AMÉNAGEMENT ET GESTION

Comportement de coupe des propriétaires forestiers privés : une analyse statistique à l'échelle de la parcelle à partir de l'enquête OUI-GEF

Mihai Tivadar[1]* et Julie Thomas[2]

1. Université Grenoble Alpes, INRAE, LESSEM – 2 Rue de la Papeterie, 38402 Saint-Martin-d'Hères, France.
2. CNPF, Nancy, Institut du Développement Forestier – 11 Rue de la Commanderie, 54000 Nancy, France.

* Auteur correspondant : Mihai Tivadar, mihai.tivadar@inrae.fr ;
ORCID : https://orcid.org/0000-0001-6304-9168

Comportement de coupe des propriétaires forestiers privés : une analyse statistique à l'échelle de la parcelle à partir de l'enquête OUI-GEF

Cette étude analyse les déterminants de la décision de coupe en forêt privée à partir de données de l'enquête OUI-GEF à l'échelle de la parcelle, appariées à des informations biophysiques dans trois parcs naturels régionaux français. La modélisation statistique de type probit spatial met en évidence le rôle central des comportements des propriétaires et de leur présence sur site (fréquence de visite, accessibilité perçue, loisirs), devant les seules contraintes physiques et biologiques. Les décisions de coupe apparaissent également interdépendantes, avec des effets de voisinage significatifs.

Felling behaviour of private forest owners: a statistical analysis at stand level based on the OUI-GEF survey

This study analyses the factors influencing tree felling decisions in private forests using data from the OUI-GEF survey at stand level, which was matched with biophysical information from three French Regional Natural Parks. Spatial probit statistical modelling high-lighted that the behaviour of forest owners and their presence on site (frequency of visits, perceived accessibility, leisure activities) play a more important role than physical and biological constraints alone. Decisions related to felling also appear to be interdependent, with significant neighbour effects.

Messages clés :

- La décision de coupe en forêt privée dépend surtout du comportement et de la présence des propriétaires sur leurs parcelles, plus que des seules contraintes biophysiques.
- Les interactions spatiales jouent un rôle très significatif : la coupe d'une parcelle est influencée par les pratiques des parcelles voisines.

Mots-clés : propriétaires forestiers privés ; décision de coupe ; parcs naturels régionaux ; modèle probit spatial.

Highlights:

- Felling decisions in private forests depend more on the behaviour of forest owners and their presence on their stands than on just biophysical constraints.
- Spatial interactions play a highly significant role: the felling of a stand is influenced by practices in neighbouring ones.

Keywords: private forest owners; felling decisions; Regional Natural Parks; spatial probit model

Citation de l'article : Tivadar, M., Thomas, J. (2026). Comportement de coupe des propriétaires forestiers privés : une analyse statistique à l'échelle de la parcelle à partir de l'enquête OUI-GEF, *Revue forestière française*, *77*(2), 141-158. https://doi.org/10.20870/revforfr.2026.10206

Licence Creative Commons
Attribution - 4.0 International (CC BY 4.0)

Dans un contexte de transition énergétique, la ressource bois apparaît comme un levier stratégique encore insuffisamment mobilisé, en particulier dans la forêt privée. En France métropolitaine, la forêt privée représente environ les trois quarts de la surface forestière (CNPF, 2021). Pourtant, seule une proportion légèrement supérieure à la moitié des propriétaires réalise effectivement des coupes (Agreste, 2015), ce qui alimente l'idée d'une ressource de bois sous-exploitée. Ce constat est fréquemment attribué au fort morcellement de la propriété forestière : plus de trois millions de propriétaires se partagent une multitude de petites parcelles, situation qui engendre des coûts fixes élevés et des rendements d'échelle défavorables à l'exploitation.

Au-delà de ces contraintes structurelles, les décisions des propriétaires forestiers privés sont intrinsèquement complexes. Elles ne relèvent pas uniquement d'une logique de maximisation du profit, mais résultent d'un arbitrage entre objectifs économiques (revenus tirés de la vente de bois et autoconsommation de bois de chauffage), consommation d'aménités naturelles (paysage, loisirs, biodiversité), valeur patrimoniale et logique de transmission intergénérationnelle, le tout sous contraintes techniques et biologiques. Cette pluralité d'objectifs contribue à expliquer l'hétérogénéité des comportements observés en matière de gestion et de mobilisation du bois.

En France, les données disponibles et les études consacrées au comportement de coupe des propriétaires forestiers privés reposent généralement sur deux types de sources mobilisées de manière séparée. Les travaux fondés sur des enquêtes analysent le rôle des caractéristiques sociodémographiques, des objectifs de gestion et des préférences des propriétaires, mais sans disposer d'informations biophysiques fines et géolocalisées au niveau des parcelles. À l'inverse, les recherches exploitant les données de l'Inventaire forestier national (IFN) mettent l'accent sur les déterminants biophysiques et les conditions locales de marché, sans intégrer les caractéristiques individuelles et les usages des propriétaires. Ainsi, les dimensions sociodémographiques et biophysiques sont le plus souvent étudiées de façon dissociée, et les interactions spatiales entre parcelles voisines demeurent encore peu explorées dans un cadre empirique unifié.

Dans ce contexte, l'objectif de cet article est de quantifier l'impact conjoint des facteurs biophysiques, des caractéristiques sociodémographiques des propriétaires, de leurs usages et préférences, ainsi que des interactions spatiales, sur la probabilité de coupe dans trois parcs naturels régionaux contrastés (PNR de Chartreuse, du Massif des Bauges et du Pilat). Pour ce faire, nous estimons un modèle de probit spatial autorégressif à partir des données de l'enquête réalisée dans le cadre du projet OUI-GEF (« Outils innovants pour une gestion concertée des forêts : de la superposition des usages au projet territorial »), qui constituent, à notre connaissance, la première source en France permettant de relier directement les réponses des propriétaires enquêtés aux caractéristiques biophysiques fines de leurs parcelles.

REVUE DE LITTÉRATURE

Pour expliquer le comportement des propriétaires forestiers privés, l'économie forestière s'est initialement structurée autour du modèle théorique d'âge optimal de récolte, ou modèle FPO (Faustmann, 1849 ; Pressler, 1860 ; Ohlin, 1921). Ce cadre, centré sur la maximisation de la valeur actualisée de la forêt, a progressivement été enrichi par l'intégration des aménités (Hartman, 1976), du risque (Routledge, 1980), de la variabilité des prix (Brazee et Mendelsohn, 1988), des imperfections du marché des capitaux (Kuuluvainen et Salo, 1991) et des peuplements irréguliers (Uusivuori et Kuuluvainen, 2005). Toutefois, malgré ces extensions, ce modèle demeure adapté aux propriétaires industriels engagés dans une logique de maximisation du profit.

Pour les propriétaires privés non-industriels, la littérature mobilise davantage le modèle du ménage-producteur (Becker, 1965), adapté au contexte forestier par Binkley (1981, 1987). Dans ce cadre, le propriétaire maximise son utilité en arbitrant entre production de bois et consommation d'aménités, sous contraintes budgétaires, techniques et biologiques. Empiriquement, la majorité des travaux s'appuie sur des estimations issues de ce cadre théorique. Les décisions de coupe (variable binaire) sont analysées à l'aide de modèles logit (Binkley, 1981 ; Hyberg et Holthausen, 1989 ; Joshi et Arano, 2009) ou probit (Dennis, 1990 ; Prestemon et Wear, 2000). Lorsque l'on s'intéresse aux volumes récoltés, les études mobilisent des modèles tobit (Dennis, 1989 ; Favada *et al.*, 2009) ou des modèles en deux étapes combinant choix discret et équation linéaire (Kuuluvainen *et al.*, 1996 ; Størdal *et al.*, 2008).

En France, plusieurs travaux empiriques ont cherché à caractériser les déterminants de la décision et de l'intensité de la coupe en mobilisant des données des différentes enquêtes forestières. À partir de l'enquête nationale sur la structure de la forêt privée de 1999 (MAAP/SG/SSP) portant sur plus de 3 500 propriétaires d'un hectare ou plus, Garcia *et al.* (2014) estiment un modèle de sélection multiniveaux afin d'identifier l'existence d'interactions sociales dans l'offre de bois. Ils distinguent des effets contextuels (exogènes), lorsque des attributs régionaux similaires conduisent à des comportements proches ; des effets corrélés, lorsque des propriétaires se ressemblent parce qu'ils partagent des caractéristiques individuelles

inobservées ; et des effets endogènes, lorsque le comportement d'un individu varie avec celui du groupe.

Les données combinent caractéristiques déclaratives de la propriété, attributs individuels et indicateurs de comportement, complétés par des variables régionales. Leurs résultats suggèrent que des propriétaires « semblables » peuvent adopter des comportements de récolte différents selon le dynamisme local de la filière et l'environnement forestier, ce qui plaide pour un rôle des interactions sociales.

Kéré (2013) prolonge cette analyse en testant explicitement des interactions spatiales (effets de mimétisme) *via* une spécification autorégressive : un probit spatial estimé par GMM (méthode de moments généralisés), mais la portée spatiale reste contrainte par des informations disponibles uniquement au niveau communal, les propriétés n'étant pas géolocalisées.

Petucco *et al.* (2015) analysent la décision de récolte et le coût d'opportunité des aménités, en mettant l'accent sur les objectifs de gestion (orientation pro-production *vs* pro-aménités), à partir de l'enquête Newforex réalisée en 2010. Cette enquête a été administrée par courrier dans cinq régions (Auvergne, Bourgogne, Lorraine, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Pays de la Loire) ayant recueilli presque 600 réponses. La décision de coupe est estimée par régression logistique à partir de certaines caractéristiques déclaratives de la propriété et attributs sociodémographiques des propriétaires. Dans la même veine, Kéré *et al.* (2015) et Brunette *et al.* (2016 ; 2017), utilisent la même source de données pour montrer que les propriétaires privés français sont en moyenne averses au risque et évaluent l'effet de cette aversion sur la probabilité de récolter *via* un modèle probit.

Une autre source d'information pour analyser le comportement de coupe des propriétaires forestiers privés est constituée par les enquêtes nationales RÉSOFOP 2011 et 2015 (plus de 5 500 propriétaires enquêtés en total, détenant au moins 4 hectares). À partir de modèles logistiques estimés sur ces données, Tivadar *et al.* (2025) montrent que, au-delà des caractéristiques objectives des propriétés (ancienneté de détention, adoption d'un document de gestion, surface totale, mode d'acquisition, activités réalisées en forêt) et des facteurs économiques (la présence de la filière bois locale), les attributs individuels des propriétaires jouent un rôle déterminant dans la probabilité de récolte. Les auteurs mettent également en évidence une forte hétérogénéité des comportements selon la destination du bois récolté : l'effet des variables explicatives diffère selon que le bois est destiné à la vente ou à l'autoconsommation, et selon qu'il s'agit de bois d'œuvre ou de bois de chauffage.

La méthodologie d'enquête développée dans le projet OUI-GEF — échantillonnage à l'échelle de la parcelle et appariement avec des données biophysiques fines — a été reprise et étendue dans le projet ADEME MOBINTER (Tivadar *et al*., 2024), mené auprès d'environ 2 500 propriétaires dans quatre territoires forestiers contrastés (Dordogne, Ain–Savoie, littoral méditerranéen, Sarthe–Orne). En raison de la dispersion spatiale des parcelles échantillonnées, les interactions spatiales ne sont pas significatives et par conséquent les auteurs mobilisent des modèles de choix discret de type logit appliqués aux décisions de coupe passées et futures. Les résultats confirment le rôle significatif des caractéristiques des parcelles (taille, structure forestière) ainsi que de l'accessibilité et de la fréquence de visite, tandis que les variables sociodémographiques jouent un rôle plus limité. Ils mettent également en évidence une forte persistance des comportements, ainsi qu'une hétérogénéité marquée selon les territoires et les types de bois mobilisés (autoconsommation de bois de chauffage *versus* bois commercial : bois de chauffage, bois d'œuvre, bois d'industrie).

Dans un autre registre, en complément des études fondées sur des données d'enquêtes, plusieurs travaux s'appuient sur les données de l'IFN pour analyser la récolte à partir d'observations biophysiques objectives. Fortin *et al.* (2019), Salzet *et al.* (2020) et Tivadar *et al.* (2024) mobilisent des modèles statistiques de survie, sous forme des régressions de Cox, afin d'estimer la probabilité qu'un arbre soit coupé au cours du temps. Ces modèles expliquent principalement la récolte par des facteurs de nature biophysique, tels que la pente, la surface terrière, la structure du peuplement et les caractéristiques biologiques. L'introduction de variables d'accessibilité et de contexte économique local comme la distance aux routes et aux scieries, proximité de clusters industriels, densité d'entreprises forestières, ainsi que la prise en compte du prix du bois, améliorent sensiblement la capacité prédictive des modèles.

L'ENQUÊTE OUI-GEF : MÉTHODE ET RÉSULTATS

Présentation de l'enquête OUI-GEF

À l'exception de l'enquête MOBINTER (Tivadar *et al.*, 2024), qui reprend et étend la méthodologie développée dans OUI-GEF, les recherches existantes ont principalement exploré soit les caractéristiques socio-économiques et les motivations des propriétaires, soit les déterminants biophysiques des pratiques de récolte. Les études fondées sur des enquêtes apportent une connaissance détaillée des caractéristiques et motivations des propriétaires,

mais elles ne disposent pas d'informations géolocalisées précises sur les parcelles, ce qui limite la prise en compte des contraintes biophysiques réelles et des interactions spatiales. À l'inverse, les analyses basées sur les données de l'IFN intègrent finement les dimensions biophysiques, mais ignorent les caractéristiques individuelles, les usages et les préférences des propriétaires. Or, une géolocalisation fine des parcelles est indispensable pour relier les réponses des propriétaires enquêtés aux caractéristiques biophysiques et pour modéliser avec précision les interactions spatiales entre propriétaires voisins.

Pour dépasser ces limites, l'enquête OUI-GEF a été menée en 2018 dans trois PNR contrastés : la Chartreuse, le Massif des Bauges et le Pilat. L'originalité du dispositif tient à la définition de la population d'étude, fondée non pas sur l'ensemble des propriétaires, mais sur l'ensemble des parcelles forestières situées dans la zone considérée. L'enquête a été administrée par téléphone (1 002 questionnaires) et, après anonymisation, les parcelles échantillonnées ont été appariées à des bases de données cadastrales, topographiques et forestières. Afin d'intégrer également les petits propriétaires, qui constituent la majorité des propriétaires forestiers privés, l'enquête a retenu une limite de 0,5 hectare pour la surface totale détenue dans un des trois parcs naturels, seuil nettement inférieur à ceux mobilisés dans les enquêtes précédentes. Cette limite de de 0,5 hectare vise toutefois à exclure les propriétés très petites, économiquement difficilement exploitables.

Le passage à l'échelle de la parcelle a soulevé plusieurs défis méthodologiques. D'abord, le risque d'observer une proportion très faible de parcelles coupées pouvait limiter la portée statistique des analyses ; toutefois, l'analyse descriptive préalable et l'enquête test ont montré que ce risque restait limité. Lors du questionnaire test, nous avons également expérimenté la possibilité d'interroger un même propriétaire sur deux parcelles, afin d'évaluer si les comportements variaient selon les caractéristiques locales des parcelles. Cependant, près d'un quart des propriétaires ont refusé de répondre aux mêmes questions de manière répétée, ce qui a conduit à restreindre l'enquête à une seule parcelle par propriétaire. L'identification précise des parcelles s'est révélée occasionnellement délicate, soit à cause des erreurs de localisation dans le fichier cadastral initial, soit causée par la connaissance des propriétaires, en particulier lorsque plusieurs parcelles étaient situées dans une même commune. Pour y remédier, une procédure d'identification progressive a été mise en place : si la parcelle initialement tirée au sort n'était pas reconnue par le propriétaire, l'enquêteur proposait la suivante (par exemple la plus grande), et ainsi de suite.

Caractéristiques biophysiques des parcelles forestières dans les trois parcs naturels régionaux

Les analyses de cet article portent sur trois PNR de la région Auvergne-Rhône-Alpes : la Chartreuse, le Massif des Bauges et le Pilat (figure 1).

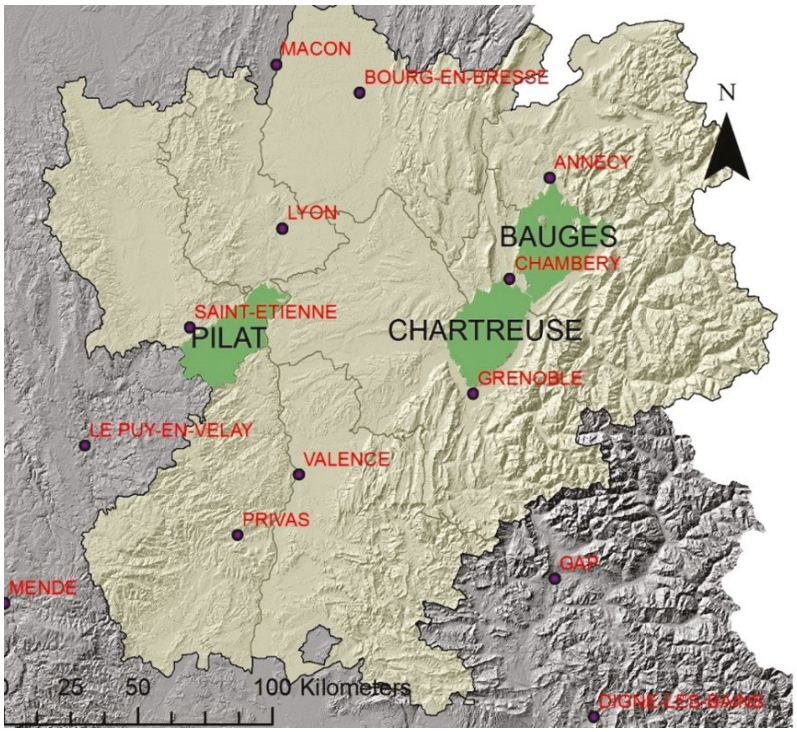
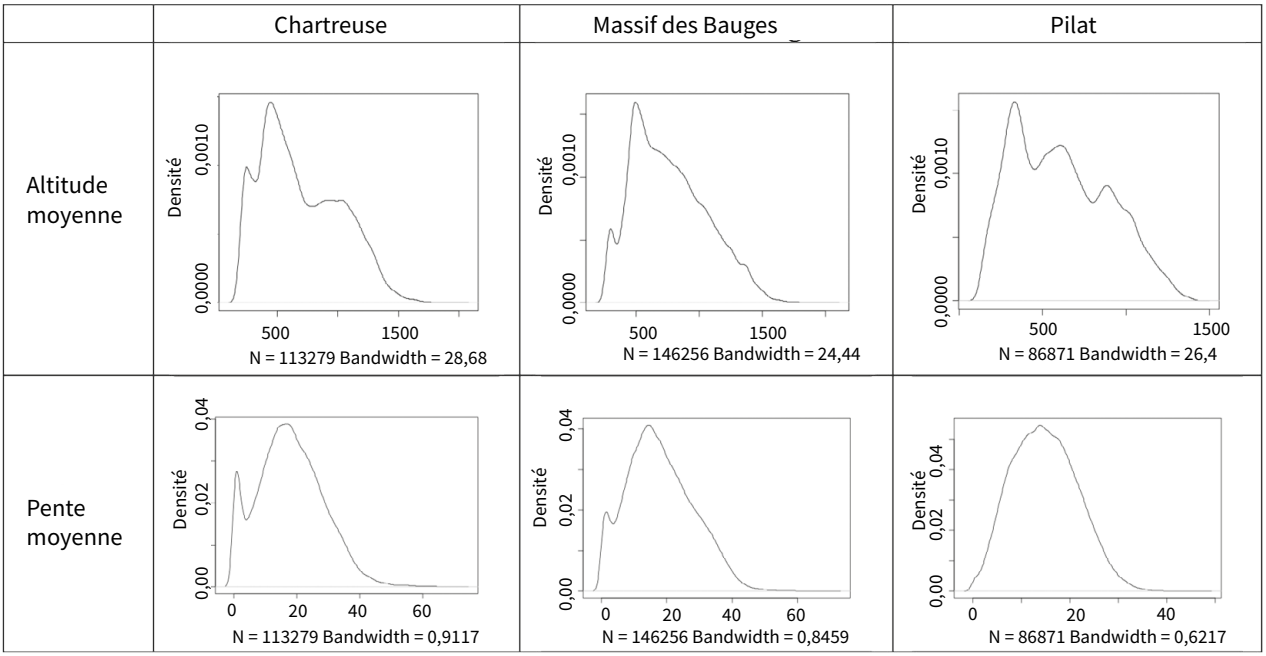


Figure 1 | Les territoires du projet OUI-GEF. Source : M. Fuhr *et al*. (2022)

Figure 2 | Distribution des parcelles forestières en fonction de leur altitude et pente

Sur les six graphiques, l'axe des ordonnées représente la densité de probabilité estimée par noyau (*kernel density estimation*). La densité n'est pas exprimée dans une unité physique propre ; son unité est l'inverse de celle de la variable représentée sur l'axe des abscisses. L'aire totale sous chaque courbe est égale à 1. L'axe des abscisses représente les valeurs observées de la variable analysée. L'unité est donc celle de la variable concernée dans chacun des six graphiques (mètres pour les altitudes moyennes et degrés pour les pentes moyennes). La Bandwidth, valeur indiquée sous chaque graphique (par exemple « Bandwidth = 28.68 ») correspond au paramètre de lissage utilisé pour l'estimation de la densité par noyau. Son unité est la même que celle de la variable figurant sur l'axe des abscisses.



Les variables topographiques calculées à partir de modèles numériques de terrain mettent en évidence des profils de montagne proches pour la Chartreuse et le Massif des Bauges, caractérisés par des altitudes moyennes des parcelles plus élevées, une topographie marquée (figure 2) et une orientation dominante est–ouest. Le PNR du Pilat présente des altitudes plus faibles et une morphologie de relief plus douce, ce qui suggère une accessibilité potentiellement meilleure des parcelles.

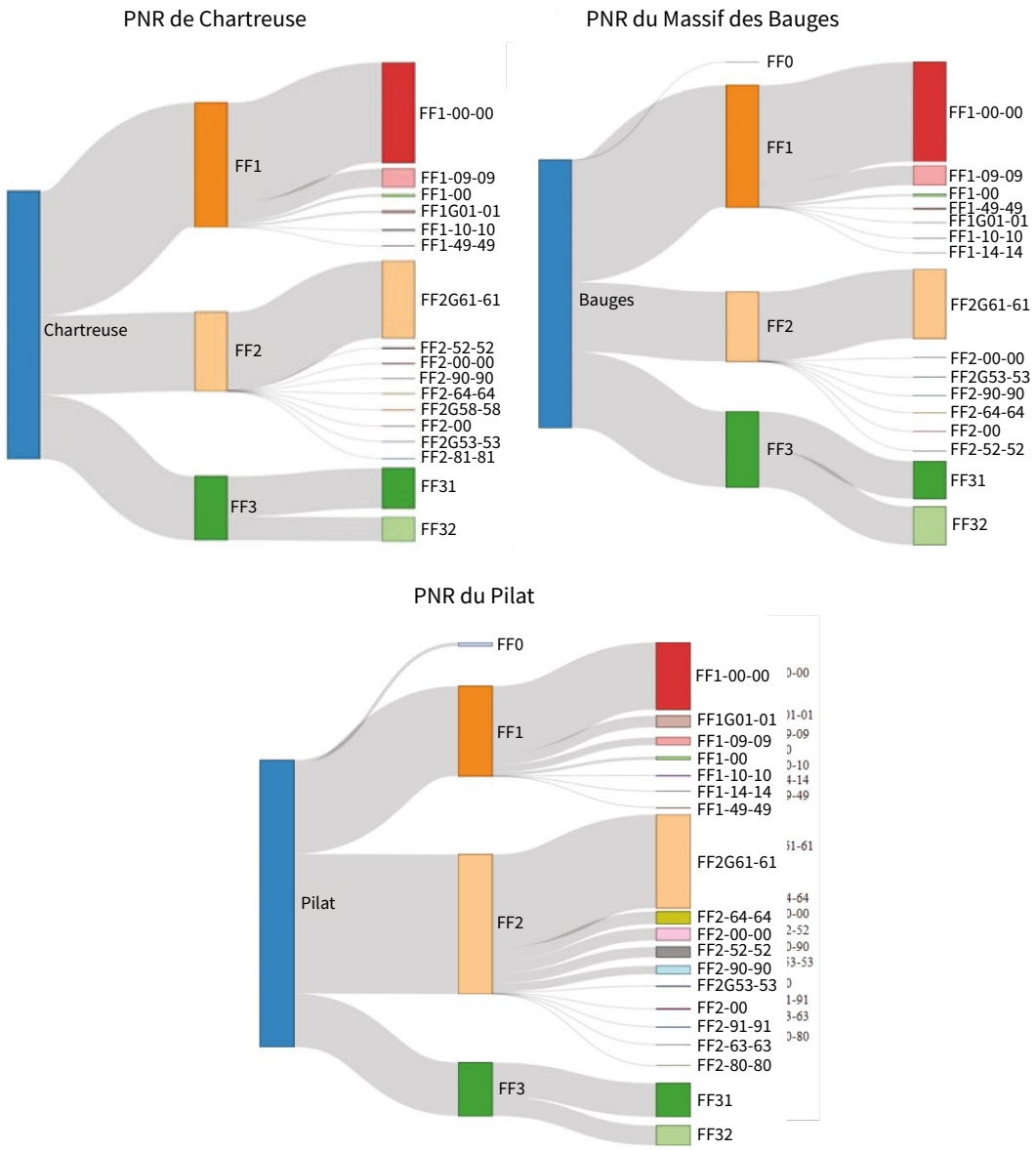
Les caractéristiques biologiques des parcelles ont été obtenues par croisement de la base parcellaire avec la BD Forêt de l'IGN, qui classe les superficies forestières selon une typologie à deux niveaux[1]. Les trois PNR sont majoritairement composés de forêts fermées (approximativement 98 % dans chaque parc), mais présentent des différences dans la composition des peuplements (tableau 1 et figure 3).

Tableau 1 | Les superficies forestières par types des forêts dans les trois PNR (%)

PNR	Forêt sans couvert	Feuillus	Conifères	Mélange
Chartreuse	0,00	46,15	29,84	23,61
Bauges	0,02	45,70	26,06	28,11
Pilat	1,25	32,07	47,63	18,88

1 La nomenclature BD Forêts : https://inventaire-forestier.ign.fr/IMG/pdf/DC_BDFORET_v2.pdf

Figure 3 | Les superficies forestières par typologie fine des forêts dans les trois PNR (%)

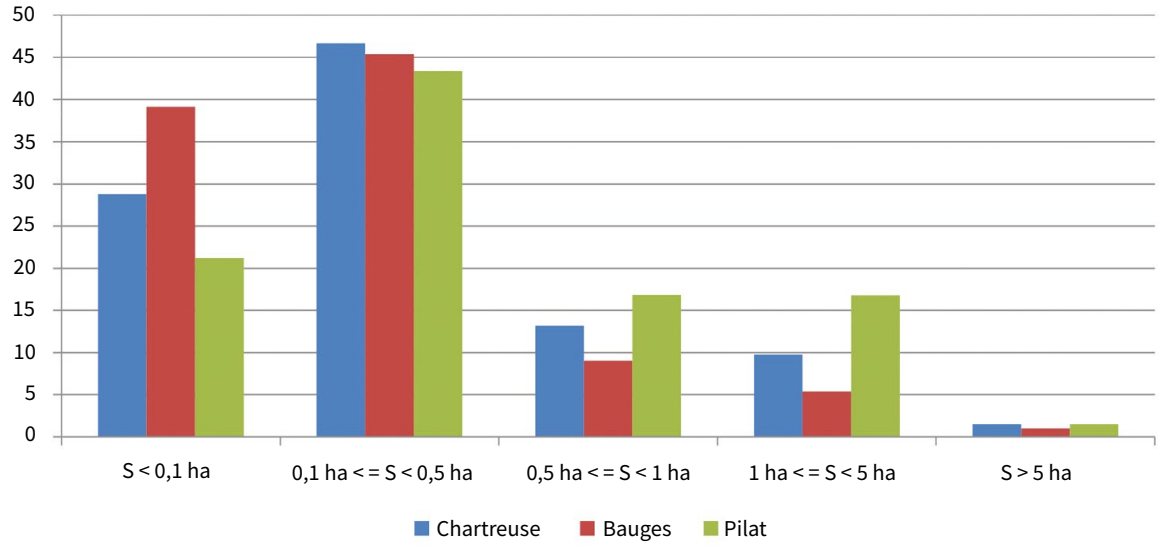


En Chartreuse et dans le Massif des Bauges, les forêts sont principalement dominées par des feuillus (46 et 45 % de la superficie forestière), en particulier des mélanges de feuillus (80 % des forêts de feuillus) et des peuplements de hêtre pur (15 %). Les conifères y sont moins présents et correspondent presqu'en totalité à des peuplements de sapin ou d'épicéa, associés aux conditions d'altitude. À l'inverse, le PNR du Pilat se caractérise par une présence plus importante de conifères (47 %), notamment de sapin ou d'épicéa, mais aussi des parts non négligeables (entre 7 et 9 %) de douglas, de pin sylvestre et de mélanges de conifères. Les feuillus y sont moins dominants et, en dehors des mélanges de feuillus, les peuplements les plus représentés correspondent aux chênes décidus purs (13 % des feuillus).

La distribution des superficies des parcelles forestières (figure 4) confirme un morcellement prononcé dans les trois PNR, la grande majorité des parcelles sont de moins-de 0,5 ha.

La surface moyenne atteint 0,61 ha à l'échelle de l'ensemble des territoires, mais elle est fortement influencée par la présence de quelques grandes propriétés, comme l'indique une médiane nettement plus faible (0,19 ha). Les PNR connaissant des conditions géomorphologiques de de haute montagne (Chartreuse et Bauges) apparaissent plus fragmentés que celui de moyenne montagne du Pilat, où la part des mini-parcelles (moins de 0,1 ha) est plus faible et celle des parcelles de taille moyenne et grande plus élevée. Les parcelles forestières recensées dans l'en-

Figure 4 | Distribution des surfaces des parcelles forestières dans les trois parcs



quête OUI-GEF apparaissent légèrement moins morcelées que l'ensemble du parcellaire cadastral, avec une superficie moyenne de 1,14 ha et une médiane de 0,64 ha, des valeurs influencées par le critère de sélection de minimum de 0,5 ha par propriété.

Comportements de coupe dans les parcelles échantillonnées

La variable d'intérêt est le comportement de coupe, mesuré par sa présence et la date de la dernière coupe. Plus de 60 % des parcelles de l'échantillon ont été coupées, dont plus de la moitié au cours des cinq dernières années. Des différences statistiquement significatives apparaissent entre les territoires (tests du chi^2), avec un taux de coupe plus élevé dans le PNR du Pilat (tableau 2), notamment pour les coupes récentes, ce qui montre une exploitation forestière plus intensive dans ce territoire.

Les variables décrivant le comportement de coupe couvrent plusieurs dimensions. Les trois parcs présentent des profils de coupe similaires, caractérisés par une forte prédominance des éclaircies, qui représentent plus de 74 % des interventions, loin devant les coupes rases et les coupes sanitaires. Le type de bois produit est largement dominé par le bois de chauffage destiné à l'autoconsommation, qui concentre environ deux tiers des volumes coupés, loin devant le bois de chauffage commercialisé, le bois d'œuvre et le bois d'industrie. La coupe est le plus souvent réalisée par le propriétaire lui-même et son entourage familial (plus de 62 % des cas), plutôt que par des professionnels privés (un tiers) ou des coopératives (4,18 %). Après la coupe, la reconstitution du peuplement repose majoritairement sur la régénération naturelle (près de 90 %), nettement plus fréquente que la plantation. Enfin, les intentions de coupe à cinq ans montrent une certaine continuité des comportements, avec un nombre de coupes prévues comparable à celui observé au cours des cinq dernières années, toujours dominé par la production de bois de chauffage en autoconsommation.

Tableau 2 | Part des parcelles échantillonnées en fonction de la coupe (%)

Parc	Moins de 5 ans	5-10 ans	10-15 ans	Pas de coupe
Chartreuse	26,45	11,94	20,65	40,97
Bauges	30,77	8,65	17,95	42,63
Pilat	34,96	13,28	15,45	36,31
Moyenne	30,98	11,40	17,86	39,76

Caractéristiques sociodémographiques des propriétaires forestiers

Contrairement aux propriétaires industriels, dont les décisions sont principalement guidées par des considérations économiques, les choix des propriétaires forestiers privés non-industriels sont fortement influencés par leurs préférences. Dans la littérature, ces préférences sont généralement appréhendées à travers les caractéristiques sociodémographiques, dont l'effet est interprété comme une variation des comportements selon l'appartenance à différentes classes sociales (Bolkesjø et Baardsen, 2002 ; Conway *et al.*, 2003 ; Tivadar *et al.*, 2025).

Les caractéristiques sociodémographiques des propriétaires incluent le sexe, l'âge, le niveau de diplôme, la situation professionnelle, la catégorie socioprofessionnelle et le revenu. Les résultats de l'enquête OUI-GEF montrent une forte surreprésentation des hommes parmi les propriétaires forestiers (80 %), ainsi qu'une population vieillissante (notamment dans la Chartreuse et les Bauges), près des deux tiers des répondants ayant plus de 65 ans (figure 5).

La distribution du niveau de diplôme est relativement similaire dans les trois parcs, avec des ressemblances plus marquées entre les PNR de Chartreuse et du Massif des Bauges. La majorité des propriétaires forestiers disposent d'un CAP/brevet et sont principalement des retraités, en cohérence avec leur âge élevé, situation particulièrement marquée dans le PNR de Chartreuse (presque 80 %). Ils appartiennent majoritairement aux catégories des employés et des ouvriers ; les agriculteurs sont nettement plus représentés dans le PNR du Pilat, tandis que les cadres le sont davantage dans celui de Chartreuse (figure 6).

Figure 5 | Distribution de l'âge des propriétaires

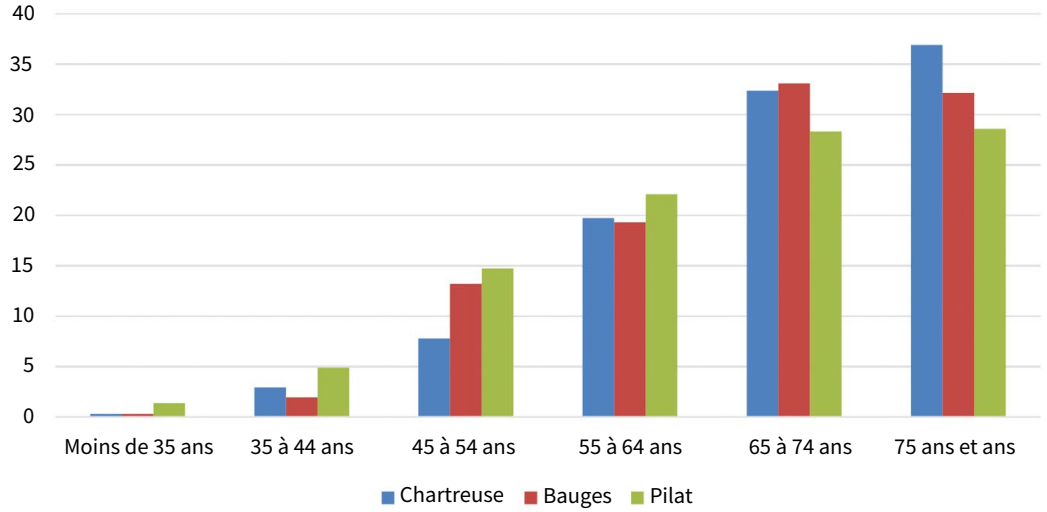


Figure 6 | Distribution de la catégorie socioprofessionnelle des propriétaires

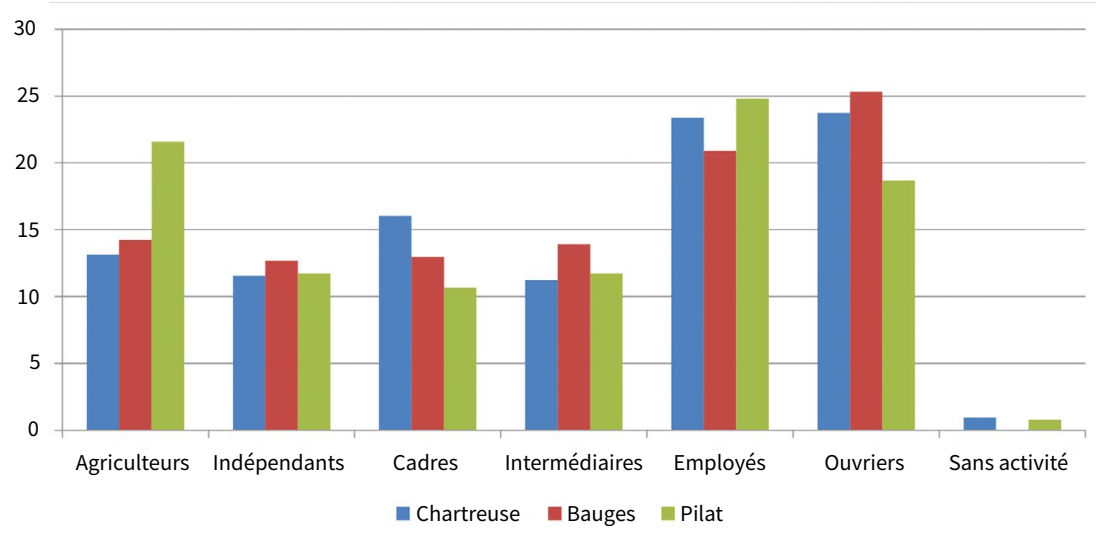
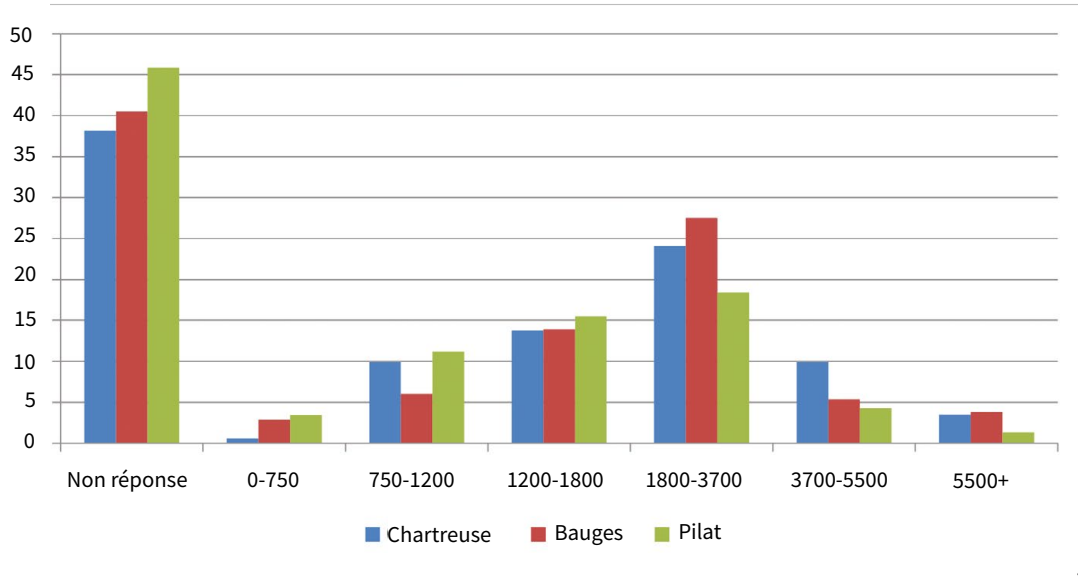


Figure 7 | Distribution du revenu des propriétaires



La question des revenus (figure 7), plus sensible, enregistre un fort taux de non-réponse (plus de 40 %). Parmi les répondants, la distribution des revenus suit une forme approximativement normale, avec une médiane située dans la classe moyenne (revenus mensuels entre 1 800 et 3 700 euros).

Modalités de gestion et relation aux forêts

La très grande majorité des répondants sont des propriétaires individuels (95 %) et seulement 5 % sont des gestionnaires sans titre de propriété (experts, techniciens ou coopératives). Plus des deux tiers sont par ailleurs des propriétaires de long terme, détenant leurs parcelles depuis plus de quinze ans. En revanche, la présence de documents de gestion (Plan simple de gestion, Règlement type de gestion, Code de bonnes pratiques sylvicoles) demeure faible : seuls 7 % des propriétaires déclarent disposer d'un tel document.

D'autres variables renseignent les activités économiques et de loisirs pratiquées sur les parcelles. Les activités déclarées relèvent principalement de la consommation d'aménités. L'observation de la faune et de la flore arrive en tête (39 %), suivie de la cueillette et des récoltes (truffes, champignons, fruits rouges ; 28 %), des promenades et pique-niques (26 %) et des activités de chasse, location comprise (21 %). Les loisirs motorisés (VTT, quads, motos), ainsi que la location des parcelles pour l'accueil du public ou pour des activités de plein air (accrobranche, paintball), restent marginaux. À l'exception de l'accueil du public, l'intensité de l'ensemble des activités pratiquées est plus élevée dans le PNR du Pilat que dans les autres parcs, qui est également celui où l'activité de coupe est la plus importante.

La consommation d'aménités localisées, tout comme la pratique de certaines activités économiques, nécessite la présence de l'individu sur place, ce qui fait de la fréquence de visite une variable importante dans l'analyse. On constate qu'un tiers des propriétaires visitent leur forêt moins d'une fois par an ou jamais et les parcelles sont plus fréquemment visitées dans le PNR du Pilat, territoire caractérisé par une activité forestière plus intensive.

L'accessibilité constitue par ailleurs un facteur déterminant des usages forestiers. Au-delà des contraintes physiques objectives (pente, altitude), l'accessibilité perçue peut jouer un rôle clé. Une part non négligeable des propriétaires (12,16 %) n'est pas en mesure d'évaluer l'accessibilité de leurs parcelles, ce qui traduit une méconnaissance cohérente avec la faible fréquence de visite déclarée. Parmi ceux ayant formulé une évaluation, les distributions sont similaires en Chartreuse et dans le Massif des Bauges, tandis que les parcelles du PNR du Pilat sont perçues comme plus accessibles. Ce résultat est cohérent avec la topographie des territoires et suggère une perception globalement réaliste de l'accessibilité par les propriétaires concernés.

MODÉLISATION STATISTIQUE DU COMPORTEMENT DE COUPE

Méthodologie statistique

La décision de coupe est modélisée à l'aide d'un modèle de choix discret à deux alternatives (couper/ne pas couper), dans la tradition des modèles d'utilité aléatoire (McFadden, 1974), dont les fondements théoriques sont basés sur la théorie du ménage producteur. Un propriétaire *n* choisit entre les deux alternatives, « couper » (*i* = 1) et « ne pas couper » (*i* = 0) en maximisant sa fonction d'utilité, composée d'une partie déterministe (connue) et d'un terme d'erreur aléatoire (attributs non observés) :

$$\max_{i=0,1} U\left(x_n^i\right) = V\left(x_n^i\right) + \varepsilon_n^i$$

où *n* représente les attributs pour le terme de l'alternative *i* estimé par le propriétaire *n*.

Nous estimons une variable latente y^*, la probabilité de coupe, qui dépend d'un vecteur de variables explicatives *X* : les caractéristiques physiques (surface de la parcelle, altitude moyenne, pente minimale, orientation nord), la structure forestière (types de peuplements et essences), les caractéristiques socio-économiques (revenus, catégorie socio-professionnelle, durée de détention), les activités et la fréquentation (loisirs, fréquence de visite, accessibilité perçue), ainsi que des effets territoriaux captés par des variables indicatrices pour les trois parcs étudiés (Chartreuse, Massif des Bauges et Pilat).

En fonction des hypothèses sur la distribution du terme aléatoire, on distingue deux grands types de modèles : logit (distribution logistique) et probit (distribution normale). Nous choisissons un modèle de type probit plutôt que logit afin de conserver une formulation naturelle en variable latente avec erreur normale et de faciliter l'extension au cadre spatial. En pratique, les deux spécifications conduisent à des résultats très proches en termes de probabilités estimées et de significativité des variables.

Afin de tenir compte d'éventuels effets de voisinage ou de mimétisme entre propriétaires, la modélisation est étendue à un modèle probit spatial autorégressif ou SAR (LeSage et Pace, 2009), dans lequel la variable latente dépend également d'un terme de décalage spatial (le choix d'un propriétaire est en partie expliqué par les choix effectués par les propriétaires voisins). Dans ce cadre, *W* désigne la matrice de poids spatiaux, ρ mesure l'intensité des interactions spatiales et ε représente un vecteur d'erreurs normalement distribuées :

$$y^* = \rho W y + X\beta + \varepsilon,$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

La matrice d'interactions est définie sur les distances entre parcelles sous forme gravitaire (fonction exponentielle négative) et est ensuite standardisée par ligne afin de garantir la comparabilité des effets spatiaux. Le paramètre ρ capture l'influence moyenne des décisions de coupe des parcelles voisines sur celle de la parcelle considérée, ce qui permet d'identifier d'éventuels phénomènes d'imitation.

Comparaison des modèles statistiques

Plusieurs modèles probit ont été estimés (annexe 1) afin d'évaluer séparément l'effet des différents groupes de variables (physiques, biologiques et sociodémographique), puis modèles complets, avec ou sans composante spatiale. La qualité des modèles est évaluée à l'aide de plusieurs indicateurs : la log-vraisemblance, le pseudo-R^2 de McFadden (McFadden, 1974), les critères d'information d'Akaike *AIC* (Akaike, 1973) et sa version corrigée *AICc*, ainsi que des mesures de performance prédictive dérivées de la matrice de confusion : taux de succès global, sensibilité, spécificité et indice de Youden (Youden, 1950).

On observe une faible capacité explicative des sous-modèles biophysiques, comme en témoignent les faibles valeurs des pseudo-R^2, indiquant que les seules variables biologiques et les contraintes physiques expliquent peu la décision de coupe. À l'inverse, le modèle socio-économique, qui regroupe les caractéristiques démographiques des propriétaires ainsi que leur relation à la forêt, présente un pouvoir explicatif plus élevé, ce qui confirme les résultats issus de l'enquête nationale Résofop (Tivadar *et al.,* 2025). Ce résultat souligne le rôle des déterminants individuels et des comportements dans la décision de coupe, au-delà des seules contraintes biophysiques.

L'introduction conjointe des variables biophysiques améliore toutefois significativement la qualité du modèle, suggérant que la décision de coupe résulte d'une interaction entre caractéristiques des propriétaires et conditions d'exploitation des parcelles. Cette complémentarité renvoie à une logique de décision où les arbitrages économiques et les préférences individuelles s'expriment sous contraintes physiques et techniques, notamment en termes d'accessibilité et de rentabilité de l'exploitation.

Le modèle retenu est le probit spatial SAR estimé par maximum de vraisemblance, en adaptant les fonctions du package R McSpatial (McMillen, 2013). Cette approche s'est révélée plus performante que l'approche bayésienne estimée à l'aide du package R spatial probit (Wilhelm et Matos, 2013), tant en termes de qualité d'ajustement que de capacité prédictive.

Interprétation des résultats des estimations économétriques

Le modèle complet regroupe l'ensemble des facteurs biophysiques et socio-économiques, ainsi qu'une variable d'appartenance au PNR et le terme d'interactions spatiales. Il présente un pseudo-R^2 d'environ 0,19, un taux de succès global de 73,4 %, une sensibilité de 86,7 % et une spécificité de 53,2 %. Ces résultats traduisent une bonne capacité du modèle à identifier les parcelles effectivement coupées, comme en témoigne la sensibilité élevée. En revanche, la spécificité plus faible indique une moindre capacité à identifier correctement les parcelles non coupées, ce qui se traduit par une tendance à surestimer la probabilité de coupe (faux positifs relativement nombreux). Cette asymétrie de performance suggère que le modèle capture bien les facteurs déclenchant la coupe, mais plus imparfaitement ceux expliquant son absence.

Dans l'ensemble, les résultats des estimations (annexe 5) mettent en évidence le rôle prépondérant des variables liées aux comportements des propriétaires et à leur présence sur site. La fréquence de visite, l'accessibilité perçue et la pratique d'activités de loisirs apparaissent comme les déterminants les plus robustes de la décision de coupe, aux côtés du revenu, de la durée de propriété et du paramètre d'interaction spatiale. L'analyse détaillée des résultats est présentée ci-dessous par groupes de variables, en lien avec les enseignements des sous-modèles.

- **Caractéristiques physiques des parcelles**

Les variables physiques conservent un rôle explicatif dans le modèle complet, bien que, par rapport au sous-modèle « physique » (annexe 2), leur significativité soit atténuée par l'introduction des autres dimensions. La moindre influence des caractéristiques physiques observée dans notre analyse, par rapport aux résultats du projet MOBINTER (Tivadar *et al.* 2024), peut s'expliquer par la taille plus limitée de l'échantillon et par le caractère moins contrasté des territoires étudiés, réduisant la variabilité des conditions biophysiques et donc leur pouvoir explicatif.

On observe un effet positif de la surface de la parcelle, tandis que l'impact de la surface totale de la propriété est presque nul. Ces résultats suggèrent que la décision de coupe dépend davantage de la taille des unités opérationnelles – les parcelles – que de la taille globale de la propriété. Le rôle du morcellement est confirmé par l'effet négatif des propriétés multiparcelles, soulignant l'importance des économies d'échelle dans les décisions d'exploitation forestière. La pente exerce un effet négatif, traduisant un frein à la mobilisation du bois en raison des contraintes d'accessibilité et de mécanisation en terrain de montagne. L'altitude présente un effet plus ambigu, avec un coefficient estimé proche de zéro, pouvant à la fois refléter des difficultés d'accès accrues et être associée à des peuplements potentiellement plus valorisables économiquement.

- **Structure forestière par essence**

La composition forestière joue également un rôle dans la décision de coupe. Les résultats du sous-modèle biologique agrégé (annexe 3) montrent que les parcelles dominées par les conifères présentent une probabilité de coupe plus élevée que celles dominées par les feuillus, les forêts mixtes occupant une position intermédiaire. Le modèle biologique détaillé (annexe 4) confirme que les forêts de sapin ou d'épicéa, ainsi que les hêtraies pures et certains mélanges à dominante de conifères, sont associées à une probabilité de coupe plus élevée, tandis que les chênaies pures et les peuplements de pin sylvestre pur ne sont pas significatifs. Ces résultats s'interprètent à la lumière des caractéristiques économiques des essences. Les conifères, notamment le sapin et l'épicéa, mais aussi certaines essences feuillues valorisables comme le hêtre, bénéficient de marchés du bois plus structurés et de débouchés industriels bien établis, favorisant leur mobilisation.

Toutefois, comme pour les variables physiques, le pouvoir explicatif des variables biologiques apparaît plus limité que dans l'enquête MOBINTER, ce qui peut s'expliquer par la taille plus restreinte de l'échantillon et le caractère moins contrasté des territoires étudiés.

- **Variables socio-économiques**

Les variables socio-économiques apparaissent comme les déterminants les plus robustes de la décision de coupe. Les résultats du sous-modèle dédié ne sont pas reportés dans les annexes, car ils sont très proches de ceux du modèle complet, avec des niveaux de significativité légèrement supérieurs, ce qui confirme la robustesse et la stabilité des estimations.

Comme dans l'enquête MOBINTER (Tivadar *et al.*, 2024), les variables liées à la présence sur place jouent un rôle central : la fréquence de visite constitue l'un des facteurs les plus significatifs, avec un effet positif fort et quasi linéaire, et l'accessibilité perçue augmente significativement la probabilité de coupe. L'introduction de ces variables atténue fortement, voire fait disparaître, les effets d'autres variables, notamment l'effet de la pente, suggérant qu'elles captent en partie les contraintes physiques. Cela indique que la décision de coupe dépend avant tout du rapport effectif du propriétaire à sa forêt, et notamment de sa présence régulière sur le terrain.

Contrairement aux résultats des enquêtes nationales Résofop précédentes (Tivadar *et al.*, 2025), la plupart des caractéristiques démographiques des propriétaires présentent un effet limité. Ce résultat peut s'expliquer par

la taille plus restreinte de l'échantillon, qui implique un nombre d'observations réduit pour certaines modalités. En revanche, les revenus élevés réduisent significativement la probabilité de coupe, ce qui est conforme à la théorie du ménage producteur : les propriétaires les plus aisés ont moins d'incitation économique à exploiter leurs forêts et privilégient davantage la consommation d'aménités. Malgré leur faible significativité, on observe un effet plutôt négatif de l'âge, un effet positif du niveau de diplôme, ainsi que, par conséquent, une propension plus élevée à la coupe chez les cadres – effet toutefois atténué après introduction du revenu – et chez les agriculteurs.

La durée de détention de la propriété exerce un effet positif et significatif, suggérant l'existence de coûts d'entrée ainsi que d'un processus d'apprentissage. Bien que non significatifs, les coefficients associés à la gestion déléguée (expert, technicien forestier ou coopérative) et à la détention d'un document de gestion suggèrent une probabilité de coupe plus élevée. L'absence de significativité de ces variables s'explique par leur très faible fréquence dans l'échantillon (moins de 5 % de gérants non propriétaires et environ 7 % de propriétés disposant d'un document de gestion), ce qui limite la puissance statistique. Les propriétaires pratiquant des activités de loisirs sur leurs parcelles présentent également une probabilité de coupe significativement plus élevée, soulignant le lien entre exploitation économique et consommation d'aménités, deux types d'usages fortement liés à la présence effective sur site. À l'inverse, les activités économiques complémentaires ne présentent pas d'effet significatif.

Enfin, une variable de prix moyen du bois, calculée comme une moyenne sur les cinq années précédant la coupe, a été introduite dans le modèle. Bien que son coefficient soit positif, son effet n'est pas statistiquement significatif. Cela peut s'expliquer par la faible précision de cette mesure, identique quelle que soit la localisation ou l'essence, et donc peu à même de refléter les conditions économiques réellement rencontrées par les propriétaires.

- **Effets territoriaux et spatiaux**

L'introduction d'une variable d'appartenance au PNR montre qu'à caractéristiques observées identiques, la probabilité de coupe ne diffère pas significativement entre la Chartreuse et le Massif des Bauges, tandis qu'elle est plus faible dans le Pilat, malgré un taux de coupe plus élevé. Cela suggère que les écarts observés entre territoires sont principalement imputables aux caractéristiques observables des parcelles et des propriétaires, plutôt qu'à des effets contextuels non observés.

Contrairement à l'enquête MOBINTER, où les distances entre les parcelles sont importantes, le paramètre d'interaction spatiale ρ est positif et fortement significatif, ce qui met en évidence l'existence d'effets de voisinage ou de mimétisme : la probabilité de coupe d'une parcelle augmente lorsque les parcelles voisines ont été exploitées. Ce résultat suggère que les décisions de coupe ne sont pas indépendantes, mais s'inscrivent dans des dynamiques locales de diffusion ou d'imitation.

CONCLUSIONS ET DISCUSSIONS

Cette étude avait pour objectif d'analyser la décision de coupe des propriétaires forestiers privés à l'aide d'un modèle probit spatial autorégressif, en combinant, dans un même cadre empirique, les attributs biophysiques des parcelles, les caractéristiques socio-économiques des propriétaires, leurs usages de la forêt et les interactions spatiales entre parcelles voisines.

Le premier enseignement est le rôle central des variables socio-économiques et comportementales. La fréquence de visite, l'accessibilité perçue, les activités de loisirs, le revenu et la durée de détention figurent parmi les déterminants les plus robustes de la décision de coupe. Ces résultats confirment que l'exploitation forestière privée est une activité fortement présentielle, qui dépend du rapport concret du propriétaire à sa forêt. Les propriétaires qui connaissent mieux leurs parcelles, s'y rendent régulièrement et les perçoivent comme accessibles sont aussi ceux qui coupent davantage. Également, les revenus élevés réduisent la probabilité de coupe, ce qui suggère que, pour les ménages les plus aisés, la forêt est moins perçue comme une source de revenu que comme un patrimoine ou un support d'aménités.

Le deuxième enseignement est que les variables biophysiques ont un rôle plus limité une fois introduites les dimensions comportementales. La taille de la parcelle favorise la coupe, tandis que la pente la freine, ce qui souligne l'importance des économies d'échelle et des contraintes d'accessibilité. Le fait que la surface totale de la propriété joue peu, alors que la taille de la parcelle et le morcellement importent davantage, montre que ce sont les conditions concrètes d'exploitation qui comptent plus que la taille agrégée du patrimoine forestier. Cela nuance les résultats des grandes enquêtes nationales, souvent centrées sur la surface totale détenue.

Le troisième résultat majeur concerne les interactions spatiales. Le paramètre spatial positif et significatif indique que les décisions de coupe sont interdépendantes : la probabilité de coupe d'une parcelle augmente lorsque les parcelles voisines ont été exploitées. Cette interdépendance peut refléter des mécanismes de diffusion d'information, d'imitation, de coordination informelle ou de baisse des coûts de mobilisation à proximité d'un chantier. Elle suggère que la mobilisation du bois doit être

pensée non seulement à l'échelle individuelle, mais aussi comme un processus territorial.

Ces résultats suggèrent que les politiques publiques visant à accroître la mobilisation du bois en forêt privée ne peuvent pas se limiter à des instruments économiques ou techniques, mais doivent également tenir compte des comportements et du rapport des propriétaires à leur forêt. Les dispositifs favorisant la présence sur site – information personnalisée, accompagnement technique, visites de terrain ou actions collectives locales – peuvent ainsi constituer des leviers efficaces pour renforcer la connaissance des parcelles et faciliter les décisions de gestion. Par ailleurs, la moindre propension à couper des propriétaires les plus aisés indique que les stratégies de mobilisation doivent être différenciées selon les profils de propriétaires, en reconnaissant que, pour une part importante d'entre eux, la forêt relève davantage d'une logique patrimoniale et d'usage que d'une logique strictement productive. Enfin, l'existence d'effets de voisinage ouvre des perspectives pour des actions collectives à l'échelle locale, fondées sur l'animation territoriale, la mobilisation groupée ou la coordination entre propriétaires proches.

L'étude présente néanmoins plusieurs limites. La taille de l'échantillon réduit la puissance statistique de certaines variables peu fréquentes, et certaines mesures économiques, comme le prix du bois, restent trop agrégées pour saisir finement les conditions locales de marché. Malgré cela, l'approche développée ici montre l'intérêt de combiner données d'enquête, information biophysique fine et modélisation spatiale. Elle ouvre des perspectives prometteuses pour l'analyse de la forêt privée à plus grande échelle et pour la conception de politiques de mobilisation du bois mieux adaptées à la diversité des propriétaires et des territoires. ■

RÉFÉRENCES

Agreste. (2015). *Structure de la forêt privée*. Les Dossiers Agreste, n° 30, Ministère de l'Agriculture

Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: Petrov, B. N. & Csáki, F. (dir.), *Second International Symposium on Information Theory*. Budapest: Akademiai Kiado, 267-281.

Becker, G.S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517. https://doi.org/10.2307/2228949

Binkley, C. (1981). *Timber supply from nonindustrial forests: a microeconomic analysis of landowner behavior*. Yale University Press, New Haven, CT.

Binkley, C. (1987). Economic model of timber supply. In: Kallio, M., Dykstra, D. P., & Binkley, C. (dir.), *The global forest sector: An analytical perspective*. Chichester: John Wiley & Sons, 109-136.

Bolkesjø, T. F. & Baardsen, S. (2002). Roundwood supply in Norway: Micro-level analysis of self-employed forest owners. *Forest Policy and Economics*, 4(1), 55-64. https://doi.org/10.1016/S1389-9341(01)00081-8

Brazee, R.J. & Mendelsohn, R. (1988). Timber harvesting with fluctuating stumpage prices. *Forest Science*, 34(2), 359-372. DOI: https://doi.org/10.1093/forestscience/34.2.359

Brunette, M., Foncel, J. & Kéré, Éric N. (2016). *Attitude face au risque et décision de récolte des propriétaires forestiers privés français*. *Revue forestière française*, *68*(3), 259–268. https://doi.org/10.4267/2042/62007

Brunette, M., Foncel, J. & Kéré, E. N. (2017). *Attitude towards risk and production decision: An empirical analysis on French private forest owners*. Post-print HAL (hal-01744533). https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01744533

Centre National de la Propriété Forestière (CNPF-IDF). (2021). *Forêt-entreprise, n° 256 : Chiffres clés de la forêt privée*. Coordonné par J. Thomas et N. Maréchal, Paris : CNPF-IDF.

Conway, C., Amacher, G.S., Sullivan, J. & Wear, D. (2003). Decisions nonindustrial forest landowners make: an empirical examination. *Journal of Forest Economics*, 9(3), 181-203. https://doi.org/10.1078/1104-6899-00034

Dennis, D.F. (1989). An Economic Analysis of Harvest Behavior: Integrating Forest an Ownership Characteristics. *Forest Science*, 35(4), 1088-1104.

Dennis, D.F. (1990). A Probit Analysis of the Harvest Decision Using Pooled Time-Series and Cross-Sectional Data, *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, 176-187. https://doi.org/10.1016/0095-0696(90)90047-3

Faustmann, M. (1849). Berechnung des Wertes, welchen Waldboden sowie noch nicht haubare Holzbestände für die Waldwirtschaft besitzen. *Allgemeine Forst- und Jagd-Zeitung*, 25, 441-455.

Favada, I.M., Karppinen, H., Kuuluvainen, J., Mikkola, J. & Stavness, C. (2009). Effects of Timber Prices, Ownership Objectives, and Owner Characteristics on Timber Supply. *Forest Science*, 55 (6), 512–523, https://doi.org/10.1093/forestscience/55.6.512

Fortin, M., Pichancourt, J.-B., Climaco de Melo, L., Colin, A. & Caurla, S. (2019). The effect of stumpage prices on large-area forest growth forecasts based on socio-ecological models. *Forestry*, 92(3), 339-356. https://doi.org/10.1093/forestry/cpz016

Fuhr, M., Becquey, J., Berger, F., Bock, J., Bourhis, F. *et al*. (2022). PSDR4 OUIGEF – Outils innovants pour une gestion concertée des forêts. *Innovations Agronomiques*, 86, 319-329. https://doi.org/10.17180/ciag-2022-vol86-art27

Garcia, S., Kéré, E.N. & Stenger, A. (2014). Econometric analysis of social interactions in the production decisions of private forest owners. *European Review of Agricultural Economics*, 41(2), 177–198, https://doi.org/10.1093/erae/jbt027

Hartman, R. (1976). The harvesting decision when a standing forest has value. *Economic Inquiry*, 14(1), 52-58.

Hyberg, B.T. & Holthausen, D.M. (1989). The behavior of nonindustrial private forest landowners. *Canadian Journal of Forest Research*, August 1989, https://doi.org/10.1139/x89-155

Joshi, S. & Arano, K.G. (2009). Determinants of private forest management decisions: A study on West Virginia NIPF landowners. *Forest Policy and Economics*, 11, 118–125. https://doi.org/10.1016/j.forpol.2008.10.005

Kéré, E.N. (2013). *Analyse économétrique des decisions de production des propriétaires forestiers privés non-industriels en France*. Thèse de doctorat, Université de Lorraine.

Kéré, E. N., Brunette, M. & Foncel, J. (2015). *Attitude towards risk and production decision: An empirical analysis on French private forest owners*. https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01005200

Kuuluvainen, J., Karppinen, H. & Ovaskainen, V. (1996). Landowner objectives and nonindustrial private timber supply. *Forest Science*, 42(3), 300–309. https://doi.org/10.1093/forestscience/42.3.300

Kuuluvainen, J. & Salo, J. (1991). Timber supply and life cycle harvest of nonindustrial private forest owners: An empirical analysis of the Finnish case. *Forest Science*, 37(4), 1011-1028. https://doi.org/10.1093/forestscience/37.4.1011

LeSage, J. & Pace, R.K. (2009). *An introduction to spatial econometrics*. Boca Raton : CRC Press, Taylor & Francis.

McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In Zarembka, P., editor: *Frontiers in Econometrics*, 105-142. Academic Press: New York.

McMillen, D. (2013). *McSpatial: Nonparametric spatial data analysis* (R package version 2.0). Disponible sur : http://CRAN.R-project.org/package=McSpatial

Ohlin, B. (1921). Till fragan om skogarnas omloppstid. *Ekonomisk Tidskrift*, 22, 89-113.

Petucco, C., Abildtrup, J. & Stenger, A. (2015). Influences of nonindustrial private forest landowners' management priorities on the timber harvest decision: A case study in France. *Journal of Forest Economics*, 21(3), 152-166. https://doi.org/10.1016/j.jfe.2015.07.001

Pressler, M. (1860). Aus der holzzuwachlehre (zweiter artikel). *Allgemeine Forst Und Jagdzeitung*, 36, 91-173.

Prestemon, J.P. & Wear, D.N. (2000). Linking Harvest Choices to Timber Supply. *Forest Science* 46(3), 377-389.

Routledge, R. (1980). The effect of potential catastrophic mortality and other unpredictable events on forest rotation policy. *Forest Science*, 28(3), 389-399. https://doi.org/10.1093/forestscience/26.3.389

Salzet, G., Mathieu, V. & Caurla, S. (2020). Analyse spatiale des clusters industriels dans le secteur forêt-bois et leur impact sur la probabilité de coupe. Communication présentée au symposium PSDR4, Angers, 28-30 octobre 2020.

Størdal, S., Lien, G. & Baardsen, S. (2008). Analyzing determinants of forest owners' decision-making using a sample selection framework. *Journal of Forest Economics*, 14(3), 159-176.

Tivadar, M., Thomas, J., Bastick, C., Colin, A., Leblois, A. *et al*. (2024). *Mobilisation de bois en forêt privée : rôle des caractéristiques individuelles et territoriales : projet Mobinter, rapport final*. ADEME. 171 p. https://hal.science/hal-04996722

Tivadar, M., Thomas, J. & Didolot, F. (2025). Le rôle des caractéristiques sociodémographiques dans les décisions de coupe de bois des propriétaires forestiers privés français : réponses apportées par les approches statistiques des enquêtes RESOFOP 2011-2015. *Revue forestière française*, 76, 69-85. https://doi.org/10.20870/revforfr.2025.9221

Youden, W. J. (1950). Index for rating diagnostic tests. *Cancer*, 3(1), 32-35. https://doi.org/10.1002/1097-0142(1950)3:1<32::AID-CNCR2820030106>3.0.CO;2-3

Uusivuori, J. & Kuuluvainen, J. (2005). The harvesting decisions when a standing forest with multiple age-classes has value. *American Journal of Agricultural Economics*, 87(1), 61-76. DOI: 10.1111/j.0002-9092.2005.00702.x

Wilhelm, S. & Matos, M. G. D. (2013). *spatialprobit: Spatial probit models* (R package). Disponible sur : http://CRAN.R-project.org/package=spatialprobit

ANNEXES

Annexe 1 | Comparaison des performances des différents modèles[2]

Model	LogLik	Pse-R2	AIC	AICc	Succès	Sensib.	Spécificité	Youden
Nul	– 663,52	0	1329,1	1329,1	0,602	1	0	0
Physique	– 646,94	0,025	1305,9	1306,0	0,623	0,952	0,127	0,078
Biologique agrégé	– 656,64	0,010	1319,3	1319,3	0,566	0,589	0,532	0,121
Biologique fin	– 650,67	0,019	1319,3	1319,5	0,605	0,981	0,036	0,017
Sociodémographique	– 549,88	0,171	1189,8	1194,2	0,724	0,921	0,428	0,348
Probit aspatial	– 546,28	0,176	1184,6	1189,2	0,723	0,886	0,478	0,348
Spatial Bayesian	– 540,84	0,184	1201,7	1209,6	0,729	0,889	0,486	0,364
Spatial Max Lik.	– 538,83	0,187	1199,7	1207,9	0,734	0,867	0,532	0,375

Annexe 2 | Résultat de l'estimation du modèle « physique » de coupe
Significativité: * p < 0,1, ** p < 0,5, ***p < 0,01

Variables	Estimation	StdError	z.value	Pr(>|z|)	
(Intercept)	0,0558	0,1327	0,4205	0,6741	
Surface	0,0963	0,0363	2,6519	0,0080	***
Surface propriété	– 0,0089	0,0097	– 0,9118	0,3619	
Altitude moyenne	0,0003	0,0001	2,1429	0,0321	**
Pente minimum	– 0,0140	0,0052	– 2,6738	0,0075	***
Orientation Nord	0,1945	0,1097	1,7727	0,0763	*

2 À part la log-vraisemblance (*log-likelihood*), dont on cherche le maximum, un critère souvent utilisé dans la littérature est le pseudo-R^2 de McFadden, qui dépend de la log-vraisemblance du modèle et du modèle trivial (nul) : $R^2_{ME} = 1 - LL_M / LL_0$. Un critère alternatif est le critère d'information d'Akaike qui permet de trouver un compromis entre la qualité d'ajustement et la complexité du modèle. Défini toujours sur la vraisemblance, il pénalise les modèles en fonction du nombre de paramètres *(k)* : $AIC = 2k - 2LL_M$. Une version corrigée d'*AIC* est le critère d'information de second ordre *AICc*, qui intègre une pénalité supplémentaire pour les paramètres additionnels et la taille de l'échantillon *(n)*.

D'autres critères de comparaisons des modèles sont basés sur la matrice de confusion qui confronte les valeurs observées de la variable dépendante avec celles qui sont prédites par le modèle. À partir de cette matrice on peut facilement déterminer le taux de succès. La sensibilité S_e indique la capacité du modèle à retrouver les positifs et est calculée comme le rapport entre le nombre de vrais positifs dans l'ensemble des coupes. À l'inverse, la spécificité S_p indique la proportion de négatifs détectés (rapport entre le nombre de vrais négatifs et l'ensemble de négatifs réels). Enfin, l'indice de Youden prend en compte à la fois la sensibilité et la spécificité d'un modèle $IY = S_e + S_p - 1$. Il est égal à 1 lorsque les prédictions du modèle sont parfaites.

Annexe 3 l Résultat de l'estimation du modèle « biologique » agrégé
Significativité: * p < 0,1, ** p < 0,5, *** p < 0,01

Variables	Estimation	StdError	z.value	Pr(>|z|)	
(Intercept)	0,1091	0,0604	1,807	0,0708	*
Type Forêt (réf: Feuillus)					
Conifères	0,3655	0,0996	3,671	0,0002	***
Mélange	0,1772	0,1035	1,712	0,0869	*

Annexe 4 l Résultat de l'estimation du modèle « biologique » détaillée
Significativité : * p < 0,1, ** p < 0,5, *** p < 0,01

Variables	Estimation	StdError	z.value	Pr(>|z|)	
(Intercept)	0,0573	0,0634	0,9040	0,3660	
Espèce (Réf: Autres)					
Hêtre pur	0,6605	0,2283	2,8930	0,0038	***
Chênes décidus	– 0,0732	0,2474	– 0,2960	0,7672	
Mélange conifères	0,8411	0,3984	2,1113	0,0347	**
Pin sylvestre	0,3851	0,3291	1,1702	0,2419	
Mélange autres conifères	0,1252	0,4040	0,3099	0,7567	
Sapin ou épicéa	0,4243	0,1094	3,8792	0,0001	***
Mélange feuillus prépondérants	0,2230	0,1279	1,7444	0,0811	*
Mélange conifères prépondérants	0,2675	0,1453	1,8402	0,0657	*

Annexe 5 | Résultats des estimations du modèle spatial complet de coupe

Variables	Estimation	Std. Error	z-value	Pr(>|z|)	
(Intercept)	– 2,1923	1,9234	– 1,1398	0,2544	
Altitude moyenne	– 0,0001	0,0002	– 0,5476	0,5839	
Pente minimale	– 0,0037	0,0059	– 0,6254	0,5317	
Orientation nord (%)	0,0902	0,1302	0,6933	0,4881	
Surface parcelle	0,0510	0,0423	1,2067	0,2276	
Surface propriété	– 0,0061	0,0111	– 0,5535	0,5799	
Propriété multiparcelle	– 0,1875	0,1325	– 1,4145	0,1572	
Structure biologique (Réf: Autres)					
• Hêtre pur	0,6408	0,2927	2,1890	0,0286	**
• Chênes décidus	– 0,0760	0,2206	– 0,3445	0,7305	
• Mélange conifères	0,3652	0,4170	0,8759	0,3811	
• Pin sylvestre	0,1335	0,3235	0,4128	0,6798	
• Mélange autres conifères	– 0,2738	0,4979	– 0,5499	0,5824	
• Sapin ou épicéa	0,1379	0,1476	0,9346	0,3500	
• Mélange feuillus prépondérants	0,0909	0,1449	0,6275	0,5303	
• Mélange conifères prépondérants	– 0,0536	0,1651	– 0,3250	0,7452	
Fréquence visite (Réf: jamais)					
• Moins d'une fois par an	0,5230	0,1777	2,9428	0,0033	***
• Au moins une fois par an	0,6564	0,1694	3,8757	0,0001	***
• Au moins une fois par trimestre	0,7877	0,2051	3,8412	0,0001	***
• Au moins une fois par mois	0,9191	0,2118	4,3400	0,0000	***
• Au moins une fois par semaine	0,6583	0,2303	2,8582	0,0043	***
Accessibilité subjective (Référence « 1 - pas du tout accessible »)					
• 0 (je ne sais pas)	– 0,2416	0,2279	– 1,0599	0,2892	
• niveau 2	0,1671	0,2170	0,7697	0,4415	
• niveau 3	0,1019	0,1979	0,5148	0,6067	
• niveau 4	0,5371	0,2091	2,5688	0,0102	**
• niveau 5	0,4889	0,1923	2,5418	0,0110	**
• niveau 6	0,6530	0,2295	2,8455	0,0044	***
• niveau 7	0,5626	0,2053	2,7397	0,0062	***
Homme (réf: Femme)	– 0,0239	0,1330	– 0,1796	0,8574	
Âge du propriétaire (réf: Moins de 45 ans)					
• 45-54 ans	0,0051	0,2749	0,0186	0,9852	
• 55-64 ans	– 0,1632	0,2824	– 0,5778	0,5634	
• 65-74 ans	– 0,0195	0,3128	– 0,0624	0,9503	
• 75 ans et plus	0,0435	0,3163	0,1375	0,8906	
Niveau de diplôme (réf certificat études primaires)					
• Refus ou pas de réponse	0,2262	0,2761	0,8193	0,4126	
• Bac	– 0,0813	0,1810	– 0,4490	0,6535	
• Bac+2/Bac+3	0,0953	0,1837	0,5186	0,6041	
• Bac+5 et plus (	0,1755	0,2411	0,7278	0,4667	
• CAP/Brevet des collèges	0,1460	0,1372	1,0643	0,2872	

Variables	Estimation	Std. Error	z-value	Pr(>|z|)	
CSP (réf: prof. Intermédiaires)					
• sans activité	– 0,7560	0,6437	– 1,1745	0,2402	
• agriculteur exploitant	0,1621	0,1722	0,9410	0,3467	
• indépendant	– 0,1052	0,1721	– 0,6111	0,5411	
• cadre supérieur	0,2754	0,1827	1,5077	0,1316	
• employé	– 0,0778	0,1818	– 0,4282	0,6685	
• ouvrier	0,1130	0,1481	0,7628	0,4456	
Retraité	– 0,0220	0,1856	– 0,1183	0,9058	
Revenu (réf: moins de 1800)					
• De 1 800 à 3 700	– 0,0901	0,1518	– 0,5935	0,5528	
• De 3 700 à 5 500	– 0,1770	0,2238	– 0,7908	0,4291	
• Plus de 5 500	– 0,9641	0,3330	– 2,8955	0,0038	***
• Ne sait pas	– 0,2770	0,1243	– 2,2281	0,0259	**
Durée propriété (Réf: moins de 5 ans)					
• De 5 à 10 ans	0,1697	0,2514	0,6752	0,4996	
• De 10 à 15 ans	0,4770	0,2448	1,9489	0,0513	*
• Plus de 15 ans	0,6018	0,2203	2,7323	0,0063	***
Gérant de la propriété (Réf: propriétaire)					
• Un expert	0,4019	0,9776	0,4111	0,6810	
• Un technicien forestier	0,3384	0,3369	1,0042	0,3153	
• Une coopérative	0,5795	0,4297	1,3486	0,1775	
Document de gestion	0,1141	0,2045	0,5577	0,5771	
Activités économiques	– 0,1226	0,1860	– 0,6591	0,5098	
Activités loisirs	0,4069	0,1100	3,6987	0,0002	***
Prix moyen du bois	0,0143	0,0247	0,5803	0,5617	
PNR (Réf: Massif des Bauges)					
• Chartreuse	– 0,1189	0,0878	– 1,3536	0,1759	
• Pilat	– 0,2703	0,1028	– 2,6285	0,0086	***
Rho (interactions spatiales)	0,4045	0,1047	3,8637	0,0001	***