AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

La valeur récréative de la forêt en France : une approche par les coûts de déplacement

Serge GARCIA, Julien JACOB***

* **Auteur correspondant :** INRA, UMR 356 Laboratoire d'économie forestière et Agroparistech, ENGREF, LEF, 14, rue Girardet, CS 14216, 54042 Nancy, France
e-mail : garcia@nancy-engref.inra.fr

** BETA, UMR 7522 CNRS/Université de Strasbourg/Nancy-Université

Résumé – Au sein du patrimoine écologique d'un pays, la forêt est un élément important et son caractère multifonctionnel explique sa grande valeur. Cette étude a pour objet d'attribuer une valeur monétaire à une fonction de la forêt qui occupe une place croissante dans nos sociétés urbaines : la récréation. Nous utilisons l'approche individuelle de la méthode des coûts de déplacement (MCD) à partir d'une enquête réalisée auprès de 4 500 ménages répartis sur l'ensemble du territoire français et interrogés par téléphone en 2001. Ce type d'enquête et les modèles de comptage *zero-inflated* utilisés dans l'analyse économétrique permettent de prendre en compte les ménages qui n'ont pas d'activités récréatives en forêt. Pour refléter l'hétérogénéité des forêts en France, l'échantillon est segmenté en neuf inter-régions formant des ensembles forestiers cohérents. Les surplus individuels par visite sont calculés pour chacune de ces régions, montrant ainsi les variations de la valeur récréative des forêts en France (de 0 à 47 €).

Mots-clés : enquête nationale, forêt, valeur récréative, méthode des coûts de déplacement, modèles de comptage *zero-inflated*

The recreative use value of French forests: An approach by the travel-cost method

Summary *– The forest is an important element in most countries and its multifunctional character explains its great value. This study aims at giving a monetary value to one of these functions that occupies a special place in our urban societies: the recreative use. We use the individual approach of the travel-cost method (TCM) from a survey made up of more than 4,500 households surveyed by phone on the whole of the French territory in 2001. This type of survey and the zero-inflated count data models used in the econometric analysis make it possible to take into account the non-forest visitors. To reflect the heterogeneity of forests in France, the sample is segmented into nine inter-regions forming coherent forest sets. Individual surplus per visit are calculated for each region, showing variations in the recreational value of forests in France (from 0 to 47 €).*

Keywords*: national survey, forest, recreative value, travel-cost method, zero-inflated count data models*

Descripteurs JEL : C25, Q26, Q51

Les auteurs remercient les deux rapporteurs anonymes et l'éditeur en chef pour leurs commentaires et suggestions qui ont permis d'améliorer significativement cet article. Les auteurs sont également reconnaissants à Claire Montagné pour sa lecture attentive et ses commentaires, ainsi qu'à Alexandra Niedzwiedz.

1. Introduction

Aujourd'hui, la comptabilité nationale s'efforce de prendre en compte au mieux la contribution de l'environnement et des actifs naturels dans l'économie nationale dans un cadre général intégré. La comptabilité publique « verte » a pour objectif d'intégrer la valeur du patrimoine écologique afin de mieux guider les choix politiques des décideurs publics et de permettre une meilleure évaluation des indemnisations à distribuer en cas de sinistres (notamment de catastrophes naturelles ou écologiques). Pour la forêt, il existe des mesures simples de la valeur des services marchands : recettes des récoltes de bois, mais aussi nombre d'emplois, chiffre d'affaires et valeur ajoutée, générés par l'ensemble de la filière bois. Les services non-marchands (par exemple, la biodiversité) pour lesquels il n'existe pas de marché peuvent être évalués par des méthodes indirectes comme les coûts de protection des écosystèmes ou les coûts des dégradations environnementales, ou encore par des méthodes directes basées sur la déclaration de consentement à payer des individus.

La forêt est traitée dans le cadre central de la comptabilité nationale au sein des comptes de flux, d'une part, et de comptes de patrimoine, d'autre part. Elle est aussi prise en considération dans les comptes satellites de l'environnement et ceux du patrimoine naturel. Dans le cadre de ces derniers, la France a publié en 1986 ses premiers comptes de la forêt. L'objectif principal est de constituer une base d'information structurée et suffisamment élaborée, afin de disposer d'un outil d'analyse facilitant la prise de décision et l'évaluation des politiques publiques (IFEN, 2005). Cependant, la principale difficulté réside dans la disponibilité de l'information tant sur les données physiques que sur les valeurs monétaires. Ce problème existe pour toutes les fonctions qui ne sont pas relatives à la production de bois : menus produits forestiers (champignons, baies...), récréation, biodiversité, séquestration du carbone, etc.

Parmi les multiples fonctions de la forêt, la récréation occupe une place croissante dans nos sociétés urbaines. Avec un nombre de visites estimé en France à 600 millions par an [1], la valeur économique des services récréatifs est probablement de grandeur comparable à celle de la récolte de bois. Peyron (2003) estime la part de la valeur récréative dans la valeur totale de la forêt en France à 31 %, ce qui représente un ordre de grandeur similaire à la récolte de bois (30 %) [2]. L'évaluation directe des bénéfices de la récréation étant difficile, il est plus courant de mesurer sa valeur en termes de coûts. Par exemple, les coûts de la récréation en forêt peuvent être approchés par les coûts de l'accueil du public (comme les coûts directs de mise en place des sentiers de randonnées, de parkings, de gestion des déchets), mais aussi par les coûts indirects liés aux dommages écologiques.

---

[1] Estimation recueillie dans le dossier thématique sur les aménités du Cemagref, traitant de l'économie des loisirs en forêt :
http://www.cemagref.fr/informations/DossiersThematiques/Amenites/Recherche12.htm.

[2] Plus précisément, le bois compte pour 44% de la valeur totale en considérant la récolte potentielle future. Il faut ajouter aussi les différents services écologiques de la forêt (séquestration de carbone, biodiversité, protection des eaux et des sols) représentant 24 % de la valeur totale et, pour être complet, les menus produits forestiers qui représentent 1 % de la valeur de la forêt.

En 2002, Eurostat a financé plusieurs études en Europe sur l'évaluation des biens et services non-marchands de la forêt afin d'améliorer leur prise en compte dans la comptabilité nationale des États. Une telle étude pour la France a été réalisée par Peyron *et al.* (2002), à partir d'une enquête menée auprès de 4 504 ménages répartis sur l'ensemble du territoire français et interrogés par téléphone en 2001. Le questionnaire proposé avait un double objectif : d'une part, permettre de calculer une valeur de la biodiversité des forêts pour les ménages français grâce à l'estimation d'un consentement à payer moyen par la méthode d'évaluation contingente (MEC) (Garcia *et al.*, 2007, 2009) ; d'autre part, fournir les éléments nécessaires à l'évaluation de la valeur récréative de la forêt en France *via* la méthode des coûts de déplacement (MCD). C'est ce dernier point de l'enquête qui est traité dans le présent article [3].

La MCD consiste à construire une courbe de demande d'activités récréatives en mettant en relation la fréquentation d'un site (nombre de visites) et les dépenses liées aux déplacements vers le site (coûts de transport). L'estimation de cette fonction de demande doit permettre d'évaluer la capacité à payer maximale (surplus du visiteur) pour se rendre sur le site, reflétant ainsi sa valeur récréative. En raison de la dimension nationale de l'enquête et de certaines limites des données disponibles sur le service récréatif de la forêt, nous utilisons l'approche individuelle de la MCD (Brown et Nawas, 1973) basée sur des données individuelles, dont la variable observée est la « consommation » individuelle de voyages vers le(s) site(s) étudié(s), par opposition à la méthode zonale [4]. En outre, ne disposant pas d'information sur la concurrence entre différents sites forestiers [5], nous n'abordons pas ici les questions liées à la présence de sites substituts, ni aux destinations multiples.

On a longtemps utilisé des formes linéaires dans les modèles économétriques de la MCD (notamment dans l'approche individuelle). Récemment encore, les modèles semi-log et log-log ont été choisis pour estimer la valeur de l'usage récréatif (Bellù et Cistulli, 1997 ; Emmert, 1999 ; Ortacesme *et al.*, 2002). Le modèle de Poisson et le modèle de régression de la loi binomiale négative (*negative binomial model*) sont désormais privilégiés dans les études sur la demande récréative (Grogger et Carson, 1991 ; Creel et Loomis, 1990, 1991 ; Hellerstein et Mendelsohn, 1993 ; Englin et Shonkwiller, 1995). Ces modèles de comptage possèdent l'avantage de prendre en compte le caractère entier et non-négatif de la variable dépendante – le nombre de

[3] Il existe deux principaux groupes de méthodes pour l'évaluation des biens et service non-marchands : l'approche par les préférences déclarées et celle par les préférences révélées (voir, par exemple, Desaigues et Point, 1993). La MEC et la méthode des *choice experiments* font partie du premier groupe. La méthode des prix hédonistes et la MCD appartiennent au second.

[4] Hotelling (1947) a le premier suggéré cette méthode dans un rapport au directeur du *National Park Service* des États-Unis. Les individus interrogés sont regroupés selon la distance entre leur lieu de résidence et le site étudié, en zones homogènes plus ou moins concentriques autour de ce site. Le regroupement doit considérer notamment la distance au site, les revenus et/ou les niveaux d'éducation.

[5] Il est possible de retrouver cette information à partir des données disponibles dans notre base, mais cela nécessiterait un travail important de localisation des sites forestiers. Celui-ci étant assez coûteux, nous reportons les questions liées à la substitution des lieux de récréation et l'utilisation de méthodes zonales à une étude ultérieure.

visites. Le modèle binomial négatif permet, en particulier, de traiter le problème de sur-dispersion, cas très courant pour les données relatives aux usages récréatifs, en relâchant la contrainte d'égalité de l'espérance et la variance du nombre de visites.

Le choix d'échantillonnage par enquête téléphonique fait dans cette étude a été d'interroger les visiteurs des forêts ainsi que les non visiteurs. Les modèles économétriques utilisés pour la demande de récréation doivent donc tenir compte de cette distinction. Il s'agit d'estimer conjointement la décision de visiter ou ne pas visiter les forêts à des fins récréatives et la fréquence de ces visites. Les modèles *zero-inflated* Poisson (ZIP) (Lambert, 1992) et leur extension aux modèles *zero-inflated negative binomial* (ZINB) permettent de prendre en compte les valeurs nulles représentant les non visiteurs dans une équation de participation et d'estimer un modèle de comptage pour le nombre de visites en forêt.

Enfin, tandis que les études estimant la valeur récréative à l'échelle d'un ou plusieurs sites forestiers (Scarpa, 1999 ; Ovaskeinen *et al.*, 2001, parmi beaucoup d'autres) ou d'une zone plus large (par exemple, Bellù et Cistulli, 1997) ne sont pas rares, celles réalisées à l'échelle d'un pays le sont beaucoup plus (Mayor *et al.*, 2007). Pour pallier cette absence de données au niveau national, une pratique commune est d'extrapoler ou d'agréger les valeurs estimées de plusieurs sites forestiers relativement identiques et représentatifs, à l'ensemble du territoire national (par exemple, Willis et Garrod, 1991 ; Scarpa, 2003). Réaliser une enquête nationale pose donc le problème de l'hétérogénéité des forêts. En particulier, il peut être discutable d'attribuer une seule valeur récréative pour l'ensemble des forêts françaises tant elles sont diverses, au moins par leurs caractéristiques biophysiques. Idéalement, un ensemble de variables caractérisant les différentes forêts visitées permettrait de tenir compte de cette hétérogénéité. Étant donné la diversité existante en France, le moyen le plus efficace pour différencier les types de forêts a été de segmenter l'échantillon en neuf inter-régions formant des ensembles forestiers cohérents (IFN, 2008).

Le principal apport de notre article est donc de réaliser la première analyse économétrique rigoureuse de la fonction récréative de la forêt en France. L'estimation du surplus d'un individu par visite nous permet de mesurer son consentement à payer moyen en France pour la récréation en forêt à un peu plus de 22 € par visite. Par ailleurs, la prise en compte de l'hétérogénéité des massifs forestiers montre que cette valeur varie de manière importante selon la région où a lieu la visite en forêt (de 0 à 47 €). Cependant, ces premiers résultats sont obtenus sur la base d'une enquête qui ne permet pas de traiter toutes les questions liées aux préférences des individus et qui a conduit à poser des hypothèses fortes concernant l'estimation de la fonction de demande. Il apparaît donc nécessaire de tester leur robustesse à partir de nouvelles bases de données et des méthodes économétriques adaptées.

La suite de cet article est organisée de la façon suivante. La deuxième section est consacrée à la présentation de la méthodologie et des modèles économétriques. Dans la troisième section, sont décrits brièvement l'enquête et la partie du questionnaire consacrée à la récréation en forêt, ainsi que les variables utilisées dans nos modèles économétriques et l'échantillon sur lequel est basée l'analyse statistique. Enfin, la quatrième section présente les résultats d'estimation et les calculs de surplus des individus.

2. Méthodologie et modèles économétriques

2.1. Les modèles de comptage

Dans notre article, nous utilisons les modèles de comptage, qui sont mieux adaptés que les modèles linéaires aux variables dépendantes à valeurs discrètes (entières et non négatives). La spécification la plus courante est le modèle de Poisson, définissant la probabilité d'occurrence d'un évènement issu d'un processus de comptage (Cameron et Trivedi, 1986).

Soit y_i la variable dépendante de comptage représentant le nombre de visites faites par l'individu *i*. La probabilité donnée par la distribution de Poisson que y_i soit égal à un entier non négatif *r* quelconque est notée p_i et s'écrit :

$$p_i = \Pr(y_i = r) = \exp(-\lambda_i)\frac{\lambda_i^r}{r!}, \quad r = 0,1,2,3,\ldots \tag{1}$$

où λ_i est le paramètre de distribution. Pour introduire des variables explicatives dans le modèle, on conditionne λ_i en imposant la forme semi-log suivante :

$$\ln(\lambda_i) = x_i\beta \tag{2}$$

où x_i est le vecteur des variables explicatives et β un vecteur de paramètres inconnus à estimer.

Cependant, le modèle de Poisson présente un inconvénient car la moyenne conditionnelle de la variable dépendante y_i et sa variance conditionnelle sont égales au paramètre λ_i :

$$E(y_i \mid x_i) = Var(y_i \mid x_i) = \lambda_i \tag{3}$$

L'espérance est contrainte à être égale à la variance de nombre de visites. Or, dans la plupart des études basées sur la MCD, la variance est supérieure à la moyenne car on rencontre souvent des échantillons où la majorité des individus font peu de visites et quelques-uns beaucoup. Ce problème, inhérent au modèle de Poisson, se traduit par le fait que les écarts-types des paramètres estimés sont sous-estimés (Grogger et Carson, 1991). C'est pourquoi, les modèles basés sur la loi de distribution binomiale négative (NB) se sont développés, car ils supportent la sur-dispersion. La densité de la distribution NB, notée q_i, est la suivante :

$$q_i = \Pr(y_i = r) = \frac{\Gamma(r+\frac{1}{\alpha})}{\Gamma(r+1)\Gamma(\frac{1}{\alpha})}\left(\frac{\frac{1}{\alpha}}{\frac{1}{\alpha}+\lambda_i}\right)^{\frac{1}{\alpha}}\left(\frac{\lambda_i}{\frac{1}{\alpha}+\lambda_i}\right)^r, \quad r = 0,1,2,3,\ldots \tag{4}$$

où Γ représente la fonction Gamma et α un paramètre auxiliaire indiquant le degré de dispersion. Dans le cas d'une distribution NB, la moyenne et la variance conditionnelles sont :

$$E(y_i \mid x_i) = \lambda_i \quad et \quad Var(y_i \mid x_i) = \lambda_i(1+\alpha\lambda_i) \tag{5}$$

On peut ainsi prendre en compte une éventuelle sur-dispersion des données avec α supérieur à zéro en cas de sur-dispersion ou nul en l'absence de sur-dispersion. Ainsi, le modèle de Poisson est un cas particulier du modèle NB puisque équivalent lorsque $\alpha = 0$. Par conséquent, une fois le modèle NB estimé, la spécification de Poisson peut être facilement testée par l'hypothèse nulle $H_0 : \alpha = 0$. Afin de tester l'hypothèse que la spécification de Poisson est correcte, on peut calculer la statistique de test du rapport des vraisemblances (test LR) du modèle NB (non contraint) et du modèle de Poisson (contraint à $\alpha = 0$). La statistique de test LR est égale à $-2[\ln(L_R) - \ln(L_U)]$ et suit un χ^2 à 1 degré de liberté, avec L_R la vraisemblance du modèle contraint et L_U celle du modèle non contraint.

2.2. Les modèles de comptage *zero-inflated*

Une caractéristique importante de notre enquête est qu'elle a été réalisée par téléphone auprès d'un échantillon représentatif de la population française. Ainsi, parmi les personnes interrogées, se trouvent des visiteurs et des non visiteurs de la forêt. Ces deux types de populations ont des comportements différents en termes de décisions de visites en forêt. Leur observation nous permet de modéliser et d'estimer une équation de participation. Une seconde équation représente alors le niveau de fréquentation de la forêt.

Le modèle de Cragg (1971) est souvent présenté comme l'un des premiers à modéliser les deux niveaux de décision (participation et niveau de consommation) en estimant séparément un modèle probit de participation, et une équation de régression pour variables continues tronquées, mais autorisant des valeurs nulles. Le modèle *hurdle* (Mullahy, 1986) est une application du modèle de Cragg au cas où l'équation de consommation est un modèle de comptage excluant les valeurs nulles. Les modèles *zero-inflated* (Lambert, 1992) généralisent les modèles *hurdle* en paramétrant la probabilité de participation (Greene, 1994) et en l'estimant simultanément avec l'équation de demande. L'inclusion des non participants dans l'échantillon et la modélisation de l'équation de participation accroît le niveau d'information sur le comportement des individus et donc l'efficacité des paramètres estimés par rapport aux modèles tronqués (Haab et McConnell, 1996).

La distribution du modèle *zero-inflated* Poisson (ZIP) s'écrit :

$$\Pr(y_i = r \mid x_i) = \begin{cases} \pi_i + (1-\pi_i)\exp(-\lambda_i) & si \quad y_i = 0 \\ (1-\pi_i)p_i & si \quad y_i \geq r, \quad r = 1,2,3,\ldots \end{cases} \tag{6}$$

où π_i est la probabilité de ne pas participer (autrement dit, de faire un nombre nul de visites en forêt), p_i est la densité de distribution de Poisson définie par l'équation (1). La probabilité π_i est une fonction $F(z_i\gamma)$, avec z_i un vecteur de variables explicatives de la décision de participation (pas nécessairement le même que x_i) et γ le vecteur de

paramètres associés à estimer. La fonction de distribution F peut être celle d'un modèle probit (loi normale standard $\Phi(z_i\gamma)$) ou logit (loi logistique standard $\frac{\exp(z_i\gamma)}{1+\exp(z_i\gamma)}$).

De façon similaire, Le modèle *zero-inflated negative binomial* (ZINB) s'écrit :

$$\Pr(y_i = r \mid x_i) = \begin{cases} \pi_i + (1-\pi_i)\left(\dfrac{\frac{1}{\alpha}}{\frac{1}{\alpha}+\lambda_i}\right)^{\frac{1}{\alpha}} & si \quad y_i = 0 \\ (1-\pi_i)q_i & si \quad y_i \geq r, \quad r = 1,2,3,\ldots \end{cases} \tag{7}$$

où q_i est la densité de distribution NB définie par l'équation (4). De façon similaire au cas sans valeur nulle (modèles Poisson et NB), il est possible de tester le modèle ZINB contre le modèle ZIP par un simple test LR. En revanche, il est d'usage d'utiliser un test de Vuong (1989) pour comparer les modèles non emboîtés ZIP *vs* Poisson, d'une part, et ZINB *vs* NB, d'autre part.

3. Enquête, questionnaire et données

L'enquête a été réalisée à l'échelle nationale. Environ 4 500 ménages français ont été choisis dans l'annuaire téléphonique dans le but d'obtenir des informations sur leurs préférences et leurs comportements concernant la protection de la biodiversité et la récréation en forêt [6]. La partie « récréation » du questionnaire est présentée en détail dans l'annexe 1. Le ménage a été choisi comme unité d'observation pour plusieurs raisons. D'abord, la récréation est souvent considérée comme une activité familiale. Ensuite, l'activité nécessite la voiture familiale et engendre des coûts collectifs. Le comportement individuel ne peut donc pas être expliqué seulement par les caractéristiques individuelles, mais aussi par les caractéristiques des ménages tel que le nombre d'individus les composant. Enfin, en 2001, le téléphone fixe (comparé au téléphone mobile) est encore le meilleur moyen d'entrer en contact avec le chef de famille.

L'enquête téléphonique a été réalisée durant l'année 2002, avec comme période de référence l'année 2001. Elle a été conduite par des étudiants (au nombre de 39) de l'École nationale du Génie rural des Eaux et des Forêts (ENGREF) de Nancy ayant les compétences requises concernant le sujet pour mener à bien l'enquête. L'entretien était d'une durée variant entre 10 et 15 minutes et les étudiants avaient la consigne de délivrer une information simple et précise, et de prendre le temps nécessaire pour une compréhension optimale de la personne interrogée.

La question 8 porte sur les caractéristiques détaillées des sorties en forêt du ménage au cours de l'année 2001. Sont demandés, pour chaque visite type, le nombre

[6] Voir Peyron *et al.* (2002) pour une description détaillée de la sélection de l'échantillon.

de sorties effectuées dans l'année, la région de situation et des détails sur le mode d'accès à la forêt. Le nombre de sorties (variable *Y*) utilisé dans les modèles économétriques est donc basé sur les déclarations des individus.

3.1. Le coût de déplacement individuel

Le coût de déplacement individuel (CT) est calculé à partir de la distance parcourue entre le domicile du ménage et la forêt visitée, le prix et la consommation de carburant, ainsi que le nombre de passagers selon la formule suivante :

$$\mathrm{CT} = \frac{\text{consommation de carburant}(l\,/\,km) \times \text{prix du carburant}(€\,/\,l) \times \text{distance}\,(km)}{\text{nombre de passagers}} \qquad (8)$$

La consommation du véhicule est celle déclarée par les individus en litres pour 100 Km (question 7). Elle est exprimée en litre par kilomètre avant d'être multipliée par la distance parcourue (aller et retour) et le prix du litre de carburant en 2001 [7]. La valeur obtenue correspondant à un coût de déplacement « global » pour l'ensemble du groupe accompagnant l'individu interrogé, ce coût global est divisé par le nombre de personnes composant le groupe afin d'obtenir le coût de déplacement par individu. Faute d'informations précises, ce coût ne correspond pas au coût total d'usage de la voiture qui comprend aussi les coûts d'entretien et d'usure du véhicule.

Par ailleurs, la capacité à payer maximale calculée à partir des seuls coûts de transport ne représente qu'imparfaitement la valeur récréative du site. D'une part, la modélisation des préférences des usagers et de leur contrainte budgétaire implique que l'on devrait aussi retrouver comme argument de la fonction de demande, le coût (*i.e.* la valeur) du temps de la visite sur site et le prix du panier de biens consommés. Le temps de visite sur site doit être considéré comme endogène, mais McConnell (1992) montre que, dans ce cas et s'il est difficile de construire cette variable, il est préférable de l'ignorer, car son impact dans la régression est négligeable. De plus, on se dispense en général des informations sur les autres biens consommés sur la base de l'hypothèse de séparabilité de la fonction d'utilité.

D'autre part, chacun de ces coûts, et notamment le coût de transport, devrait en théorie inclure les coûts d'opportunité (du temps) qui représentent les coûts de l'activité lucrative potentielle à laquelle l'individu renonce en se rendant sur le lieu récréatif. Depuis près de quarante ans (Johnson, 1966 ; Cesario et Knetsch, 1970), la prise en compte de ces coûts n'a cessé d'alimenter un débat assez vigoureux chez les spécialistes de la MCD. Il est souvent suggéré de représenter le coût d'opportunité par une fraction du taux de salaire de l'individu (pouvant aller jusqu'à 100 %). Mais cela

[7] Les prix du carburant, retenus pour l'année 2001, sont les suivants : Super-sans plomb 95 : 1,034 €/l et Gazole/diesel : 0,796 €/l (*source* : budget annuel de l'automobiliste, Fédération française des Automobile clubs, 2002, consultable : http://www.automobile-club.fr/budget/2002/pdf/complet.pdf) ; GPL : 0,517 €/l (*source* : informations Primagaz affirmant qu'à l'époque le GPL était entre 30 et 40 % moins onéreux que le gazole http://www.primagaz.fr/primagaz/1/doc/Communiques_de_Presse/2005/DP_GPL.pdf).

suppose que les individus sont capables d'ajuster facilement les heures durant lesquelles ils travaillent. Dans d'autres cas, on préfère considérer que les coûts d'opportunité peuvent être compensés par l'utilité du voyage, se traduisant par exemple par la satisfaction de faire une sortie en famille [8]. Randall (1994) fait une analyse plus pessimiste de la prise en compte de ces coûts en arguant que le problème principal concerne la spécification des « vrais » coûts dans la participation aux activités récréatives. L'hypothèse généralement faite est que ces coûts sont observables et donc objectifs alors qu'ils relèvent en réalité de l'appréciation même des individus et sont, de ce fait, en partie (voire totalement) subjectifs. Cependant, comme ces coûts sont difficiles à appréhender et demandent une information importante sur les préférences et les comportements des agents, nous choisissons de les ignorer.

Nous avons décidé d'attribuer une valeur nulle aux coûts d'opportunité en supposant que les individus n'aient pas la possibilité de substituer librement temps de travail et temps de loisir, cette hypothèse étant probablement plus vraie en France que dans les pays anglo-saxons [9]. Nous ne considérons donc pas dans notre étude le temps de voyage. Enfin, l'information concernant le temps passé sur site n'étant pas non plus disponible, il est préférable d'ignorer cette variable plutôt que d'estimer un modèle partiellement (in)correct (McConnell, 1992).

3.2. Les autres variables explicatives

D'autres variables sont cruciales dans l'explication de la demande de récréation. La maximisation de l'utilité du consommateur, contrainte par son budget, conduit à ce que le revenu des ménages soit un facteur essentiel de la fonction de demande. Omettre cette variable entraînerait donc un biais important. Malheureusement, aucune question relative au revenu n'a été incluse dans le questionnaire, parce que le taux de réponse à une telle question est en général très faible. Nous disposons tout de même d'une information concernant les professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) des individus (question 9). Nous avons donc construit un indice de revenu, à partir du revenu moyen de ces catégories, comme indiqué dans l'annexe 2. D'autres variables relatives aux caractéristiques socio-économiques (lieu de résidence en ville ou à la campagne, appartement ou maison individuelle) et à la composition du ménage de l'individu interrogé sont disponibles (questions 3 et 9) et ont été également utilisées dans l'analyse économétrique.

Des informations sont disponibles sur les régions d'origine des individus interrogés (grâce au contact téléphonique, annexe 3) et d'autres sur les régions des forêts visitées (question 5). Cette dernière donnée nous permet de construire les inter-régions formant des espaces forestiers cohérents (annexe 4). Une autre question nous

[8] Le lecteur pourra se reporter à Feather et Shaw (1999) pour une réflexion approfondie sur le sujet et le développement d'une méthode pour déterminer ces coûts d'opportunité.

[9] Des modèles ont été développés afin de prendre en compte l'imparfaite substituabilité entre temps de travail et temps de loisirs (Feather et Shaw, 1999). Mais, ces calculs alourdissent considérablement le modèle. De plus, les coûts d'opportunité des personnes sans activité professionnelle sont difficiles à estimer.

permet de connaître la nature des activités récréatives pratiquées par les individus lorsqu'ils se rendent en forêt (exercice d'un animal domestique, observation de la faune et de la flore, sport...) (question 6). On sait également de quelle manière l'individu effectue ses visites en forêt, à savoir s'il s'y rend seul, en famille ou en groupe ; et quels modes de transport alternatifs à l'automobile ont été éventuellement utilisés (en plus de l'automobile) pour se rendre en forêt.

D'autres variables peu utilisées dans ce genre d'étude peuvent être pertinentes pour notre analyse. Ces informations, initialement collectées pour l'évaluation contingente concernant la biodiversité en forêt, peuvent expliquer les visites en forêt car elles reflètent l'opinion des individus vis-à-vis de la coupe de bois en forêt (question 2) ou concernent le mode de chauffage choisi dans leur habitation (question 9). De ce fait, il est alors possible de vérifier si les gens se chauffant au bois se rendent plus en forêt, mais aussi de savoir si les gens se chauffant à l'énergie solaire sont plus sensibles aux problèmes environnementaux. Les différentes variables utilisées pour notre analyse sont définies dans le questionnaire (voir annexe 1).

3.3. L'échantillon

Notre base de données initiale était composée de 4 426 observations (sur les 4 504 prévus, 78 ménages n'ont pas pu être joints par téléphone). Sur cet ensemble d'individus, près de 2 000 n'ont pas souhaité répondre pour des raisons indépendantes des questions forestières (manque de temps, etc.), et plus de 500 parce qu'ils ne sont pas intéressés par la forêt et n'ont pas l'intention de se rendre en forêt. Nous retenons d'abord 1 437 observations correspondant aux individus s'étant effectivement rendus en forêt pendant la période étudiée (année 2001). Après suppression des individus présentant des valeurs manquantes pour les variables importantes de notre modèle et des individus déclarant s'être rendus en forêt pour des fins non récréatives (notamment le travail), notre échantillon contient 1 358 observations.

Par ailleurs, face à la difficulté d'évaluer les coûts de déplacement pour les modes d'accès alternatifs à l'automobile, nous avons décidé de retirer les individus ayant déclaré ne jamais se rendre en forêt en voiture. Il reste alors 1 080 observations. De plus, les individus n'étant pas capables de nous fournir ni le type de carburant, ni la consommation de leur véhicule ont été supprimés : il subsiste alors 1 035 individus qui effectuent des visites à des fins récréatives dans notre échantillon. À ce groupe de 1 035 visiteurs, sont rajoutés 558 individus qui ont déclaré ne jamais se rendre en forêt (nombre de visites nul). Ces observations seront utilisées lors de l'estimation de l'équation de participation. Notre échantillon comporte donc au total 1 593 observations. Les statistiques descriptives pour cet échantillon concernant les variables retenues sont présentées dans le tableau 1.

Nous pouvons constater d'abord qu'il existe sur notre échantillon une dispersion importante des valeurs de la variable « nombre de sorties » puisque l'écart-type (égal à 33,84) est environ deux fois plus grand que sa moyenne empirique (égale à 17,44). En raison de cette sur-dispersion, il est probable qu'un modèle de type binomial négatif soit mieux adapté qu'un modèle de Poisson, mais il conviendra de réaliser le test LR sur le paramètre de dispersion pour un résultat définitif. On note aussi que les raisons

Table 1. **Statistiques descriptives**

	Visiteurs		Non visiteurs		Ensemble	
Variable	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Y	17,4425	33,8424				
CT	2,2245	6,3644				
REV	5,9159	2,9718	4,6685	2,3915	5,4790	2,8445
APT	0,2928	0,4552	0,3763	0,4849	0,3220	0,4674
VIL	0,5198	0,4998	0,5968	0,4910	0,5468	0,4980
PERS	2,9807	1,3338	2,3853	1,4092	2,7721	1,3896
-18	0,8184	1,0637	0,4928	0,9564	0,7043	1,0387
Z_1	0,1459	0,3532	0,1183	0,3232	0,1362	0,3431
Z_2	0,2039	0,4031	0,2043	0,4036	0,2040	0,4031
Z_3	0,2416	0,4282	0,2133	0,4100	0,2316	0,4220
Z_4	0,2918	0,4548	0,2527	0,4349	0,2781	0,4482
Z_5	0,1169	0,3215	0,2115	0,4087	0,1500	0,3572
R_1	0,2232	0,4166				
R_2	0,2116	0,4086				
R_3	0,0676	0,2512				
R_4	0,1072	0,3096				
R_5	0,0560	0,2301				
R_6	0,0425	0,2019				
R_7	0,1246	0,3305				
R_8	0,0357	0,1858				
R_9	0,1266	0,3327				
MAR	0,1749	0,3800				
VEL	0,0792	0,2702				
CV	0,0058	0,0760				
TC	0,0106	0,0010				
TR	0,1026	0,0311				
EX	0,0773	0,2672				
PR	0,9382	0,2410				
FF	0,1720	0,3775				
SP	0,2048	0,4038				
CU	0,2947	0,4561				
CH	0,0396	0,1951				
BC	0,0415	0,1996				
ACT	0,0077	0,0876				
IN	0,2116	0,4086				
FA	0,8995	0,3008				

Table 1. **Statistiques descriptives** ***(suite)***

	Visiteurs		Non visiteurs		Ensemble	
Variable	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
COL	0,0580	0,2338				
GN	0,1353	0,3422	0,1792	0,3839	0,1507	0,3578
EF	0,7739	0,4185	0,7061	0,4560	0,7502	0,4331
SU	0,1459	0,3532	0,2025	0,4022	0,1657	0,3720
MAT	0,3768	0,4848	0,3065	0,4614	0,3522	0,4778
BO	0,1923	0,3943	0,1308	0,3375	0,1707	0,3764
EL	0,2870	0,4526	0,2814	0,4501	0,2850	0,4516
ES	0,0019	0,0439	0,0000	0,0000	0,0013	0,0354
FU	0,2271	0,4191	0,1989	0,3995	0,2172	0,4125
GA	0,4058	0,4913	0,3871	0,4875	0,3992	0,4899
RC	0,0309	0,1732	0,0323	0,1768	0,0314	0,1744
ENE	0,0135	0,1156	0,0215	0,1452	0,0163	0,1267
Effectif	1 035		558		1 593	

de sorties en forêt (au-delà de la promenade) sont majoritairement la cueillette, le sport et l'observation de la faune et la flore. Les sorties en forêt sont faites par les ménages comportant un nombre de mineurs plus important et ayant des revenus plus élevés. Par ailleurs, ceux qui pensent que la coupe de bois gâche le paysage et/ou met en péril la survie de la forêt s'y rendent moins. Au contraire, les ménages se chauffant au bois vont davantage en forêt.

4. Analyse empirique

4.1. Résultats d'estimation

Il est important d'expliquer au préalable comment l'hétérogénéité des forêts a été prise en compte dans nos modèles. Englin *et al.* (2003) décrivent un moyen d'incorporer un certain nombre de caractéristiques du site et ainsi de mesurer leur impact sur la demande de récréation et sur le surplus du consommateur. Par exemple, le modèle à paramètre variable autorise la pente de la fonction de demande (*i.e.* le coefficient du coût de déplacement) à être fonction des caractéristiques du site. La façon la plus simple de prendre en compte cette modification dans la spécification économétrique est de définir un terme qui croise les variables de coût de déplacement et de caractéristiques du site.

Dans notre étude, nous n'avons pas de renseignements précis sur les attributs des sites forestiers. Nous utilisons donc des variables donnant une indication sur la région de la forêt fréquentée par le ménage, qui constitue un ensemble forestier cohérent. Ces variables binaires sont croisées avec la variable de coût de déplacement, et le nouveau terme créé représente donc le prix implicite de la récréation en forêt pour cette région

particulière. Ainsi, avec neuf inter-régions forestières et pour l'individu i, l'équation (2) décrivant l'introduction des variables explicatives dans un modèle de comptage peut s'écrire :

$$\ln(\lambda_i) = \beta_0 + \sum_j \beta_{1j}\, CT_i \times R_{ij} + z_i\, \beta_2 \qquad (9)$$

où R_{ij} représente l'inter-région forestière j visitée par l'individu i et β_{1j} le coefficient associé au terme croisé entre CT_i et R_{ij}. Le vecteur individuel z_i représente les autres variables explicatives du modèle et β_2 le vecteur de paramètres associés.

Nous avons estimé quatre modèles de comptage différents : les modèles de Poisson, NB, ZIP et ZINB. Les modèles ZIP et ZINB permettent de distinguer et d'expliquer participation (existence de sorties en forêt) et non participation (nombre de sorties en forêt nul) des ménages. Le tableau 2 présente les résultats d'estimation des modèles ZIP et ZINB [10]. Des tests statistiques préalables nous permettent de sélectionner le meilleur modèle économétrique. Le test de Vuong indique que les modèles ZIP et ZINB sont préférés aux modèles de Poisson et NB correspondants. Le résultat du test LR de l'hypothèse nulle $H_0 : \alpha = 0$ signifie que cette hypothèse est rejetée, il y a bien sur-dispersion dans les données et donc qu'un modèle de type binomial négatif est préféré à un modèle de Poisson. On conclut donc que le meilleur modèle est le modèle ZINB.

Nous choisissons donc de ne commenter ici que les résultats du modèle ZINB. Si l'on interprète d'abord les résultats de l'équation de participation qui modélise la probabilité de ne pas faire de visites en forêt, plusieurs enseignements peuvent être tirés. Un revenu plus élevé et un nombre de personnes dans le foyer plus grand augmentent la probabilité de sorties récréatives en forêt. L'accessibilité des forêts et la décision d'y effectuer des sorties à des fins récréatives est une question évidemment cruciale. Il semblerait que nos résultats mettent en évidence ce lien. Par exemple, le fait d'habiter en ville accroît la probabilité de ne pas faire de visites en forêt. La variable *dummy* représentant la région sud-ouest est plus difficile à analyser car cette région est fortement hétérogène avec une partie fortement boisée en Aquitaine (principalement les Landes de Gascogne) et une autre autour de Toulouse où les coûts d'accès sont plus élevés. Enfin, si un individu pense que la coupe de bois en forêt gâche son paysage ou met en péril la survie de la forêt, sa probabilité de ne pas sortir en forêt est plus forte, alors qu'elle sera plus faible s'il pense que cela permet de bénéficier d'un matériau naturel et renouvelable.

L'équation de demande consiste à expliquer la fréquentation d'un site forestier donné (nombre de visites effectuées) en fonction d'un prix implicite (ici, coût de déplacement multiplié par une variable régionale) et d'autres variables exogènes. Tout d'abord, le signe des coefficients associés aux variables de prix est négatif confirmant la décroissance de la fonction de demande [11]. Ces paramètres estimés nous permettront de

[10] Les résultats d'estimation des modèles de Poisson et NB sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

[11] Un seul coefficient associé à une variable de prix (CT* R_5) est positif, mais de manière non significative.

Table 2. **Résultats d'estimation des modèles de comptage *zero-inflated***

	(1) Modèle ZIP		(2) Modèle ZINB	
Visites				
CT* R_1	– 0,225***	(0,0614)	– 0,0416***	(0,00700)
CT* R_2	– 0,0861*	(0,0505)	– 0,0464***	(0,0121)
CT* R_3	– 0,0994**	(0,0410)	– 0,0292***	(0,00591)
CT* R_4	– 0,0316***	(0,0114)	– 0,0131	(0,0321)
CT* R_5	– 0,0207	(0,0678)	0,0358	(0,0619)
CT* R_6	– 0,0673	(0,0673)	– 0,0369	(0,0318)
CT* R_7	– 0,204***	(0,0510)	– 0,122***	(0,0320)
CT* R_8	– 0,0235**	(0,00915)	– 0,0214**	(0,00942)
CT* R_9	– 0,0976***	(0,0360)	– 0,0491*	(0,0287)
REV	– 0,0116	(0,0171)	0,000306	(0,0160)
APT	– 0,174	(0,124)	– 0,224**	(0,106)
PERS	– 0,185***	(0,0615)	– 0,174***	(0,0390)
SP	0,334***	(0,114)	0,632***	(0,124)
CU	0,147	(0,121)	0,405***	(0,111)
Z_2	– 0,271	(0,185)	– 0,444***	(0,131)
Z_3	– 0,296**	(0,141)	– 0,292**	(0,119)
TC	– 1,158***	(0,216)	– 1,065***	(0,189)
COL	0,703*	(0,365)	0,801***	(0,308)
Constante	3,631***	(0,303)	3,180***	(0,198)
Participation (modèle Logit)				
REV	– 0,144***	(0,0213)	– 0,194***	(0,0376)
VIL	0,345***	(0,113)	0,368**	(0,173)
PERS	– 0,299***	(0,0507)	– 0,750***	(0,147)
Z_5	0,739***	(0,147)	1,159***	(0,209)
GN	0,351**	(0,158)	0,359	(0,247)
SU	0,467***	(0,149)	0,661***	(0,227)
MAT	– 0,195	(0,119)	– 0,325*	(0,194)
Constante	0,555***	(0,184)	1,130***	(0,319)
Dispersion				
α			1,5147***	(0,0979)
Test LR $\chi^2(1)$			$1{,}9 \cdot 10^4$ (0,0000)	
Log vraisemblance	– 14277,8		– 4784,1	
Test de Wald $\chi^2(18)$	81,60 (0,0000)		186,2 (0,0000)	
Test de Vuong	14,02 (0,0000)		7,13 (0,0000)	

Notes : Ensemble des individus = 1 593, Visiteurs = 1 035, Non visiteurs = 558.
Écarts-types robustes entre parenthèses. * $p < 0{,}10$, ** $p < 0{,}05$, *** $p < 0{,}01$.
L'équation de visites modélise le niveau de fréquentation de la forêt.
L'équation de participation modélise la probabilité de ne pas faire de visites.
α est le paramètre de dispersion ($\alpha > 0$: présence de sur-dispersion).

calculer plus tard le surplus des consommateurs et donc leur consentement à payer maximal. Le second facteur déterminant pour une fonction de demande est le revenu. Tout comme dans beaucoup d'études utilisant la MCD et selon le modèle spécifié (Ovaskainen *et al.*, 2001 ; Englin *et al.*, 2003), la variable REV désignant le revenu n'a pas d'effet significatif sur la demande de récréation [12]. En outre, il s'agit d'une variable très sommaire (approximée par les PCS) et il est souvent recommandé d'inclure le budget alloué aux loisirs plutôt que le revenu global.

Habiter en appartement ou dans les régions du nord et de l'est de la France a un effet négatif sur le nombre de visites effectuées. Cette dernière variable semblerait indiquer que la forte présence de la forêt dans ces régions diminue sa valeur récréative. Contrairement à ce qui est souvent avancé, le nombre de personnes dans le ménage a un impact négatif sur la fréquentation des forêts mais nous avons montré que cette même variable avait un effet positif sur la décision de sortie en forêt. L'utilisation de transports en commun (comme autre moyen de se rendre en forêt) diminue aussi la fréquentation du site forestier. En revanche, on se rend plus fréquemment en forêt pour les activités de sport et de cueillette, ou dans le cadre d'activités collectives organisées.

4.2. Calcul du surplus des individus

Un des principaux objectifs de la modélisation des coûts de déplacement est l'évaluation de la valeur économique de l'activité récréative en forêt. Dans ce but, nous calculons le surplus moyen individuel par visite à partir des résultats des modèles utilisés dans notre article, ce qui nous donne le consentement à payer maximal d'un individu (en plus des dépenses déjà engagées pour son déplacement).

Nous avons vu que pour les modèles de comptage (Poisson et NB), l'espérance de la demande individuelle s'écrivait :

$$E(y_i \mid x_i) = \lambda_i = \exp(x_i \beta), \tag{10}$$

où x_i représente l'ensemble des déterminants individuels de cette demande (dont le prix p_i). Notons z_i le vecteur individuel des variables explicatives autres que le prix p_i.

Le surplus total du consommateur i, noté CS_i^T, est calculé comme l'intégrale de la fonction de demande entre le prix p_i^0 auquel est fourni le bien (le coût engendré par le déplacement jusqu'au site) et le prix p_i^1 auquel le nombre espéré de visites est nul :

$$CS_i^T = \int_{p_i^0}^{p_i^1} \lambda_i dp = -\frac{\exp(\beta_p \, p_i^0 + z_i \, \beta_2)}{\beta_p}, \tag{11}$$

où β_p est le coefficient associé au prix p_i et β_2 le vecteur des paramètres des autres variables z_i. Le surplus du consommateur par visite, noté CS_i^v, se calcule simplement en divisant le surplus total par le nombre de visites espéré :

[12] La variable REV a en revanche un impact significatif sur la probabilité de ne pas faire de visites en forêt.

$$CS_i^v = \frac{CS_i^T}{\lambda_i} = -\frac{1}{\beta_p} \tag{12}$$

En ce qui concerne les modèles de comptage *zero-inflated* (ZIP et ZINB), le surplus total du consommateur *i* (noté $ZICS_i^T$) est calculé comme suit :

$$ZICS_i^T = (1-\pi_i)CS_i^T = -(1-\pi_i)\frac{\exp(\beta_p\ p_i^0 + z_i\ \beta_2)}{\beta_p}, \tag{13}$$

et le surplus du consommateur par visite ($ZICS_i^v$) :

$$ZICS_i^v = \frac{ZICS_i^T}{(1-\pi_i)\lambda_i} = -\frac{1}{\beta_p} \tag{14}$$

Si l'on reprend la spécification (9) de notre modèle particulier, le surplus individuel par visite pour l'inter-région forestière *j* se calcule de la façon suivante :

$$ZICS_i^{vj} = -\frac{1}{\beta_{1j}} \tag{15}$$

Les valeurs estimées (en €) du surplus du consommateur par visite, ainsi que leurs écarts-types, pour chaque inter-région, sont reportées dans le tableau 3. Apparaissent en gras les surplus qui sont significativement différents de zéro. Les résultats montrent que la valeur récréative de la forêt varie entre 0 et 47 € par visite selon la région. À partir de la proportion des visites en forêt faites dans chaque région, il est possible de calculer une valeur moyenne pour la France, que l'on estime à 22,61 €. La valeur totale de la récréation en forêt en France métropolitaine en 2001 est estimée à 8,528 milliards d'€ [13].

Table 3. **Surplus du consommateur par visite par région forestière**

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6	R_7	R_8	R_9
$ZICS_i^v$ en €	**24,04**	**21,55**	**34,25**	76,34	– 27,93	27,10	**8,20**	**46,73**	20,37
(Écart-type)	**(4,16)**	**(5,99)**	**(7,21)**	(674,65)	(127,59)	(36,82)	**(2,29)**	**(24,23)**	(15,45)

Notes : Estimations réalisées à partir du modèle ZINB. Écarts-types calculés par développement de Taylor de second ordre (Englin *et al.*, 2003). Surplus significativement différents de zéro en gras.
R_1 : Régions cotières du Nord-Ouest ; R_2 : Ile-de-France Centre Poitou-Charente ; R_3 : Champagne-Ardenne Bourgogne ; R_4 : Alsace Lorraine Franche-Comté ; R_5 : Aquitaine ; R_6 : Auvergne-Limousin ; R_7 : Rhône-Alpes ; R_8 : Midi-Pyrénées ; R_9 : Sud-Est.

[13] Pour chaque grande région forestière, on détermine le surplus total en multipliant le surplus total individuel (calculé à partir de l'équation (13)) par le nombre moyen de visites par individu (calculé avec l'équation (10)) et par la population allant en forêt (*i.e.* la population de chaque région multipliée par la proportion d'individus se déplaçant en forêt, cette dernière étant estimée à partir du modèle logit de participation). Le surplus pour la France est obtenu en sommant les surplus régionaux.

Les régions avec la couverture forestière la plus importante présentent les valeurs récréatives les plus faibles ou non significativement différentes de zéro comme pour l'Est de la France [14], l'Aquitaine (la première région forestière française avec un taux de boisement de 43 % et privée à 90 %) et la région Auvergne Limousin. Au contraire, les régions côtières du nord-ouest et la grande région « Île-de-France, Centre, Poitou-Charentes » offrent en moyenne une surface forestière faible, ceci conjugué avec la présence de forêts attractives et touristiques (Brocéliande en Bretagne ou Sologne dans le Centre) ou bien équipé pour le public (en région parisienne), accroît la valeur récréative des forêts. On trouve la valeur récréative la plus élevée pour la région Midi-Pyrénées. Cette région est très hétérogène avec une partie nord-est (Lot, Aveyron et Montagne noire) fortement boisée (majoritairement en résineux, considérés comme moins attractifs pour les activités récréatives), une autre où la surface forestière disponible par habitant de grands centres urbains comme Toulouse est très faible, et enfin, au sud, les forêts des Pyrénées. Les montagnes des Pyrénées sont un facteur valorisant l'attractivité des forêts. On pourrait avoir le même constat pour la région Rhône-Alpes, mais la valeur trouvée – bien que significativement différente de zéro – est assez faible (à peine plus de 8 €) ; cependant, dans cette région, la forêt est mieux répartie dans l'espace (à l'opposé des grandes plaines dédiées à l'agriculture, présentes en Midi-Pyrénées), ce qui rend son accès moins coûteux.

4.3. Comparaison avec des études antérieures sur la forêt

Il est intéressant de mettre en perspective nos résultats par rapport aux études équivalentes en France ou à l'étranger afin de mesurer leur intérêt. Toutefois, il est important de prendre certaines précautions dans l'exercice de comparaison car de nombreux facteurs peuvent affecter les estimations comme le contexte des études, les méthodes économétriques utilisées ou la définition des coûts de déplacement. Zandersen et Tol (2009) présentent les résultats d'une méta-analyse sur la valeur de la récréation en forêt en Europe réalisée à partir de 26 études appliquant la MCD. Il en ressort que le surplus du consommateur varie de 0,66 à 112 € par voyage. Par ailleurs, il est montré que l'approche individuelle de la MCD, l'inclusion des coûts d'opportunité du temps et la distance moyenne de voyage ont un impact positif sur la valeur récréative en forêt.

4.3.1. Les études à l'étranger

Pour comparer nos résultats aux valeurs trouvées dans d'autres études, nous nous limitons à celles qui utilisent des méthodes similaires et/ou des zones d'étude comparables aux nôtres, et qui se concentrent sur la valeur globale et exclusive des espaces forestiers pour la récréation. En effet, les travaux sur des sites spécifiques restent

[14] En ce qui concerne la région Est, il est important de rappeler que la valeur récréative estimée était élevée (environ 76 €), mais non significativement différente de zéro, reflétant ainsi la diversité de situation dans cette grande région forestière et nous incitant à penser qu'un découpage autre que basé sur des références biologiques aurait apporté une information plus précise sur la valeur récréative.

les plus nombreux, et un nombre important d'études se concentre sur un aspect particulier de la récréation (camping, pique-nique, etc.) [15].

À notre connaissance, l'étude de Willis et Garrod (1991) est la première à respecter ces conditions. Les auteurs estiment la valeur récréative de six districts forestiers au Royaume-Uni avec les approches individuelle et zonale de la MCD. Il existe tout de même plusieurs différences avec notre méthodologie. Les coûts de déplacement sont estimés comme la somme des coûts totaux relatifs à la voiture (essence, assurance, dépréciation, etc.) et des coûts d'opportunité du temps. La méthode d'estimation par maximum de vraisemblance avec troncature sur forme fonctionnelle linéaire à partir de l'approche individuelle est jugée la meilleure. Les valeurs estimées pour les différents sites étudiés varient de £ 0,06 à £ 0,96 en 1988 (soit environ de 0,16 à 2,59 € de 2002 [16]).

Peu d'études sur la valeur récréative des espaces forestiers ont été effectuées à un niveau national. Mayor *et al.* (2007) fournissent des estimations de la valeur récréative des forêts irlandaises en utilisant les méthodes d'évaluation contingente et de coût de déplacement. La MCD est effectuée à partir du nombre de visites réalisées sur deux années et le coût du voyage (pour différents modes de transport), incluant d'éventuels coûts sur site comme des droits d'entrée, mais excluant les coûts d'opportunité du temps. Un simple modèle NB est estimé et ne prend donc pas en compte l'information sur les non visiteurs disponibles dans leur échantillon. Le surplus calculé varie entre IR £ 2,38 et IR £ 5,95 (soit entre 2,86 € et 7,14 € [17]) par visite en équivalent adulte [18].

Il existe aussi des études réalisées à l'échelle régionale, notamment celle menée en Ligurie (Italie) par Bellù et Cistulli (1997) utilisant également la MEC et la MCD. Sept sites forestiers représentatifs sont étudiés et les résultats sont extrapolés afin d'obtenir une valeur pour la surface forestière totale de la région. L'enquête est réalisée sur site et le coût de déplacement exclut tout coût d'opportunité du temps. La MCD est basée sur l'estimation de différentes formes fonctionnelles linéaires (linéaire, log-log, semi-log, double-log). Le surplus moyen par visite en forêt de Ligurie (Italie) est estimé à 9 071 lires italiennes de 1994 (soit environ 4,95 € de 1994). Scarpa (1999) dans sa thèse sur l'évaluation de la valeur aménité des forêts réalise une application en Irlande du Nord à partir d'une enquête sur la récréation en forêt et compare les résultats d'estimation issus de chacune des deux méthodes citées plus haut. Les estimations sur différents sites forestiers donnent un surplus moyen (par visite) supérieur à £ 4 (soit environ 5,91 € de 1999 [19]) et variant entre £ 1,15 et £ 7 selon le site forestier (soit entre 1,75 et 10,6 €). Ovaskainen *et al.* (2001) étudient la valeur récréative de trois sites

[15] Par exemple, Hanley et Ruffel (1993) utilisent une méthode hédoniste de coûts de déplacement pour évaluer l'influence de certaines caractéristiques de la forêt sur le surplus du consommateur effectuant des sorties récréatives en forêt anglaise.

[16] Voir conversion utilisée par le projet ENVALUE (*a searchable environmental valuation database*)

[17] Taux de change retenu : IR £ 1 = 1,2 € (*source* : Banque centrale européenne).

[18] Cette étude considère des pondérations différentes entre adultes et mineurs, ces derniers étant pondérés par 0,5 alors que les adultes ont un poids de 1. Par conséquent, le coût de transport par individu calculé pour les ménages ayant des enfants est plus élevé.

[19] Taux de change retenu : £ 1 = 1,518 € en 1999 (*source* : internet Wikipédia).

forestiers en Finlande. Ils reportent des valeurs estimées à partir d'un modèle NB tronqué corrigeant le problème de stratification endogène, autour de FIM70 (soit environ 12 € avec l'équivalence monétaire utilisée par les auteurs). Une originalité de cette étude est qu'elle intègre la spécificité de chacun des trois sites par des variables binaires. Il est donc possible comme dans notre étude de prendre en compte l'hétérogénéité des différents sites forestiers et d'en mesurer l'impact sur la valeur récréative.

4.3.2. Les études en France

À notre connaissance, seuls Peyron *et al.* (2002) travaillent sur la valeur récréative des forêts au niveau national. Le coût de déplacement représente 83 € par ménage et par an. Cependant, les auteurs ne donnent pas d'estimation pour le surplus du consommateur dont la valeur est jugée très élevée (quatre fois le coût de déplacement). Le rapport de Chevassus-au-Louis (2009) qui reprend cette enquête en actualisant les coûts de transport et considérant que seulement 50 % de la surface forestière totale en France est propice aux visites, propose finalement de retenir le montant de 200 € par ha et par an.

Quelques études ont été effectuées à un niveau régional, mais la comparaison avec notre travail reste délicate. Poupardin (1979) réalise la première étude en France et tente d'attribuer une valeur récréative à trois forêts périurbaines de la région parisienne par la méthode de calcul dite de Clawson (voir Clawson et Knetsch, 1966) qui n'est autre que les premières bases de la MCD. Plutôt que d'estimer une relation statistique, il s'agit d'abord de tracer la courbe de consommation de récréation entre le nombre de visites ou le taux de fréquentation en forêt et le coût moyen par visite, puis construire la courbe de demande en supposant que le comportement des individus est identique quelle que soit leur zone d'origine. L'aire sous cette courbe représente la valeur totale du surplus des consommateurs. D'après nos calculs, les surplus par visite varient selon la forêt de 0,75 à 1,47 franc de 1979 (soit de 0,29 à 0,56 € de 2001).

Les articles de Despres (1998) et Despres et Normandin (1998) portent sur la région Lorraine et utilisent la méthode de Clawson pour estimer le surplus des consommateurs pour la récréation en forêt. Les valeurs trouvées sont basses. La première de ces études affiche une valeur de l'ordre de 10 F, soit environ 1,6 € de 2001, tandis que la seconde trouve un chiffre compris entre 6 et 7 F, soit environ 1,04 € de 2001. Ces faibles valeurs pour la récréation sont à rapprocher de celle trouvée dans notre étude pour la région de l'Est de la France (Alsace, Lorraine, Franche-Comté) non significativement différente de zéro.

5. Conclusion

La forêt est multifonctionnelle : elle produit de nombreux biens et services. Certains ont une valeur marchande comme le bois, d'autres n'ont pas de prix de marché comme la biodiversité, la protection des sols et des eaux, ou encore la récréation. L'émotion suscitée au sein de la population par la destruction des forêts lors des dernières tempêtes en France ou bien à cause des incendies estivaux montre probablement que les

individus accordent une valeur aux forêts qui va bien au-delà de son rôle de réservoir de bois. Parmi les multiples fonctions de la forêt, il en est une dont l'usage par les ménages occupe une place de plus en plus importante : la récréation.

La connaissance des facteurs qui influencent la décision de se rendre en forêt à des fins récréatives et la fréquence des visites des ménages, ainsi que la valorisation des services récréatifs sont importantes pour l'aménagement et la protection des forêts :

- Les propriétaires et les exploitants forestiers en lien avec les organismes de tourisme peuvent orienter la gestion de leur forêt pour les services récréatifs en engageant des travaux dont les coûts ne devraient pas dépasser les bénéfices.
- Les autorités publiques nationales ou locales souhaitant privilégier la fonction récréative de la forêt peuvent mettre en place des systèmes d'incitation dans lesquels la rémunération des propriétaires serait calculée sur la base de la valeur récréative estimée.
- Lorsqu'il s'agit de dédommager les propriétaires à la suite de catastrophes naturelles ou écologiques, c'est la somme des valeurs économiques des fonctions de la forêt (incluant la récréation) qui devrait être prise en compte dans le calcul des indemnisations.
- Lorsqu'une décision d'aménagement du territoire (comme la construction de nouvelles infrastructures) affecte l'intégrité de la forêt, l'analyse coût-bénéfice à réaliser au préalable doit également prendre en compte sa valeur totale.

Plus généralement, l'absence d'évaluation des services non marchands conduit les décideurs publics et les propriétaires à sous-estimer la valeur de la forêt lorsqu'une décision de gestion doit être prise.

Dans cet article, nous évaluons les bénéfices récréatifs apportés par la forêt en France, à partir du calcul du surplus des individus qui se rendent en forêt pour leurs loisirs. Nous proposons d'utiliser l'approche individuelle de la MCD afin d'estimer la demande récréative des visiteurs. Une enquête nationale auprès de ménages interrogés par téléphone durant l'année 2001 nous a conduit à utiliser également l'information recueillie auprès des non visiteurs. Les modèles de comptage *zero-inflated* utilisés dans notre travail empirique permettent de prendre en compte à la fois les valeurs entières strictement positives correspondant aux sorties en forêt, et les valeurs nulles des non visiteurs, en estimant conjointement la décision de sortir en forêt (équation de participation) et la fréquence des visites (fonction de demande).

Sur la base de tests économétriques, il ressort que le modèle ZINB est celui qui s'ajuste le mieux à nos données. Il offre un cadre économétrique permettant de modéliser les zéros tout en prenant en compte la sur-dispersion des données. Le profil du visiteur des forêts donne une information intéressante pour les acteurs qui souhaitent favoriser les services récréatifs de la forêt et en tirer profit. Il peut être défini par certaines caractéristiques individuelles. Les résultats d'estimation de l'équation de participation nous disent qu'on sort en forêt lorsque le chef de famille a des revenus élevés, et lorsque le nombre de personnes composant le foyer est grand. Ces individus ont en général une vision positive de l'impact de la coupe de bois sur la forêt. Enfin, les individus ayant un accès plus difficile à la forêt (soit parce qu'ils habitent en ville,

soit parce que leur région est moins dotée en espaces forestiers) se déplacent moins facilement en forêt.

La relation positive entre le nombre de visites et le nombre de personnes dans le foyer confirme l'importance des activités en famille. Mais les résultats montrent aussi que ces visites s'effectuent dans le cadre d'activités collectives organisées, et également pour faire du sport ou pour la cueillette. La valeur des paramètres estimés des prix nous conforte dans notre choix de prendre en compte dans l'équation de demande les différences régionales en termes d'hétérogénéité des forêts et leur interaction avec le coût de déplacement. La différence entre les estimations signifie que la valeur récréative des forêts n'est pas la même dans toutes les régions. Le calcul du surplus individuel nous donne la valeur récréative de la forêt par visite. Selon la région forestière où a lieu l'activité récréative en forêt, cette valeur varie de 0 à 47 €, mais ces chiffres doivent être considérés comme des estimations préliminaires devant être confirmées par de nouvelles études empiriques.

En résumé, les valeurs récréatives faibles semblent associées aux régions ayant la couverture forestière la plus importante, tandis qu'elles sont tirées vers le haut par d'autres caractéristiques des sites visités (montagnes) ou pour des raisons d'attractivité particulière (haut lieu touristique, présence d'équipements de loisir). Ces résultats indiquent qu'il est important de prendre en compte le problème d'hétérogénéité des forêts dans l'évaluation des services qu'elle fournit. Cela a été fait dans notre étude de manière très simplifiée à partir d'un découpage de la France en neuf inter-régions caractérisant des ensembles forestiers cohérents. Il serait souhaitable d'introduire dans le modèle d'évaluation des services récréatifs les attributs qui composent la forêt. Cela permettrait d'avoir une estimation plus fine de la valeur de différents massifs forestiers et de pointer les caractéristiques qui attirent spécifiquement le consommateur [20].

Une autre piste intéressante serait d'utiliser des indicateurs de taux de boisement aux alentours des grandes villes pour caractériser l'accessibilité des forêts à la population urbaine, cet élément semblant être un bon facteur explicatif de leur fréquentation. Par ailleurs, pour les régions fortement boisées, la proximité de la forêt ne permet pas une grande variabilité individuelle de la distance avec le domicile, un certain nombre de personnes se rendant même à pied en forêt. Enfin, les données montrent leurs limites concernant l'information sur le trajet, la forêt fréquentée, ses caractéristiques ou la qualité attribuée par ses visiteurs. Pour toutes ces raisons, nous souhaitons que ce travail et les estimations de la valeur récréative de la forêt française fournies soient considérés comme une première référence devant être validée ou corrigée par des études complémentaires.

[20] On pourra se reporter au travail de Rulleau (2008) pour la France, et de Edwards *et al.* (2009) sur les forêts européennes.

Bibliographie

Bellù L.G., Cistulli V. (1997) Economic valuation of forest recreation facilities in the Liguria region (Italy), CSERGE Working paper GEC 97-08, The Centre for Social and Economic Research on the Global Environment, Norwich, UK.

Brown W.G., Nawas F. (1973) Impact of aggregation on the estimation of outdoor recreation demand functions, *American Journal of Agricultural Economics* 55(2), 246-249.

Cameron A.C., Trivedi P.K. (1986) Econometric models based on count data: Comparisons and applications of some estimators and tests, *Journal of Applied Econometrics* 1(1), 29-53.

Cesario F.J., Knetsch J.L. (1970) Time bias in recreation benefit studies, *Water Resources Research* 6(3), 700-704.

Chevassus-au-Louis (sous la direction de) (2009) Approche économique de la biodiversité et des services liés aux écosystèmes. Contribution à la décision publique, Paris, Centre d'analyse stratégique.

Clawson M., Knetsch J.L. (1966) *Economics of Outdoor Recreation*, Baltimore (US), John Hopkins Press.

Cragg J.G. (1971) Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods, *Econometrica* 39(5), 829-844.

Creel M.D., Loomis J.B. (1991) Confidence interval for welfare measures with application to a problem of truncated counts, *The Review of Economics and Statistics* 73(2), 370-373.

Creel M.D., Loomis J.B. (1990) Theoretical and empirical advantages of truncated count data estimators for analysis of deer hunting in California, *American Journal of Agricultural Economics* 72, 434-441.

Desaigues B., Point P. (1993) *Économie du patrimoine naturel : la valorisation des bénéfices de protection de l'environnement*, Paris, Economica.

Despres A. (1998). Non-market benefits of forestry in managed forests and valuation methods: The case of forest in Lorraine (France), *in: Institutional Aspects of Managerial Economics and Accounting in Forestry*, Jöbst H., Merlo M. and Venzi L. (eds, 2000), Proceedings of the IUFRO Symposium in Roma-Ostia, 15-18 April, Viterbo, Italy, 87-113.

Despres A., Normandin D. (1998) Demande et évaluation des services écologiques et récréatifs des forêts en Lorraine, Document de recherche, Nancy, INRA ESR, 99 p.

Edwards D., Marzano M., Sondergaard Jensen F., Gonzales J.M., Jay M., Montagné C. and Weiss G. (2009) Public preferences for silvicultural attributes of European forests, EFORWOOD, Deliverable D2.3.3, Forest Research, UK.

Emmert J.J. (1999) Income and substitution effects in the travel cost model: An application to Indiana State Parks, *American Journal of Agricultural Economics* 81(5), 1330-1337.

Englin J.E., Shonkwiller 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), 104-112.

Englin J.E., Holmes P.H. and Sills E.O. (2003) Estimating forest recreation demand using count data models, *in: Forests in a market economy*, Sills E.O., Abt K.L. (eds.), Dordrecht and Boston, Kluwer Academic Publishers, 341-359.

Feather P., Shaw W.D. (1999). Estimating the cost of leisure time for recreation demand models, *Journal of Environmental Economics and Management* 38(1), 49-65.

Garcia S., Harou P., Montagné C. and Stenger A. (2009) Models for sample selection bias in contingent valuation: Application to forest biodiversity, *Journal of Forest Economics* 15(1-2), 59-78.

Garcia S., Harou P., Montagné C. and Stenger A. (2009) Valuing forest biodiversity from a national survey in France: A dichotomous choice contingent valuation, Document de travail du LEF 2007-08.

Greene W.H. (1994) Accounting for excess zeros and sample selection in Poisson and negative binomial regression models, Working paper EC-94-10, Stern School of Business, New York University.

Grogger J.T., Carson R.T. (1991) Models for truncated counts, *Journal of Applied Econometrics* 6(3), 225-238.

Habb T.C., McConnell K.E. (1996) Count data models and the problem of zeros in recreation demand analysis, *American Journal of Agricultural Economics* 78(1), 89-102.

Hanley N., Ruffel R. (1993) The valuation of forest characteristics, *in: Forestry and the Environment: Economic Perspectives*, Adamowicz W.L., White W., Phillips W.E. (eds), Wallingford, CAB International, 171-197.

Hellerstein D., Mendelsohn R. (1993) A theoretical foundation for count data models, *American Journal of Agricultural Economics* 75(3), 604-611.

Hotelling H. (1947) The economics of public recreation, The Prewitt Report, Washington DC, National Park Service.

IFEN (2005) Les comptes de la forêt : enjeux et méthodes, Notes de méthode 16, Orléans, 85 p.

IFN (2008) La forêt française - Les résultats issus des campagnes d'inventaire 2005, 2006 et 2007, 208 p., *www.ifn.fr/spip/IMG/pdf/IFN2008.pdf*.

Johnson M.B. (1966) Travel time and the price of leisure, *Western Economic Journal* 4(2), 135-145.

Lambert D. (1992) Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing, *Technometrics* 34(1), 1-14.

Mayor K., Scott S. and Tol R.S.J. (2007) Comparing the travel cost method and the contingent valuation method: An application of convergent validity theory to the recreational value of Irish forests, ESRI working paper N° 190, The Economic and Social Research Institute, Dublin, Ireland.

McConnell K.E. (1992) On-site time in the demand for recreation, *American Journal of Agricultural Economics* 74(4), 918-925.

Mullahy J. (1986) Specification and testing of some modified count data models, *Journal of Econometrics* 33(3), 341-365.

Ortacesme V., Ozkan B. and Karaguzel O. (2002) An estimation of the recreational use value of Kursunlu Waterfall Nature Park by the ITCM, *Turkish Journal of Agriculture and Forestry* 26, 57-62.

Ovaskainen V., Mikkola J. and Pouta E. (2001) Estimating recreation demand with on-site data: An application of truncated and endogenously stratified count data models, *Journal of Forest Economics* 7(2), 125-143.

Peyron J.-L. (2003). Enjeux économiques de la protection des forêts, *in: Livre blanc pour la protection des forêts naturelles en France*, Vallauri D. (éd.), Paris, Lavoisier, collection Tec et Doc, 195-206.

Peyron J.-L., Harou P., Niedzwiedz A. and Stenger A. (2002) National survey on demand for recreation in French forests, Report for EUROSTAT, Nancy, France, 44 p.

Poupardin D. (1979) Estimation de la valeur des services récréatifs rendus par les forêts péri-urbaines, *in: La forêt et la ville : essai sur la forêt dans l'environnement urbainet industriel*, INRA, Station de recherche sur la forêt et l'environnement, 101-120.

Randall A. (1994) A difficulty with the travel cost method, *Land Economics* 70(1), 88-96.

Rulleau B. (2008) La valeur économique des services récréatifs en forêts publiques. Application aux forêts domaniales de Gironde, Thèse de doctorat, université Montesquieu - Bordeaux IV, France, 392 p.

Scarpa R. (2003) The recreation value of woodlands, Report to the Forestry Commission, Centre for Research in Environmental Appraisal and Management, University of Newcastle, Newcastle upon Tyne, UK.

Scarpa R. (1999) Assessing the amenity value of forests, with applications to Wisconsin and Ireland, Ph.D. dissertation, University of Wisconsin, Madison, US.

Scherrer S. (2002) Les pertes d'usage récréatif du patrimoine forestier après les tempêtes de 1999 : le cas de la forêt de Fontainebleau, *Economie et Statistiques* 257-258, 153-172.

Vuong Q.H. (1989) Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses, *Econometrica* 57(2), 307-333.

Willis K.G, Garrod G. (1991) An individual travel cost method of evaluating forest recreation, *Journal of Agricultural Economics* 42(1), 33-42.

Zandersen M., Tol R.S.J. (2009) A meta-analysis of forest recreation values in Europe, *Journal of Forest Economics* 15(2), 109-130.

ANNEXES

Annexe 1. Questionnaire de l'enquête et définition des variables

(noms des variables inscrits dans les cases)

Question 1 : POSITION PAR RAPPORT À L'ENQUÊTE	
L'Ecole forestière de Nancy analyse les loisirs en forêt des Français.	
Accepteriez-vous de répondre à certaines questions sur ce sujet pendant quelques minutes ?	
NON ❑ Pourquoi ?	PT Vous n'avez pas le temps
	PE Vous n'aimez pas ce type d'enquête
	PF Ni vous, ni d'autres membres de votre foyer n'allez en forêt
	PI Ni vous ni d'autres membres de votre foyer n'êtes intéressés par la forêt
	Autre raison à préciser : . . . . .
OUI ❑	
Question 2 : RELATION BOIS-FORÊT	
Avec lesquels des jugements suivants concernant la coupe de bois en forêt êtes-vous d'accord ?	
GN Elle gâche le paysage forestier et gêne l'accès aux forêts	
EF Elle contribue à l'entretien de la forêt	
SU Elle met en péril la survie de la forêt	
MAT Elle permet de bénéficier d'un matériau naturel et renouvelable	
Question 3 : COMPOSITION DU MÉNAGE	
Au sein de votre foyer, quel est le nombre de personnes ?	
PERS au total, vous compris ?	
– 18 de moins de 18 ans ?	
+ 18 de plus de 18 ans ?	
Question 4 : EXISTENCE OU NON DE SORTIES EN FORÊT	
Certaines personnes de votre foyer, vous compris, sont-elles allées en forêt en France pendant leur temps de loisirs (donc hors activités professionnelles) au cours de l'année 2001 ?	
NON ❑ Pourquoi ?	SA Vous avez des problèmes de santé ou de mobilité
	DE Vous n'avez pas de moyen de déplacement
	La forêt est trop loin ❑ distance . . . . km
	TP Vous n'avez pas le temps d'y aller
	ID Vous n'avez pas l'idée d'y aller
	AT Vous supportez mal l'atmosphère forestière (allergie, insécurité, humidité)
	Autre raison à préciser : . . . . .
OUI ❑	

Question 5 : LIEUX DES SORTIES	
Dans quelles régions vous ou d'autres membres de votre foyer avez effectué en 2001 des sorties en forêt dans le cadre de vos loisirs ?	
AQ Aquitaine	LI Limousin
AL Alsace	LO Lorraine
AU Auvergne	LR Languedoc-Roussillon
BO Basse-Normandie	MP Midi-Pyrénées
BN Bourgogne	NO Nord-Pas-de-Calais
BR Bretagne	PA Provence-Alpes-Côte-d'Azur
CA Champagne-Ardenne	PC Poitou-Charentes
CE Centre	PI Picardie
CO Corse	PL Pays de la Loire
FC Franche-Comté	RA Rhône-Alpes
HN Haute-Normandie	EU Reste de l'Europe : . . . . .
IF Ile-de-France	RDM Reste du Monde : . . . . .
Savez-vous si les forêts concernées appartiennent essentiellement à des collectivités publiques (elles sont alors légalement gérées par l'Office national des Forêts) ou à des propriétaires privés ?	
OUI ❑ Quelle est donc leur nature ?	CPU essentiellement publique
	CPR essentiellement privée
	CPP à la fois publique et privée
NON ❑	
Quelles sont les principales forêts concernées, désignées par leur nom ou celui d'une commune voisine, et mentionnées si possible dans un ordre d'importance décroissante par rapport aux sorties de votre foyer en 2001 ?	
Nom des forêts	Nom des communes voisines

Question 6 : NATURE DES SORTIES	
Pour quels motifs vous ou d'autres membres de votre foyer êtes allés en forêt en 2001 (hors motifs professionnels) ?	
EX Exercice d'un animal domestique	
PR Promenade, détente	
FF Observation de la faune et de la flore	
FP Sports	
CU Cueillette	
CH Chasse	

BC Collecte de bois de chauffage	
ACT Autre à préciser :	
Comment s'effectuent en général les sorties ?	
IN De manière individuelle	
FA En famille ou entre amis	
❏ nombre de personnes du foyer :	❏ nombre de personnes dans le groupe : . . . . .
COL Dans le cadre d'activités collectives organisées	
❏ nombre de personnes du foyer :	❏ nombre de personnes dans le groupe : . . . . .
Question 7 : MODE D'ACCÈS A LA FORÊT	
Pouvez-vous indiquer les divers moyens de déplacement que vous ou d'autres membres de votre foyer utilisez pour vous rendre en forêt depuis votre résidence (principale, secondaire ou occasionnelle) ?	
VT Voiture ❏ type ?	MAR Marche
Carburant ? Consommation : . . . . . /100 km	VEL Vélo
❏ SUP (super) ?	CV Cheval
❏ SPB (sans plomb) ?	TC Transport en commun
❏ DIE (diesel) ?	TR Autre moyen à préciser : . . . . .
❏ GPL ?	

Question 8 : CARACTÉRISTIQUES DÉTAILLÉES DES SORTIES EN FORÊT				
Quelles ont été approximativement les caractéristiques des sorties en forêt de votre foyer au cours de l'année 2001, selon les différentes modalités liées aux régions, activités, modes d'accès à la forêt ?				
	Divers cas envisageables			
Région de situation				...
Nombre de membres du foyer				
Activité principale				
Mode d'accès				
Nombre de sorties dans l'année Y				
Distance moyenne d'accès (km)				
Durée moyenne en forêt (h)				

Question 9 : AUTRES CARACTÉRISTIQUES DU FOYER	
Quelle est la catégorie socio-professionnelle de la personne de référence du ménage ?	
AE Agriculteur exploitant	
AC Artisan ou commerçant	
CE Chef d'entreprise	

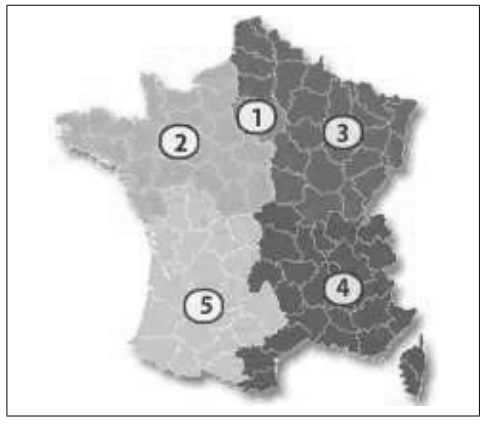
PL Profession libérale	
CA Cadre	
PI Profession intermédiaire (enseignants, infirmières, techniciens,...)	
EM Employé	
OQ Ouvrier qualifié	
OU Ouvrier (y compris agricole)	
RT Retraité	
SP Sans profession ou sans emploi	
Vivez-vous :	
MA En maison ?	VIL Plutôt en ville ?
APT En appartement ?	CA Plutôt en campagne ?
Pour votre chauffage, quelle énergie utilisez-vous ?	
BO Bois	
EL Électricité	
ES Énergie solaire	
FU Fuel	
GA Gaz	
RC Réseau de chaleur	
ENE Autre énergie à préciser :	

Annexe 2. Construction de la variable de revenu (REV) à partir des PCS

PCS	Revenu disponible annuel moyen en 1997 (K €/an)	Indice de revenu
Sans profession ou sans emploi	14,9	1
Ouvrier	19,2	2
Employé	20,8	3
Retraité	22,1	4
Agriculteur exploitant	23,3	5
Ouvrier qualifié	24,7	6
Profession intermédiaire	31,0	7
Artisan, commerçant et assimilés	33,8	8
Chef d'entreprise	38,2	9
Cadre	47,6	10
Professions libérales et assimilées	78,1	11

Source : INSEE

Annexe 3. Classification régionale selon l'indicateur téléphonique



Z_1 : Habite en région Ile-de-France

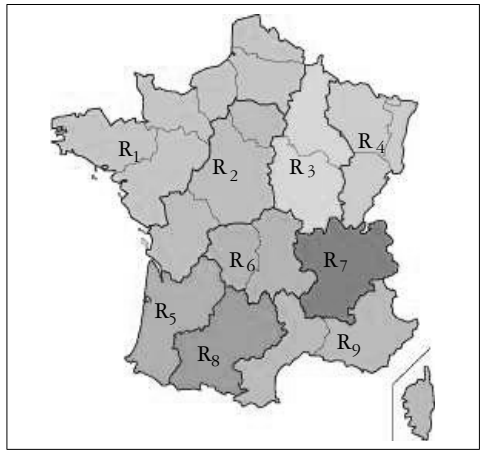
Z_2 : Habite dans le Nord-ouest

Z_3 : Habite dans le Nord-est

Z_4 : Habite dans le Sud-est

Z_5 : Habite dans le Sud-ouest

Annexe 4. Classification inter-régionale selon neuf ensembles forestiers cohérents



R_1 : Sortie forestière en Régions côtières du Nord-Ouest

R_2 : Sortie forestière en région Ile-de-France Centre Poitou-Charentes

R_3 : Sortie forestière en région Champagne-Ardenne Bourgogne

R_4 : Sortie forestière en région Alsace Lorraine Franche-Comté

R_5 : Sortie forestière en région Aquitaine

R_6 : Sortie forestière en région Auvergne-Limousin

R_7 : Sortie forestière en région Rhône-Alpes

R_8 : Sortie forestière en région Midi-Pyrénées

R_9 : Sortie forestière en région Sud-Est

Source : IFN.