	Satisfaite	Congestion du parking	5,40€	7,14€
		Congestion sur les voies d'accès	5,05€	7,09€

## C.4 Récapitulatif des estimations

TAB. 5.15 – Coefficients estimés dans les différents modèles de l'échantillon touristes

<i>Coef. estimés</i>	Congestion observée			Congestion anticipée		
	Sans conges- tion	Congestion Photos	Congestion échantillon	pas à l'équilibre	Congestion parking	Congestion accès
<i>Choix de non participation</i>						
Constante	1,1915***	1,2117***	1,2296***	1,3409***	1,1898***	1,1792***
Raison mer	0,0883	0,0909	0,0924	0,0657	0,0879	0,0865
Planning	0,0425	0,0442	0,0462	0,0132	0,0423	0,0419
Durée de séjour	-0,4022***	-0,4054***	-0,4051***	-0,0105***	-0,4019***	-0,401***
Vacances	-0,2497*	-0,2541*	-0,2562*	-0,4308***	-0,2496*	-0,2507*
Bac+2	0,1237	0,1226	0,1212	0,1363*	0,1237	0,1223
Agriculteur	0,3251	0,3244	0,3203	0,3399	0,3244	0,3275
Artisan	0,5987***	0,5963***	0,5988***	0,5701***	0,5985***	0,6018***
Prof. intermédiaire	-0,0674	-0,0663	-0,0643	-0,073	-0,0675	-0,069
Cadres	-0,008005	-0,0136	-0,0159	-0,078	-0,007867	-0,00816
Ouvrier	0,1657	0,1657	0,1689	0,1042	0,1651	0,167
Employé	0,376***	0,372***	0,3738***	0,316***	0,3762***	0,3804***
Étudiant ou chômeur	0,1827	0,1844	0,1858	0,1373	0,1824	0,1854
Nb. personnes dans le foyer	0,0715**	0,0762	0,0716***	0,0631***	0,0718***	0,0721***
Pluie	0,3579***	0,3569***	0,3476***	0,3678***	0,3579***	0,359***
Type baignade	-0,7894***	-0,791***	-0,7888***	-0,7758***	-0,7895***	-0,7897***
Type randonnée	-0,2548***	-0,2553***	-0,2603***	-0,247***	-0,2551***	-0,2553***
Week-end	-0,2563***	-0,2535***	-0,2423***	-0,256***	-0,2565***	-0,2577***
Température sup. à 20°C	-0,001145	-0,000832	-0,001384	-0,005059	-0,001146	-0,001139
Revenus élevés	-0,1586	-0,1585	-0,1545	-0,1792	-0,1584	-0,1593
Valeur inclusive nogo	1	1	1	1	1	1
Valeur inclusive choix de sites	0,0545***	0,0577***	0,0695***	0,0565***	0,0546***	0,0541***

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

TAB. 5.1.15- Coefficients estimés dans les différents modèles de l'échantillon touristes (*Suite*)

<i>Coef. estimés</i>	Congestion observée			Congestion anticipée			
	Sans conges- tion	Congestion Photos	Congestion échantillon	pas à l'équilibre Congestion linéaire	Congestion linéaire	Congestion parking	Congestion accès
<i>Choix de site</i>							
Coût de transport	-0,3588***	-0,3628***	-0,346***	-0,3621***	-0,3625***	-0,3592***	-0,3624***
Qualité basse x famille	-1,999***	-1,9322***	-1,9303***	-2,0248***	-2,0195***	-2,0038***	-2,0137***
Congestion		0,4406***	0,7583***	-0,1853***	-0,2134***	-0,1485***	-0,2493***
Distance au parking	0,003689***	0,003766***	0,004153***	0,003655***	0,003647***	0,003659***	0,003693***
Distance au parking x plage	-0,007536***	-0,0109***	-0,00588***	-0,007498***	-0,00751***	-0,007634***	-0,00765***
Nombre de campings	0,1796***	0,1166***	0,183***	0,173***	0,1723***	0,1733***	0,1639***
Port	-1,1181***	-0,785***	-0,6641***	-1,1462***	-1,1552***	-1,1184***	-1,1231***
Environnement urbain	-0,0155	-0,2552***	-0,9644***	0,0977	0,11093	0,003256	0,015
Restaurant	0,4781***	0,5588***	-0,1113*	0,5498***	0,5583***	0,4558***	0,5245***
Environnement naturel	-0,5266***	-0,5576***	-0,4415***	-0,5495***	-0,555***	-0,4973***	-0,5595***
Accès difficile	-0,3235***	0,0112	-0,4946***	-0,3735***	-0,3777***	-0,3405***	-0,3971***
Jeux x famille	-0,7413***	-0,4227***	-0,2036*	-0,8865***	-0,8996***	-0,7564***	-0,8481***
$\rho^2$	0,23	0,2437	0,2336	0,2364	0,2342	0,2342	0,2368
$\rho_c^2$	0,14						
Nombre d'observations	4534	4534	4534	4534	4534	4534	4534
Moyenne surplus individuel par occasion de choix	5,46 €	5,88 €	6,62 €	5,56 €	5,19 €	5,40 €	5,04 €

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

TAB. 5.16 – Coefficients estimés dans les différents modèles de l'échantillon résidents

<i>Coef. estimés</i>	Congestion observée			Congestion anticipée		
	Sans conges- tion	Congestion Photos	Congestion échantillon	pas à l'équilibre	A l'équilibre	Congestion accès
<i>Choix de non participation</i>						
Constante	1,8777***	1,9203***	1,9372***	1,8621***	1,8677***	1,8608***
Vacances	-0,5856***	-0,5846***	-0,5794***	-0,5855***	-0,5852***	-0,5735***
Bac+2	-0,219**	-0,2232**	-0,2243**	-0,219***	-0,2188**	-0,1963***
Agriculteur	0,1926	0,1931	0,1696	0,1918	0,1923	0,1561
Artisan	0,2063	0,2085	0,2364	0,206	0,2067	0,171
Prof, intermédiaire	0,0802	0,0835	0,0919	0,0787	0,0793	0,1003
Cadres	0,1001	0,1017	0,1089	0,0994	0,0997	0,0995
Ouvrier	-0,0928	-0,0944	-0,0908	-0,0941	-0,0938	-0,1168
Employé	0,593***	0,5902***	0,5922***	0,5923***	0,5928***	0,5621***
Étudiant ou chômeur	0,7806***	0,7761***	0,7641***	0,7807***	0,7809***	0,7449***
Nombre de personnes dans le foyer	0,1175***	0,1188***	0,1249***	0,1181***	0,1181***	0,1243***
Pluie	0,2613***	0,2616**	0,2302**	0,2632***	0,2613**	0,2613**
Type baignade	-1,1153***	-1,1158***	-1,1122***	-1,1162***	-1,1159***	-1,1152***
Type randonnée	-1,0961***	-1,0973***	-1,097***	-1,096***	-1,0958***	-1,0926***
Week-end	-0,3559***	-0,3557***	-0,3236***	-0,3569***	-0,356***	-0,3571***
Température sup, à 20°C	-0,0771	-0,0771	-0,0776	-0,0774	-0,0771	-0,0772
Revenus élevés	0,0425	0,0431	-0,0312	0,0425	0,0426	0,0556
Valeur inclusive nogo	1	1	1	1	1	1
Valeur inclusive choix de sites	0,1463***	0,1446***	0,1621***	0,1459***	0,1463***	0,1465***

\*\*\*, \*\*, \* identifient des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

TAB. 5.16- Coefficients estimés dans les différents modèles de l'échantillon résidents (*Suite*)

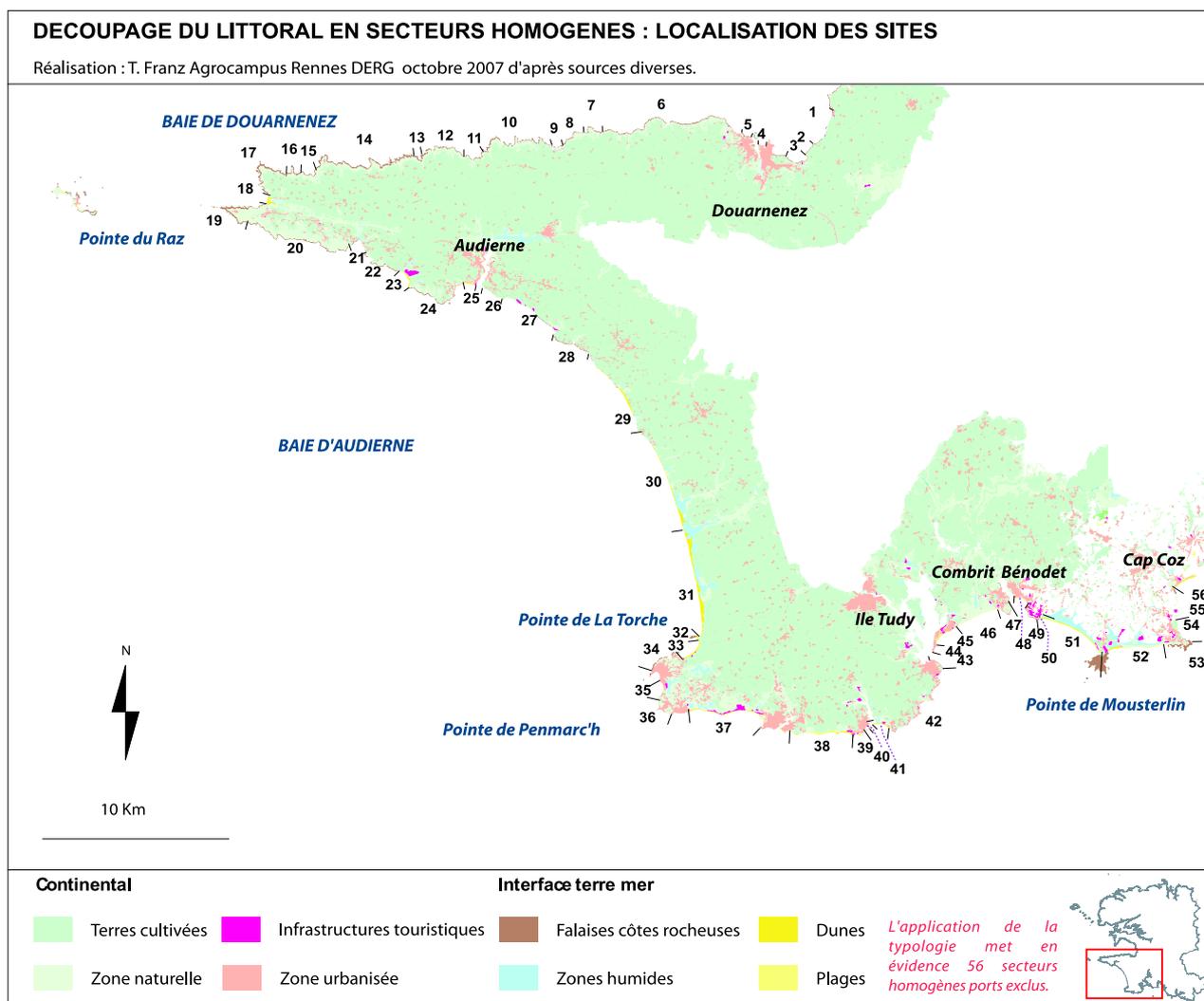
<i>Coef. estimés</i>	Congestion observée			Congestion anticipée		
	Sans conges- tion	Congestion Photos	Congestion échantillon	pas à l'équilibre Congestion linéaire	Congestion parking	Congestion accès
<i>Choix de site</i>						
Coût de transport	-0,3271***	-0,3337***	-0,3232***	-0,3304***	-0,3298***	-0,3306***
Qualité basse x famille	-3,0051***	-2,9639***	-2,9841***	-3,0113***	-3,0099***	-3,0133***
Congestion		0,475***	0,7886***	-0,0754***	-0,1781***	-0,0866***
Distance au parking	0,001163***	0,001404***	0,001171***	0,001124***	0,001074***	0,001139***
Distance au parking x plage	-0,003533***	-0,00738***	-0,002389**	-0,00362***	-0,003707***	-0,003668***
Nombre de campings	0,1502***	0,0848***	0,148***	0,1422***	0,1387***	0,1385***
Port	-0,659***	-0,2244	-0,1565	-0,6723***	-0,6645***	-0,6578***
Environnement urbain	-0,1569	-0,4604***	-1,271***	-0,094	-0,1199	-0,1259
Restaurant	0,6914***	0,7478***	0,2468***	0,6887***	0,6497***	0,6758***
Environnement naturel	-0,1426*	-0,1226	0,0213	-0,1276	-0,0908	-0,126
Accès difficile	-0,4797***	-0,1518	-0,7894***	-0,5121***	-0,5031***	-0,5225***
Jeux x famille	-0,4464**	-0,0607	0,1677	-0,4967***	-0,4727***	-0,4885***
Pseudo R <sup>2</sup>	0,2724	0,2838	0,3063	0,2733	0,2735	0,2735
Moyenne surplus indivi- duel par occasion de choix	0,1743	0,1872	0,2128	7,10€	7,14€	7,09€

\*\*\*, \*\*, \* identifieur des variables significatives aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

# D Annexes du chapitre 5

## D.1 Zone d'étude

### Carte de la zone d'étude



## Nom des sites

n° de site	Nom du site	Commune
1	Plage de Kervel	Douarnenez
3	Plage du Ris	Douarnenez
4	Plage de Porscad et Dames	Douarnenez
5	Plage St Jean et Sables Blancs	Douarnenez
6	Pointe de Leyde et Jument	Poullan
7	Pointe du Millier	Poullan
9	Pors Peron	Beuzec Cap Sizun
10	Pointes de Kastell Koz et Luguenez	Beuzec Cap Sizun
11	Plage de Lesven	Goulien
13	Réserve Cap Sizun	Goulien
14	Pointes de Pen Harn et Brézellec	Cleden Cap Sizun
15	Plage de Theolen	Cleden Cap Sizun
16	Pointe de Castel Meur	Cleden Cap Sizun
17	Pointe du Van	Cleden Cap Sizun
18	Baie des Trépassés	Cleden Cap Sizun
19	Pointe du Raz	Cleden Cap Sizun
21	Plage de Plogoff	Plogoff
23	Anse du Cabestan	Esquibien
25	Plage de Ste Evette, Trescadec, Capucins	Audierne
26	Plage de St Julien	Audierne
27	Plages de Gwendrez, Kersiny, Mesperleuc	Plouhinec
29	Plages de Gorred et Kerrest	Pouldreuzic
30	Plages de Pen Hors et Ru Vein	Pouldreuzic
31	Plages de Treguennec et Tronoen	St Jean Trolimon
32	Pointe de La Torche	Penmarc'h
33	Plage de Pors Carn	Penmarc'h
35	Plage de la Joie	Penmarc'h
37	Plages du Steir et Grève Blanche	Penmarc'h
38	Plages de Leuhan, Squividan et Kersaux	Lechiagat
41	Plages des Sables Blancs	Le Guilvinec
42	Plages de Polluen, Lodonsec-Ezer	Loctudy
45	Grande Plage	Loctudy
46	Plages de Teven et Treustel Kermor Penmorvan	Ile Tudy
47	Plage de Pussou	Combrit Ste Marine
48	Plage du Trez	Benodet
49	Plage de la Pointe St-Gilles	Benodet
50	Le Letty	Benodet
51	Plages de Kerler, Gd Large Et Moustierlin	Moustierlin
52	Plages de Cleut Rout, Kerambigorn	Moustierlin
53	Plage des Dunes	Fouesnant
54	Plages des Oiseaux et Beg Meil	Fouesnant
55	Plage de Kerveltrez	Fouesnant
56	Cap Coz	Fouesnant

## D.2 Variations des surplus dans les modèles estimés avec et sans variable de congestion, suite à des augmentations successives de la taxe uniforme

Touristes				
Montant de la taxe	Surplus		Perte de surplus par rapport à la situation sans taxe	
	Avec congestion	Sans congestion	Avec congestion	Sans congestion
- €	5,19 €	5,46 €		
1,00 €	4,85 €	5,08 €	-6,6%	-7,0%
1,50 €	4,70 €	4,91 €	-9,4%	-10,1%
2,00 €	4,65 €	4,76 €	-10,4%	-12,8%
2,50 €	4,52 €	4,62 €	-12,9%	-15,4%
3,00 €	4,41 €	4,50 €	-15,0%	-17,6%
3,50 €	4,27 €	4,39 €	-17,7%	-19,6%
4,00 €	4,20 €	4,29 €	-19,1%	-21,4%

Résidents				
Montant de la taxe	Surplus		Perte de surplus par rapport à la situation sans taxe	
	Avec congestion	Sans congestion	Avec congestion	Sans congestion
- €	7,10 €	7,24 €		
1,00 €	6,91 €	7,00 €	-2,7%	-3,3%
1,50 €	6,83 €	6,91 €	-3,8%	-4,6%
2,00 €	6,74 €	6,82 €	-5,1%	-5,8%
2,50 €	6,65 €	6,75 €	-6,3%	-6,8%
3,00 €	6,59 €	6,68 €	-7,2%	-7,7%
3,50 €	6,55 €	6,62 €	-7,7%	-8,6%
4,00 €	6,50 €	6,57 €	-8,5%	-9,3%

### D.3 Impact d'une taxe de 2 euros sur la congestion

N° de site	Nom de site	Baisses	Classement	Baisses de
		de congestion	Sites les plus congestionnés	congestion
48	Plage du Trez	-11,2%	1	43
50	Le Letty	-16,1%	2	16
5	Plage des Sables blancs	-15,8%	3	20
32	Pointe de la Torche	-13,1%	4	38
56	Cap Coz	-16,2%	5	15
35	Plage de la Joie	-14,1%	6	33
25	Plages d'audierne	-14,0%	7	34
45	Grande plage	-13,0%	8	39
1	Plage de Kervel	-20,2%	9	3
41	Plage des Sables blancs	-15,0%	10	27
3	Plage du Ris	-15,8%	11	21
53	Plage des dunes	-14,7%	12	29
9	Pors Peron	-16,6%	13	10
52	Plages de Cleut Rout-Kerambigorn	-15,5%	14	25
49	Plage de la pointe St Gilles	-14,9%	15	28
21	Plage de Plogoff	-15,9%	16	19
4	Plage de Porscad-Dames	-19,0%	17	4
33	Plage de Pors Carn	-17,8%	18	6
54	Plages de Beg Meil	-20,4%	19	2
19	Pointe du Raz	-12,7%	20	41
55	Plage de Kerveltrez	-21,5%	21	1
27	Plages de Plouhinec	-12,3%	22	42
15	Plage de Theolen	-15,6%	23	24
11	Plage de Lesven	-14,6%	24	30
7	Pointe du Millier	-16,7%	25	9
38	Plages de Leuhan-Squividan	-13,5%	26	37
26	Plage de St Julien	-15,3%	27	26
46	Plages de Teven	-15,6%	28	23
37	Plages du Steir-Grève blanche	-14,6%	29	32
42	Plages de Polluen-Lodonnec-Ezer	-13,9%	30	35
51	Plages de Kerler-Gd Large	-16,3%	31	14
47	Plage de Pussou	-17,5%	32	8
13	Reserve Cap Sizun	-17,7%	33	7
30	Plages de Pen Hors-Ru Vein	-16,3%	34	13
23	Anse du Cabestan	-16,4%	35	12
18	Baie des trépassés	-16,1%	36	17
29	Plages de Gorred-Kerrest	-13,5%	37	36
31	Plages de Treguennec-Tronoen	-15,7%	38	22
6	Pointe de Leyde-Jument	-18,5%	39	5
16	Pointe de Castel Meur	-16,0%	40	18
10	Pointe de Kastell Koz-Luguenez	-14,6%	41	31
17	Pointe du Van	-16,5%	42	11
14	Pointe de Pen Harn-Brézellec	-12,8%	43	40

# Liste des tableaux

1.1	Application avec congestion des modèles de demande continue . . . . .	29
1.2	Analyses empiriques traitant de la congestion dans des modèles de choix discret	50
2.1	Récapitulatif des niveaux des probabilités . . . . .	66
2.2	Attributs des sites choisis . . . . .	73
2.3	Équilibre et Optimum . . . . .	75
2.4	Impacts de variations de qualité . . . . .	76
3.1	Corrélation entre les quatre indicateurs météorologiques . . . . .	95
3.2	Profil majoritaire des touristes et des résidents . . . . .	99
3.3	Comportement de visite . . . . .	101
3.4	Comportement de visite majoritaire . . . . .	102
3.5	Participation à des visites récréatives littorales . . . . .	103
3.6	Fréquentation perçue et anticipée . . . . .	106
3.7	Classements subjectif et objectif des sites les plus congestionnés par mètre de linéaire de côtes . . . . .	108
4.1	Description des caractéristiques individuelles . . . . .	120
4.2	Description des attributs des occasions de choix et des sites . . . . .	121
4.3	Résultats du modèle estimé sans variable de congestion . . . . .	126
4.4	Résultats du modèle estimé avec la congestion issue du survol aérien . . . . .	129
4.5	Résultats du modèle estimé avec la congestion de l'échantillon . . . . .	134
4.6	Résultats du modèle utilisant une mesure de congestion anticipée sans conver- gence vers l'équilibre . . . . .	138

4.7	Résultats du modèle estimé avec la congestion sur site à l'équilibre . . . . .	143
4.8	Résultats du modèle congestion au parking à l'équilibre . . . . .	146
4.9	Résultats du modèle congestion sur les voies d'accès à l'équilibre . . . . .	148
5.1	Evolution des probabilités de participer et des probabilités conditionnelles de visiter la pointe du Raz suite à des variations de prix de parking . . . . .	156
5.2	Variations des surplus moyens par occasion de choix suite à des augmentations de la taxe . . . . .	158
5.3	Différence entre les surplus moyen par occasion de choix calculés avec les modèles estimés avec et sans congestion . . . . .	166
5.4	Impact de la politique mixte sur les surplus par occasion de choix . . . . .	173
5.5	Impact de la politique mixte sur le bien-être global . . . . .	174
5.6	Nombre de séjours en Bretagne . . . . .	217
5.7	Caractéristiques socio-économiques des enquêtés . . . . .	218
5.8	Taux de participation en fonction des caractéristiques socio-économiques . . . . .	219
5.9	Classement des sites en fonction de la fréquentation subjective et objective . . . . .	220
5.10	Corrélations des attributs des sites . . . . .	223
5.11	Corrélations entre les variables individuelles de l'échantillon touristes . . . . .	224
5.12	Corrélations entre les variables individuelles de l'échantillon résidents . . . . .	225
5.13	Corrélations variables individuelles des résidents . . . . .	225
5.14	Les différents surplus par occasion de choix . . . . .	226
5.15	Coefficients estimés dans les différents modèles de l'échantillon touristes . . . . .	227
5.16	Coefficients estimés dans les différents modèles de l'échantillon résidents . . . . .	229

# Table des figures

1	Le littoral comme générateur de services (d'après Point, 1999) . . . . .	7
1.1	Fonctions de demande à congestion constante pour un site . . . . .	24
1.2	Surplus collectif en fonction de la fréquentation . . . . .	25
1.3	Exemple de structure d'un modèle nested . . . . .	32
1.4	Structure d'un modèle répété . . . . .	34
2.1	Architecture du modèle . . . . .	58
2.2	Illustration graphique du calcul de l'équilibre . . . . .	74
3.1	Zone d'étude . . . . .	83
3.2	Répartition des lits touristiques . . . . .	84
3.3	La fréquentation touristique en 2005 (en nombre de nuitées) . . . . .	86
3.4	Moyenne des températures et pluviométrie observées pendant la période d'enquête . . . . .	87
3.5	Vue aérienne de la plage d'Audierne, <i>Leplat, 2007</i> . . . . .	91
3.6	Répartition de la fréquentation d'après le survol aérien du 4 août . . . . .	92
3.7	Sites de la zone d'étude . . . . .	93
3.8	Nombre de parkings par site . . . . .	94
3.9	Distance au parking et taille des parkings . . . . .	94
3.10	Comparaison par âge des résidents . . . . .	96
3.11	Comparaison par catégorie socio-professionnelle . . . . .	97
3.12	Durée et coût de séjour des touristes . . . . .	99

3.13	Coût de déplacement supporté pour se rendre sur un site récréatif littoral (en euros) . . . . .	100
3.14	Répartition des activités par date . . . . .	102
3.15	Index météorologique et taux de participation . . . . .	104
3.16	Points positifs et négatifs des sites visités . . . . .	105
3.17	Part des résidents et des touristes dans la fréquentation déclarée aux sites . .	107
3.18	Fréquentation observée en fonction du type de côte . . . . .	109
3.19	Fréquentation observée en fonction de l'environnement . . . . .	110
3.20	Fréquentation observée en fonction du nombre de campings . . . . .	111
4.1	Structure du modèle . . . . .	117
4.2	Type de sites visités par date . . . . .	131
4.3	taille des parkings de la zone d'étude . . . . .	144
4.4	Histogramme des nombre d'accès aux sites . . . . .	147
5.1	Procédure de simulation . . . . .	153
5.2	Impact sur le surplus moyen par occasion de choix de la variation du ticket de parking à la pointe du Raz . . . . .	157
5.3	Variation des probabilités de visite conditionnelles suite à l'augmentation de la taxe . . . . .	159
5.4	Type de sites visités par les visiteurs de la pointe du Raz . . . . .	160
5.5	Variation de la congestion à la pointe du Raz en fonction du montant de la taxe	161
5.6	Evolution du surplus issu de la visite au site avec et sans la taxe, toutes populations confondues, suite à la variation de prix du parking . . . . .	162
5.7	Evolution de la recette de la taxe à la pointe du Raz, suite à la variation du prix du parking . . . . .	163
5.8	Variation des surplus par occasion de choix des deux catégories de population confondues suite à des variations de la taxe uniforme . . . . .	164
5.9	Variation du surplus par occasion de choix taxe comprise des deux catégories de population confondues suite à des variations de la taxe uniforme . . . . .	164

5.10	Variation de la recette de la taxe uniforme suite à des hausses de son niveau	165
5.11	Baisses des surplus moyens par occasion taxe comprise avec et sans congestion	167
5.12	Evolution de la participation suite à l'instauration d'une taxe uniforme . . .	167
5.13	Baisse de congestion suite à l'instauration de la taxe uniforme de 2 euros . . .	168
5.14	Variation de la congestion suite à la politique mixte . . . . .	171
5.15	Origine des touristes . . . . .	216
5.16	Leur hébergement . . . . .	217
5.17	Leurs principales motivations pour venir en Bretagne . . . . .	217

# Table des matières

<b>Introduction générale</b>	<b>7</b>
<b>1 Le traitement de la congestion dans la méthode des coûts de déplacement</b>	<b>18</b>
Introduction . . . . .	18
1.1 La congestion dans les modèles de demande continue . . . . .	22
1.1.1 Prise en compte de l'endogénéité économique : cadre de Fisher et Krutilla (1972) . . . . .	23
1.1.2 Analyses empiriques . . . . .	27
1.2 La congestion dans les modèles de choix discrets . . . . .	30
1.2.1 Les principaux modèles de choix discrets . . . . .	31
1.2.2 La congestion : résultat d'un équilibre de Nash . . . . .	34
1.2.3 L'estimation de la congestion d'équilibre dans les modèles de choix . . . . .	36
1.2.4 Analyse empiriques utilisant des modèles de choix . . . . .	45
1.3 Conclusion . . . . .	52
<b>2 Faut-il réguler l'encombrement des sites récréatifs? Un modèle de choix discrets avec participation</b>	<b>54</b>
Introduction . . . . .	54
2.1 Les hypothèses du modèle théorique . . . . .	57
2.1.1 Le modèle de choix discrets répétés . . . . .	57
2.1.2 Externalité de congestion . . . . .	60
2.1.3 Définition du bien-être . . . . .	61

2.1.4	Hypothèses simplificatrices . . . . .	63
2.2	L'équilibre de Nash . . . . .	64
2.3	L'optimum . . . . .	65
2.4	Gestion de l'encombrement . . . . .	67
2.4.1	Taxes optimales . . . . .	68
2.4.2	Effet de la qualité . . . . .	69
2.5	Une illustration simplifiée . . . . .	71
2.5.1	Le choix des rivières par les pêcheurs de saumon . . . . .	71
2.5.2	Équilibre et optimum . . . . .	73
2.5.3	Instruments de gestion . . . . .	75
	Conclusion . . . . .	77
<b>3</b>	<b>La fréquentation récréative du littoral de Cornouaille</b>	<b>80</b>
	Introduction . . . . .	80
3.1	Présentation de l'étude . . . . .	81
3.1.1	Zone d'enquête . . . . .	81
3.1.2	Protocole d'enquête . . . . .	84
3.1.3	Construction du questionnaire . . . . .	87
3.1.4	Calcul des coûts . . . . .	88
3.2	Les données recueillies en amont de l'enquête . . . . .	90
3.2.1	Description des sites . . . . .	90
3.2.2	Données météorologiques . . . . .	95
3.3	Caractéristiques individuelles des personnes interrogées et pratiques récréatives	96
3.3.1	Représentativité de l'échantillon . . . . .	96
3.3.2	Le portrait des touristes et des résidents . . . . .	98
3.3.3	Pratiques récréatives . . . . .	100
3.4	Participation et choix des sites . . . . .	103
3.4.1	Analyse de la participation . . . . .	103
3.4.2	Mieux comprendre la fréquentation . . . . .	104

Conclusion . . . . .	112
<b>4 Effets de la congestion sur la participation et le choix de sites récréatifs : application au littoral de Cornouaille</b>	<b>114</b>
Introduction . . . . .	114
4.1 Le modèle de choix discrets répétés . . . . .	117
4.2 Les données . . . . .	118
4.3 Estimation sans prise en compte de la congestion . . . . .	121
4.4 Estimations utilisant des mesures de congestion observée comme variables ex- plicatives du choix de site . . . . .	127
4.4.1 Congestion issue du survol aérien . . . . .	127
4.4.2 Congestion de l'échantillon . . . . .	131
4.5 Estimations utilisant un indicateur de congestion anticipée . . . . .	135
4.5.1 Utilisation de "la part de marché" d'un site, estimée grâce aux variables exogènes comme indicateur de congestion anticipée . . . . .	135
4.5.2 La recherche de l'équilibre . . . . .	139
4.6 Estimations avec d'autres indicateurs de congestion, calculés à l'équilibre . . . . .	144
4.6.1 Congestion au parking . . . . .	144
4.6.2 Congestion sur les voies d'accès . . . . .	147
Conclusion . . . . .	149
<b>5 Simulations de mesure de régulation de l'accès aux sites récréatifs</b>	<b>151</b>
Introduction . . . . .	151
5.1 Procédure . . . . .	152
5.2 Taxe à un seul site : la pointe du Raz . . . . .	155
5.2.1 Quel impact sur le bien-être ? . . . . .	156
5.2.2 Mise en évidence des sites substitués . . . . .	159
5.2.3 Focus sur le site de la pointe du Raz . . . . .	160
5.3 Taxation de l'ensemble des sites : vers la taxe "optimale" . . . . .	163
5.3.1 Recherche de la taxe optimale . . . . .	163

5.3.2	Impact sur la participation et la congestion d'une taxe de 2 euros . . .	167
5.4	Politique mixte : combinaison de la taxe et de l'éloignement de parkings . . .	169
5.4.1	Variations de congestion . . . . .	170
5.4.2	Impact sur le bien-être et redistribution . . . . .	173
	Conclusion . . . . .	175
	<b>Bibliographie</b>	<b>184</b>
	<b>Liste des annexes</b>	<b>196</b>
	<b>Liste des tableaux</b>	<b>236</b>
	<b>Liste des figures</b>	<b>239</b>

## **La congestion des sites récréatifs : modélisation économique des choix et application au littoral**

Résumé : En France, les sites récréatifs sont généralement en accès libre, ce qui explique qu'ils soient souvent encombrés, notamment quand ils sont attractifs et proches des zones peuplées. La théorie prévoit alors que l'équilibre de fréquentation est non optimal en raison d'un effet externe d'encombrement. Or, la plupart des modèles qui expliquent le comportement récréatif, omettent la congestion ou l'introduisent comme une variable explicative exogène alors qu'elle est à la fois un facteur et le résultat de la demande. Elle est donc issue d'un équilibre de Nash. Notre modèle théorique formalise la différence entre la fréquentation optimale et celle d'équilibre dans un modèle de choix discrets répétés à deux sites, ce qui n'avait été fait jusqu'alors que dans les modèles de demande continue. Ce modèle de choix permet de décomposer l'effet externe de congestion en un premier effet de "répartition" des visites et un second de "participation", qui appelle une internalisation par deux taxes optimales pour réconcilier l'équilibre et l'optimum de fréquentation. Pour appliquer ce cadre théorique, une enquête sur la fréquentation de 43 sites récréatifs littoraux de Cornouaille a été réalisée. 1079 résidents et touristes ont été interrogés à la sortie de supermarchés de Cornouaille. Des modèles de choix discret répétés ont été estimés pour expliquer la participation et le choix de sites récréatifs. Lorsque ces estimations sont conduites à l'équilibre de Nash, la congestion diminue l'utilité de la visite à un site. Finalement, on a simulé l'impact de différentes modalités de tarification des sites sur la participation à des visites récréatives, sur la répartition de ces visites et sur le bien-être collectif. Seule la tarification simultanée d'un nombre suffisant de sites permet d'augmenter le bien-être collectif en diminuant la participation.

Mots-clés : méthode des coûts de déplacement, modèles de choix discret, équilibre de Nash, optimum, demande récréative, littoral.

---

## **Crowding in recreation sites : economic modelling of choices and application to coastal areas**

Abstract : In France, in coastal areas, open-access is the rule. As these zones are very attractive, we expect to observe "tragedy of the commons" where the sites are over-crowded. Although, most of studies omit this variable or introduce it as exogenous. Congestion is determined in equilibrium by the process of individuals choosing across sites. So, it is the result of a Nash equilibrium. We then decide to work exclusively at this equilibrium in our theoretical framework as in our estimations, or in our simulations. First, we develop a theoretical framework to derive visitation equilibrium and visitation optimum in a two sites random utility model with participation. Previously, it had only be done with continuous demand models. We find that congestion leads to two external effect : a first effect of "repartition" and a second of "participation". Underlining these external effects allows us to propose optimal taxes to internalise them and reconcile equilibrium and optimum. Then, we apply our framework on survey data. An iterative process has been developed to estimate two repeated random utility models : one for tourists and one for residents, at the Nash equilibrium of congestion. Finally, we simulate three kinds of measures of regulation. We conclude that a generalized measure of regulation is necessary to internalise the two external effects due to congestion. This thesis should bring elements to improve recreation sites management by simulating measures of regulation.

Keywords : travel costs method, random utility models, Nash equilibrium, optimum, recreation demand, coastal areas.