



AVERTISSEMENT

Ce document est le fruit d'un long travail approuvé par le jury de soutenance et mis à disposition de l'ensemble de la communauté universitaire élargie.

Il est soumis à la propriété intellectuelle de l'auteur. Ceci implique une obligation de citation et de référencement lors de l'utilisation de ce document.

D'autre part, toute contrefaçon, plagiat, reproduction illicite encourt une poursuite pénale.

Contact : ddoc-theses-contact@univ-lorraine.fr

LIENS

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 122. 4

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 335.2- L 335.10

http://www.cfcopies.com/V2/leg/leg_droi.php

<http://www.culture.gouv.fr/culture/infos-pratiques/droits/protection.htm>

Analyse économétrique des décisions de production des propriétaires forestiers privés non-industriels en France

Thèse de doctorat

Pour obtenir le grade de Docteur de l'Université de

LORRAINE

Spécialité : Sciences Économiques

Présentée et soutenue par :

Éric Nazindigouba KÉRÉ

le 21 mars 2013

JURY

- Pascale COMBES-MOTEL, Professeur au Cerdi Université d'Auvergne, Rapporteur
- Hubert STAHN, Professeur à l'Université d'Aix-Marseille, Rapporteur
- François FONTAINE, Professeur à l'Université de Lorraine, Examineur
- Idrissa M. OUEDRAOGO, Professeur à l'Université de Ouagadougou, Examineur
- Claude VIDAL, Directeur adjoint de l'Institut National de l'Information Géographique et Forestière, Examineur
- Serge GARCIA, Directeur de recherche INRA, Examineur
- Jérôme FONCEL, Professeur à l'Université de Lille 3, Directeur de thèse
- Anne STENGER, Directrice de recherche INRA, Co-directrice de thèse

Analyse économétrique des décisions de production des propriétaires forestiers privés non-industriels en France

Thèse de doctorat

Pour obtenir le grade de Docteur de l'Université de

LORRAINE

Spécialité : Sciences Économiques

Présentée et soutenue par :

Éric Nazindigouba KÉRÉ

le 21 mars 2013

JURY

- Pascale COMBES-MOTEL, Professeur au Cerdic Université d'Auvergne, Rapporteur
- Hubert STAHN, Professeur à l'Université d'Aix-Marseille, Rapporteur
- François FONTAINE, Professeur à l'Université de Lorraine, Examineur
- Idrissa M. OUEDRAOGO, Professeur à l'Université de Ouagadougou, Examineur
- Claude VIDAL, Directeur adjoint de l'institut national de l'information géographique et forestière, Examineur
- Serge GARCIA, Directeur de recherche INRA, Examineur
- Jérôme FONCEL, Professeur à l'Université de Lille 3, Directeur de thèse
- Anne STENGER, Directrice de recherche INRA, Co-directrice de thèse

*La faculté n'entend donner aucune approbation
ou improbation aux opinions émises dans les thèses.
Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.*

À

*Steven Jean Nathanaël
et Nancy Meriel Liguêngulé*

Remerciements

Avant toute chose, j'aimerais adresser mes sincères remerciements et témoigner ma profonde gratitude à toutes les personnes, sans lesquelles cette thèse n'aurait pas été possible.

Je remercie tout d'abord l'Institut National de l'Information Géographique et forestière d'avoir financé cette thèse.

Je remercie particulièrement mes directeurs de thèse, Monsieur Jérôme FONCEL et Madame Anne STENGER. Leur encadrement, leur disponibilité et leurs conseils m'ont permis de progresser et de mener à bien ce travail. Je remercie également Serge GARCIA qui m'a co-encadré pendant cette thèse et qui a su me transmettre sa rigueur et sa persévérance. Cette thèse lui doit beaucoup.

Je tiens à remercier Madame Pascale COMBES-MOTEL, Professeur au Cerdi Université d'Auvergne, Monsieur François FONTAINE, Professeur à l'Université de Lorraine, Monsieur Hubert STAHN, Professeur à l'Université d'Aix-Marseille, Monsieur Idrissa M. OUEDRAOGO, Professeur à l'Université de Ouagadougou, Monsieur Serge GARCIA, Directeur de recherche INRA et Monsieur Claude VIDAL, Directeur adjoint de l'Institut National de l'Information Géographique et Forestière, d'avoir accepté d'évaluer ce travail de thèse.

Mes remerciements vont également à toute l'équipe du Laboratoire d'Économie Forestière (LEF). L'environnement de travail unique, à la fois professionnel et chaleureux, qui y règne a énormément contribué à mon épanouissement. Je remercie également le Bureau d'Économie Théorique et Appliqué (BETA) pour son accueil et les discussions intéressantes que j'ai eu avec ses membres notamment François FONTAINE et Jean Claude RAY.

J'adresse également mes remerciements aux membres du comité de pilotage de ma thèse, en particulier à Sylvain CHABE-FERRET, qui m'ont permis d'orienter mes recherches.

Un grand merci à Sylvain CAURLA, Claire MONTAGNE-HUCK, Phillipe DELACOTE, Marielle BRUNETTE, Jens ABILDTRUP et Ophélie DARSESES pour leurs relectures méticuleuses. Merci également à Alexandra NIEDZWIEDZ et Max BRUCIAMACCHIE qui m'ont facilité la compréhension et l'accès aux données.

J'ai également une pensée particulière pour mes compagnons de thèse : Ophélie, Sylvain, Gérard Nicolas, Julien, Gengyang et Jonas pour leur soutien et leur disponibilité.

Il me faut également remercier tous mes amis notamment : Issouf ZOUNGRANA, Honorine LIMON, Benoît ROUAMBA, , Pascal DAO, Alain FARMA, Kouakou BAZONGO, Sibiri TRAORE, Adama OUATTARA, Saalim DIENDERE, Hervé SA-

MANDOULGOU, Modeste TIENDREBEOGO, l'amicale des burkinabé de Nancy et tous les membres de l'Action pour le Civisme et la Démocratie pour m'avoir soutenu.

Enfin, j'adresse mes vifs remerciements à l'endroit de toute ma famille, plus particulièrement ma mère, ma sœur, mon frère, Maître Barthélemy KERE, Mme Maria KERE, Maître Paul KERE et M. Seydou KABRE pour leur soutien indéfectible. Je souhaite remercier tout particulièrement Angèle pour son courage, sa compréhension, sa patience et son dévouement.

Table des matières

Introduction	11
1 Modélisation de l'offre de bois des propriétaires forestiers privés :	
Revue de la littérature, analyses et critiques	23
1.1 Introduction	25
1.2 La modélisation de l'offre de bois par l'approche de l'âge optimal de récolte	26
1.3 La modélisation de l'offre de bois par l'approche du modèle du « ménage-producteur »	28
1.4 Estimation de forme réduite versus estimation structurelle	31
1.5 Les problèmes soulevés par l'utilisation des modèles de forme réduite d'offre de bois	33
1.5.1 Les erreurs de spécifications	33
1.5.2 Les erreurs d'interprétation des résultats	34
1.6 Les contributions empiriques des modèles de forme réduite	35
1.6.1 Le rôle des aménités	36
1.6.2 Le rôle du capital forestier et du stockage	37
1.6.3 Le rôle de la décision de legs et du crédit	38
1.6.4 Interactions spatiales, interactions sociales et décisions de production de bois	39
1.7 Les modèles structurels	39
1.8 Bilan et perspectives	42
2 Analyse économétrique des interactions sociales dans les décisions de production des propriétaires forestiers privés	49
2.1 Introduction	51
2.2 Modélisation économique de comportement du propriétaire NIPF	52
2.3 Modélisation économétrique	55
2.3.1 Le modèle de sélection multi-niveaux	55

2.3.2	Effets sociaux	57
2.4	Données	59
2.5	Résultats d'estimation	63
2.5.1	Tests de robustesse	63
2.5.2	Effets corrélés, contextuels et endogènes	65
2.5.3	Les déterminants individuels des décisions de coupe et d'intensité de récolte	69
2.6	Conclusion	70
3	Interactions spatiales des décisions de production des propriétaires forestiers privés non-industriels	75
3.1	Introduction	77
3.2	Modèle économique	78
3.3	Modèles d'économétrie spatiale et tests	80
3.3.1	Autocorrélation spatiale des erreurs	80
3.3.2	Modèle à variable endogène spatialement décalée	81
3.3.3	Modèle à variable exogène spatialement décalée	82
3.3.4	Modèle spatial avec biais de sélection	82
3.4	Méthode d'estimation et application empirique	83
3.4.1	Tests de spécification du modèle	83
3.4.2	Procédure d'estimation	85
3.4.3	Données et matrice de pondération spatiale	87
3.4.4	Interprétation des paramètres estimés	88
3.4.5	Résultats d'estimation	89
3.5	Conclusion	95
4	Estimation structurelle d'un modèle dynamique de production jointe de bois et d'aménités	101
4.1	Introduction	103
4.2	Un modèle dynamique de production jointe de bois et d'aménités	105
4.2.1	Objectif du propriétaire NIPF	105
4.2.2	Maximisation profit	107
4.2.3	Prise en compte des aménités non-bois	108
4.3	Application empirique aux propriétaires forestiers de l'AFI	109
4.3.1	Données	109
4.3.2	Identification du paramètre d'aménité	110
4.3.3	Estimation du modèle empirique	111
4.3.4	Résultats d'estimation	115

4.4	Simulations de politiques économiques	116
4.4.1	Impact d'un paiement pour services environnementaux	116
4.4.2	Impact de la mise en place d'une taxe	119
4.4.3	Impact d'une hausse de prix	120
4.5	Conclusion	121
	Conclusion générale	127
	Bibliographie générale	137
	Résumé	148
	Abstract	150

Liste des tableaux

2.1	Distribution du revenu du ménage selon la PCS des des propriétaires forestiers en 1997	61
2.2	Définition et statistiques descriptives des variables du modèle	62
2.3	Résultats d'estimation du modèle de sélection multi-niveaux	64
2.4	Analyse de variance	66
3.1	Tests d'autocorrélation spatiale	84
3.2	Résultats d'estimation du modèle de sélection avec autocorrélation spatiale	91
3.3	Résultats d'estimation du modèle de sélection sans autocorrélation spatiale	93
4.1	Équation de croissance	111
4.2	Résultats d'estimations	117

Table des figures

2.1	Pourcentage de bois consommé par les industries provenant des exploitations forestières de la région de localisation des industries	53
3.1	Distribution spatiale des propriétaires par commune	88
4.1	Évolution du stock de bois sur pied en fonction du paiement pour services environnementaux	118
4.2	Évolution du stock de bois sur pied en fonction d'une taxe sur tout stock supérieur à $115 \text{ m}^3/\text{ha}$	120
4.3	Évolution du stock de bois sur pied en fonction de l'évolution du prix du bois en moyenne	121

Introduction générale

Le contexte politique et économique international est marqué par une prise de conscience de plus en plus grande de la nécessité de lutter contre le réchauffement climatique (lié en grande partie à l'augmentation des émissions de gaz à effet de serre selon le GIEC¹) et de trouver des alternatives aux énergies fossiles. En effet, l'augmentation de la température et l'envolée des prix des énergies fossiles, notamment du pétrole, ne laissent que très peu de marge de manœuvre aux États. C'est pourquoi, l'Union Européenne s'est engagée à réduire de 20% ses émissions de gaz à effet de serre d'ici 2020 et de diviser par quatre les émissions nationales de gaz à effet de serre à l'horizon 2050 par rapport aux niveaux de 1990. Pour atteindre ces objectifs, l'Union Européenne a proposé, notamment, de porter à 20% la part des énergies renouvelables dans le bilan énergétique global de l'Union d'ici 2020 (« paquet Énergie Climat » approuvé en décembre 2008). La France, pour sa part, s'est engagée, au travers de ce « paquet Énergie Climat », à améliorer de 20 % l'efficacité énergétique, à porter la part des énergies renouvelables dans son bouquet énergétique de 12% (en 2006) à au moins 23% d'ici 2020 ainsi qu'à développer les usages du bois matériau.

De ce fait, la biomasse forestière suscite un grand intérêt. En effet, le bois a un bilan neutre vis-à-vis des gaz à effet de serre (bilan carbone nul) puisque la quantité de dioxyde de carbone (CO₂) absorbée durant la croissance de l'arbre est la même que celle qui est rejetée lors de la dégradation du bois. Le bois matériau, quand à lui, est une matière première renouvelable et écologique (une tonne de carbone stockée par m³ de bois) avec plusieurs atouts techniques et économiques : caractéristiques thermiques et délais de construction courts. L'augmentation de son usage permettra sa substitution à d'autres matériaux, gros consommateurs d'énergies fossiles (acier, béton armé). Pour ces raisons, la France s'est fixé pour objectif, notamment au cours du Grenelle de l'environnement de 2007 et des Assises de la forêt en 2007-2008, de prélever dans ses forêts 21 millions de m³ (Mm³) supplémentaires de bois à l'horizon 2020.

Durant les 25 dernières années, la forêt² a connu une augmentation de sa surface de 0.6% (soit 78 000 hectares) par an en France Métropolitaine IGN (2012). Elle occupe aujourd'hui un tiers du territoire soit 16,3 millions d'hectares. Le volume de bois sur pied dans les forêts françaises est évalué à 2,5 milliards de mètres cubes selon les données de l'IGN (2012). Il est composé majoritairement de feuillus (64%).

1. Groupe d'Experts Intergouvernemental sur l'Évolution du Climat

2. Selon l'IGN, la forêt est un territoire occupant une superficie d'au moins 50 ares avec des arbres pouvant atteindre une hauteur supérieure à 5 m à maturité *in situ*, un couvert boisé de plus de 10% et une largeur moyenne d'au moins 20 mètres. Elle n'inclut pas les terrains boisés dont l'utilisation prédominante du sol est agricole (agroforesterie) ou urbaine (parcs et jardins).

Les chênes (pédonculé, rouvre, pubescent et vert), avec 44% du volume des feuillus, sont les essences les plus fréquentes. Au niveau des conifères, l'épicéa commun et le sapin pectiné représentent à eux seuls 42% du volume. La production biologique³ annuelle en volume des arbres vifs est estimée à 86,4 Mm^3 en moyenne sur la période 2006-2010. Les prélèvements, quant à eux, s'élèvent à 41,8 Mm^3 en moyenne pour la période 2005-2011. Soit une augmentation du volume de bois sur pied de 44,8 Mm^3 en moyenne par an sur la période 2006-2010. De fait, l'objectif de la France d'augmenter de 21 (Mm^3) peut être réalisé si les propriétaires forestiers trouvent leur intérêt dans l'exploitation de leurs forêts.

En France, la forêt est majoritairement privée, 74% des surfaces (12,2 Mm^3 d'hectares). Seulement un quart des forêts françaises est public (4,1 Mm^3), dont 1,5 Mm^3 d'hectares de forêts domaniales et 2,5 Mm^3 d'hectares d'autres forêts publiques. La forêt privée appartient à environ 3,5 millions de propriétaires forestiers, dont 1,1 million possèdent au moins un hectare de forêt. Selon les résultats de l'enquête sur la Structure de la Propriété Forestière (SPF) privée en 1999⁴, les propriétés forestières privées sont très morcelées en France. La superficie moyenne est estimée à 8,8 hectares.

Il existe trois natures juridiques de propriétaires forestières privées en France : les personnes morales, les indivisions ou copropriétés et les personnes physiques et communautés matrimoniales.

1. Les personnes morales : Ces unités se constituent souvent à la suite d'héritages ou par regroupement d'investisseurs. On trouve dans cette catégorie, les formes sociétaires d'exploitations agricoles et les associations avec de faibles surfaces forestières, mais aussi le groupe des banques-assurances qui effectuent des placements financiers avec les surfaces les plus élevées. Les personnes morales ont un comportement similaire à celui des propriétaires industriels⁵, car elles sont très soucieuses de la rentabilité économique de leurs investissements. En effet, elles ne représentent que 3,5% des effectifs et 18% des surfaces⁶ forestières privées mais mobilisent près de 25% de la production totale de bois d'œuvre et d'industrie de la forêt privée (Agreste 2002). De fait, si les conditions économiques d'exploitation et de disponibilité de la ressource bois sont réunies, les personnes morales commercialiseront leurs bois.

3. Selon IGN (2012), la production biologique de bois en forêt correspond à l'accroissement de matière bois produit par la croissance des arbres pendant une période donnée. Elle est exprimée ici, comme le volume sur pied, en volume « bois fort tige »

4. Dernière enquête nationale sur la structure de la forêt privée

5. Les propriétaires forestiers industriels sont des propriétaires qui gèrent exclusivement leurs forêts pour la production marchande de bois

6. Dont les deux tiers sont constituées de propriétés d'au moins 100 hectares

2. Les indivisions ou copropriétés : La propriété est gardée en indivision pour ne pas la disloquer à la suite d'un héritage, et les cohéritiers n'ont pas jugé pertinent de partager ou de se constituer en personne morale. Ces propriétaires semblent privilégier la gestion du patrimoine à la rentabilité. En effet, cette population de propriétaires forestiers privés (16 % des propriétaires et 16 % des surfaces) ne récolte que 13% du bois total prélevé en forêt privée, essentiellement du bois d'œuvre et d'industrie (Agreste 2002). En outre, dans ces propriétés, au regard du nombre de copropriétaires, le processus de prise des décisions d'exploitation est très complexe (absence d'autonomie de décision : règle de décision à l'unanimité ou des deux tiers des droits indivis). Par conséquent, même en présence de situation optimale de récolte, la récolte peut ne pas avoir lieu si elle ne rencontre pas l'accord de la majorité.
3. Les personnes physiques (possèdent leur forêt en leur nom propre) et communautés matrimoniales (la propriété fait partie du bien commun des époux) représentent 81 % des propriétaires privés (66 % des surfaces). Mais, ils ne fournissent que 61% de la production de bois d'œuvre et d'industrie. La récolte de bois ne concerne que 56% (70% des surfaces) d'entre eux.

Outre la production de bois, la forêt est également un espace où, les propriétaires vont profiter des aménités⁷ non-bois. En effet, 85% des propriétaires vont mener des activités récréatives dans leur forêt au moins un jour par an. Cette activité concerne surtout les personnes physiques et communautés matrimoniales et les indivisions car les personnes morales, au regard de leurs natures juridiques (regroupements d'investisseurs, sociétés d'assurance, banques, etc.), peuvent difficilement valoriser les aménités de leurs forêts.

Objectif du travail de thèse

L'objectif de ce travail de thèse est d'analyser les déterminants de la production jointe de bois et d'aménités non-bois des propriétaires forestiers privés, y compris les déterminants qui sont mal identifiés ou inconnus. Ceci nous permettra de proposer, en s'appuyant sur les différents résultats obtenus, des mesures de politique économique visant à accroître les prélèvements de bois tout en tenant compte des autres fonctions de la forêt.

Au regard de leur potentiel de mobilisation de bois (66 % des surfaces forestières privées et seulement 56 % de propriétaires récoltants), les personnes physiques et

7. On entend par aménités l'ensemble des services non-bois et non-marchand que le propriétaire valorise en termes de récréation, de cueillette, de biodiversité, de paysage, etc.

communautés matrimoniales nous intéresseront davantage dans cette étude. Ces propriétaires peuvent être considérés comme des propriétaires forestiers non-industriels⁸ car ils valorisent à la fois les aménités de leurs forêts et les revenus issus de la vente de bois. En outre, nous nous intéresserons principalement à la production de bois d'œuvre et d'industrie car elle est destinée à 97 % à la vente tandis que 75 % de la production de bois de feu est destinée à l'autoconsommation. De plus, la production de bois d'œuvre entraîne nécessairement la production de bois de feu, notamment lors des éclaircies⁹ et de la coupe finale.

Les études existantes, sur la production jointe de bois et d'aménités non-bois, ont surtout mis l'accent sur l'impact des caractéristiques du propriétaire (âge, genre, avoir hérité de sa forêt, le revenu forestier, le revenu non-forestier), de préférences pour les aménités non-bois et des caractéristiques de la forêt (surface, type d'essence, stock de bois sur pied) sur le comportement d'offre de bois des propriétaires NIPF (Binkley 1981, Pattanayak et al. 2002, 2003, , Størdal et al. 2008). La première originalité réside dans la mise en exergue de déterminants qui n'avaient jusqu'à présent pas fait l'objet d'analyse dans la littérature sur le comportement des propriétaires NIPF :

- Les effets sociaux qui rendent compte des facteurs qui amènent un propriétaire forestier à se comporter en fonction des caractéristiques de son environnement et des comportements qui y prévalent.
- Les interactions spatiales entre les décisions de production de bois. Elles traduisent un comportement similaire de production de bois dans le voisinage d'un propriétaire.
- La modélisation structurelle du comportement des propriétaires NIPF à l'aide d'un modèle structurel basé sur les techniques de programmation dynamique stochastique. Ceci nous a permis d'estimer la valeur non-bois de propriétaires NIPF attribuent à leur forêt.

La deuxième originalité de ce travail de thèse est d'analyser le comportement des propriétaires NIPF en France. En effet, à notre connaissance, aucune étude économétrique ne s'était intéressée aux déterminants de l'offre de bois de ces propriétaires.

Contenu des chapitres

Le chapitre 1 dresse un état de l'art détaillé de la modélisation de l'offre de bois des propriétaires NIPF. Dans la première section nous nous intéressons au modèle

8. En Anglais Non Industrail Private Forest owners « NIPF », c'est cette terminologie que nous utiliserons par la suite.

9. En sylviculture l'éclaircie consiste à sélectionner et à couper un certain nombre d'arbres d'une propriété forestière afin de favoriser l'accroissement des arbres laissés sur pied.

précurseur d'offre de bois de Faustmann (1849) dont l'objectif était de déterminer théoriquement l'âge optimal de la récolte d'un peuplement forestier. Nous analysons également ses extensions, notamment celle de Hartman (1976) qui a permis d'intégrer les aménités dans l'analyse. Nous présentons dans la section suivante le modèle « ménage-producteur » utilisé par Binkley (1981). Ce modèle est basé sur les travaux de Becker (1965), Faustmann (1849) et Hartman (1976). Ce modèle a permis d'intégrer plus explicitement les préférences des propriétaires NIPF dans l'analyse et a donné lieu à plusieurs applications empiriques. Ces estimations peuvent être structurelles ou de forme réduite. Nous traitons dans la troisième section de ce chapitre la différence entre ces deux types d'estimations puis les problèmes liés aux estimations de forme réduite dans la quatrième section. Nous présentons ensuite les contributions majeures des estimations de forme réduite dans la cinquième section et dans la sixième les modèles structurels existants. La dernière section nous permet de tirer les enseignements de l'état de l'art et les perspectives d'amélioration qui fondent une partie de notre travail.

Le chapitre 2 propose une analyse économétrique des effets sociaux qui influencent les décisions de production des propriétaires forestiers privés. Ces effets traduisent l'impact des facteurs de l'environnement socioéconomique des propriétaires NIPF sur leurs comportements de production. Ces effets se dissocient en trois catégories selon Manski (1993) : les effets endogènes, les effets contextuels et les effets corrélés. Les effets endogènes caractérisent le fait que des propriétaires forestiers d'une même région ont tendance à avoir le même type de comportement de production. Ces effets peuvent s'expliquer par des comportements mimétiques ou d'entraînements sociaux. Les effets contextuels caractérisent un comportement similaire d'offre de bois des propriétaires forestiers lorsque les caractéristiques exogènes du groupe sont semblables. Dans ce cas, les caractéristiques du groupe d'appartenance sont perçues par les propriétaires comme un signal de leur capacité de production et ils se comportent donc en conséquence. Enfin, on parle d'effets corrélés lorsque les individus se comportent de façon similaire parce qu'ils ont des caractéristiques individuelles non observées similaires. Pour mettre en exergue ces effets, nous estimons simultanément un modèle de sélection multi-niveaux et une équation instrumentale. Ceci permet de prendre en compte la nature hiérarchique des données (individuelles et régionales), la simultanéité de la décision de coupe et de l'intensité de la coupe et l'endogénéité de la demande de bois dans la région. Les données utilisées proviennent principalement de l'« Enquête sur la structure de la forêt privée en 1999 –MAAP/SG/SSP ». Les résultats montrent notamment, que des propriétaires forestiers ayant les mêmes caractéristiques, peuvent avoir des compor-

tements différents en fonction des comportements qui prévalent dans leur région de localisation, des caractéristiques de cette région ou de facteurs régionaux inobservés. Ce chapitre conclut sur la nécessité d'élaborer des politiques forestières différenciées tenant compte des spécificités de chaque région et des préférences des propriétaires forestiers privés afin de mobiliser plus de bois dans les forêts françaises.

Dans le chapitre 2, la modélisation économétrique que nous utilisons ne prend pas explicitement en compte les interactions spatiales qui existent entre les zones (contiguïté, proximité, mimétisme), et traitent les différentes zones comme des entités indépendantes et déconnectées les unes des autres. Il ne permet donc pas d'étudier précisément l'existence et la nature de ces interactions spatiales qui se produisent à une échelle plus petite que le groupe (échelle individuelle par exemple) et qui peuvent expliquer les effets sociaux que nous avons observés dans le chapitre 2. C'est à cette analyse que nous consacrons le chapitre 3. Pour ce faire nous utilisons des techniques d'économétrie spatiale. Nos résultats suggèrent une dépendance spatiale entre les décisions de production (décision de coupe et intensité de la coupe) du propriétaire et celles de son voisinage.

Dans le chapitre 4, nous nous plaçons dans un cadre plus structurel. Nous utilisons un modèle de programmation dynamique stochastique pour étudier les décisions jointes de production de bois et d'aménités. L'objectif de ce chapitre est de prendre en compte explicitement le caractère dynamique du comportement d'offre de bois des propriétaires forestiers privés et les anticipations de prix et de croissance des arbres. Des études similaires existent, mais s'intéressent au comportement de propriétaires forestiers industriels (Provencher 1995a, 1995b). Nous étendons le cadre existant en intégrant les consommations d'aménités par les NIPF dans le modèle et la possibilité d'effectuer des coupes partielles. Ceci permet de prendre en compte les spécificités du contexte forestier français caractérisé par la prédominance de propriétaires NIPF. Afin de bénéficier d'aménités non-bois supplémentaires, ces propriétaires coupent, toutes choses égales par ailleurs, une quantité moins importante de bois que les propriétaires industriels. Nous considérons que la valeur des aménités pour les propriétaires NIPF est égale au coût d'opportunité lié à cette décision. Nous évaluons à 23 € la valeur que les propriétaires NIPF de cette étude accordent à $1m^3/ha$ de bois supplémentaire laissé sur pied par rapport au niveau de stock des propriétaires industriels afin d'avoir des aménités plus importantes. En termes de politiques de mobilisation de bois, nous montrons à l'aide de ce modèle que la valorisation des usages du bois matériau, si elle aboutit à une hausse du prix du bois en moyenne, contribuera à une hausse de la production de bois chez les propriétaires NIPF. En outre, la mise en place d'une taxe sur le stock de bois d'œuvre sur pied au delà

du stock moyen sur pied qu'aurait laissé un producteur industriel, peut permettre d'accroître la production de bois.

Bibliographie

- AGRESTE (2002). Structure de la propriété forestière privée en 1999. *Agreste Chiffre et Données Agriculture*, (144):94 pages.
- BECKER, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299):pp. 493–517.
- BINKLEY, C. (1981). *Timber supply from nonindustrial forests : a microeconomic analysis of landowner behavior*. Yale University Press, New Haven, CT.
- FAUSTMANN, M. (1849). Calculation of the value which forestland and immature stands possess for forestry. *Reprinted in Journal of Forest Economics*, 1(1):7–44.
- HARTMAN, R. (1976). The harvesting decision when a standing forest has value. *Economic Inquiry*, 14(1):52–58.
- IGN (2012). *La forêt en chiffres et en Cartes*. IGN.
- MANSKI, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects : The reflection problem. *Review of Economic Studies*, 60(3):531–42.
- PATTANAYAK, S., MURRAY, B. et ABT, R. (2002). How joint is joint forest production ? an econometric analysis of timber supply conditional on endogenous amenity values. *Forest Science*, 48(3):479–491.
- PATTANAYAK, S. K., ABT, K. L. et HOLMES, T. P. (2003). Timber and amenities on nonindustrial private forest land. In SILLS et ABT, éditeurs : *Forests in a Market Economy*, pages 243–258. Kluwer Academic Publishers : The Netherlands.
- PROVENCHER, B. (1995a). Structural estimation of the stochastic dynamic decision problems of resource users : An application to the timber harvest decision. *Journal of Environmental Economics and Management*, 29(3):321–338.
- PROVENCHER, B. (1995b). An investigation of the harvest decision of timber firms in the south-east united states. *Journal of Applied Econometrics*, 10(S):57–74.

STØRDAL, S., LIEN, G. et BAARDSEN, S. (2008). Analyzing determinants of forest owners' decision-making using a sample selection framework. *Journal of Forest Economics*, 14(3):159 – 176.

Chapitre 1

Modélisation de l'offre de bois des propriétaires forestiers privés : Revue de la littérature, analyses et critiques

Sommaire

1.1	Introduction	25
1.2	La modélisation de l'offre de bois par l'approche de l'âge optimal de récolte	26
1.3	La modélisation de l'offre de bois par l'approche du modèle du « ménage-producteur »	28
1.4	Estimation de forme réduite versus estimation structurelle	31
1.5	Les problèmes soulevés par l'utilisation des modèles de forme réduite d'offre de bois	33
1.5.1	Les erreurs de spécifications	33
1.5.2	Les erreurs d'interprétation des résultats	34
1.6	Les contributions empiriques des modèles de forme réduite	35
1.6.1	Le rôle des aménités	36
1.6.2	Le rôle du capital forestier et du stockage	37
1.6.3	Le rôle de la décision de legs et du crédit	38
1.6.4	Interactions spatiales, interactions sociales et décisions de production de bois	39

1.7	Les modèles structurels	39
1.8	Bilan et perspectives	42

1.1 Introduction

L'économie forestière moderne a commencé avec l'article de Faustmann (1849), mais elle a pris de l'ampleur avec les travaux de Ohlin (1921), Pressler (1860) et Samuelson (1976). Ces travaux ont permis de déterminer l'âge optimal de coupe d'un peuplement. Ensuite, Hartman (1976) a introduit dans l'analyse les aménités et leurs impacts sur l'âge optimal de coupe.

Dans les années 1980, pour comprendre la stagnation voire la baisse de l'offre de bois aux États-Unis, Binkley (1981) a utilisé un modèle « ménage-producteur » pour étudier le comportement d'offre de bois des propriétaires forestiers privés non-industriels (NIPF). Ces modèles ont permis de mettre en évidence l'importance des préférences des propriétaires NIPF sur leurs comportements d'offre de bois à l'aide d'estimations de forme réduite. Mais les estimations de forme réduite sont sujets à plusieurs critiques notamment leur caractère statique et la critique de Lucas (1976). C'est pourquoi certains auteurs, comme Provencher (1997), appellent à une modélisation structurelle de la décision de récolte de bois.

Les modèles structurels ont permis de juguler les problèmes liés à l'estimation de modèles de forme réduite de la fonction d'offre de bois en prenant en compte le caractère dynamique des décisions de gestion forestières et les anticipations des propriétaires. En économie forestière les travaux de Provencher (1995a et 1995b) ont permis d'étudier le comportement de propriétaires forestiers privés industriels dans un cadre dynamique et structurel. Ils ont mis en évidence l'importance du processus qui guide les anticipations de prix des propriétaires.

Ce chapitre s'articule autour de cinq grandes sections. Nous présentons d'abord les modèles d'offre basés sur l'approche par l'âge optimal de récolte 1.2, puis celle basée sur le « ménage producteur » dans la section (section 1.3). Nous identifions ensuite la différence entre estimation de forme réduite et estimation structurelle dans la section 1.4 et les problèmes liés à l'estimation de modèles réduits 1.5. Nous développons dans la section 1.6 les contributions empiriques des modèles de forme réduite puis dans la section 1.7 celles des modèles structurels. La dernière section 1.8 conclut ce chapitre en présentant les enseignements tirés de l'état de l'art et les perspectives d'amélioration qui fondent une partie de notre programme de travail.

1.2 La modélisation de l'offre de bois par l'approche de l'âge optimal de récolte

La modélisation de l'offre de bois a véritablement commencé avec le célèbre article de Faustmann (1849). Dans cet article, Faustmann présente une théorie qui permet de calculer la valeur de la forêt. Cette valeur est composée, selon lui, de la valeur du peuplement et de la valeur de la terre. Il considère la forêt comme un actif financier géré sur un horizon infini. Ainsi, la valeur de la forêt est égale à la somme de l'ensemble des bénéfices nets (recettes-dépenses) actualisés qui s'étendent du début de la période (année 0) jusqu'à l'infini.

Cette méthode, fut rapidement relayée par Pressler (1860) et Ohlin (1921). Ils l'ont notamment utilisée pour déterminer l'âge optimal de la récolte d'un peuplement régulier donnant ainsi naissance au modèle Faustmann-Pressler-Ohlin (que nous noterons FPO). Mais cette méthode a engendré des polémiques pendant plusieurs années surtout à cause des résultats obtenus. En effet, pour des taux d'actualisation identiques à ceux du marché financier, l'âge optimal de récolte obtenu est plus court que ceux observés en pratique. Samuelson (1976) mettra fin à cette polémique en apportant sa caution au modèle FPO. Il montre que le modèle FPO permet de déterminer correctement l'âge optimal de la récolte. La formule de FPO, a permis de déterminer l'âge optimal de la coupe qui maximise la valeur présente de la terre (revenus issus de la forêt). Elle s'exprime comme suit :

$$\max_a LV = \frac{PQ(a)e^{-ra}}{1 - e^{-ra}} \quad (1.1)$$

où LV est la valeur de la forêt, a : l'âge optimal de la récolte, P : le prix net du bois, $Q(a)$: la quantité de bois récoltée et r le taux d'intérêt. À l'optimum, le bénéfice marginal d'une année supplémentaire est égal au coût marginal d'une année de plus.

En général, l'objectif de cette approche est de mesurer l'impact des paramètres du modèle (prix et taux d'intérêt) sur l'âge optimal de la récolte toute chose étant égale par ailleurs. Le modèle FPO s'appuie sur quatre hypothèses fortes qui limitent la portée du modèle :

1. Hypothèse 1 : La forêt est exploitée uniquement pour son bois ;
2. Hypothèse 2 : Les prix, les taux d'escompte, et les coûts sont connus et constants ;

3. Hypothèse 3 : L'exploitation forestière est la seule utilisation envisageable sur la terre considérée ;
4. Hypothèse 4 : Le marché des capitaux est parfait.

Hartman (1976) relâche l'hypothèse 1 en intégrant la consommation d'aménités dans le modèle FPO.

$$\max_a LV = \frac{[PQ(a) + G(a)]e^{-ra}}{1 - e^{-ra}} \quad (1.2)$$

avec $G(a)$ la valeur des aménités non-bois pour le propriétaire. Ces aménités représentent l'ensemble des services non-bois fournis par la forêt : la biodiversité, le paysage, la récréation, la séquestration du carbone, etc. Hartman (1976) montre que la prise en compte des aménités dans l'analyse accroît l'âge optimal de la récolte d'un peuplement régulier. Uusivuori et Kuuluvainen (2005) généralisent l'analyse de Hartman (1976) aux peuplements irréguliers et montrent que la valorisation des aménités amène à laisser des arbres au delà de l'âge optimal obtenu avec le modèle FPO. Plusieurs travaux se sont intéressés à lever les autres hypothèses restrictives : par exemple, Brazee et Mendelsohn (1988) tiennent compte de la variabilité des prix (Hypothèse 2) et Routledge (1980) de l'incertitude sur les rendements à cause des risques de maladie ou d'autres événements imprévisibles (Hypothèse 4).

Pattanayak et al. (2002) soulignent que le plus grand défaut des modèles basés sur l'approche de l'âge optimal de la récolte est le manque de validations empiriques. En effet, l'objectif des modèles basés sur l'âge optimal de la récolte est de déterminer le comportement optimal d'un propriétaire et non d'expliquer comment le propriétaire se comporte réellement sur le marché. En outre, Tahvonon et Salo (1999) notent que ces modèles basés sur le théorème de séparation de Fisher dans leurs spécifications. Selon ce théorème, lorsque les marchés des capitaux sont parfaits, les décisions de production de bois et de consommation d'aménités dans les exploitations forestières sont séparables. Cette notion de séparation est importante : elle permet d'étayer l'idée selon laquelle les exploitations forestières des propriétaires forestiers industriels, constituent des entités séparées de leurs propriétaires, et déterminent donc leur niveau de production en maximisant leur profit (en fonction de variables purement économiques telles que le prix, le taux d'intérêt, et/ou le montant de l'investissement). De ce fait, les préférences des propriétaires n'ont pas ou peu d'effets sur la production de bois. Cette séparation entre les décisions explique en partie la non prise en compte des caractéristiques des propriétaires forestiers dans la modélisation de l'offre de bois dans la plupart des modèles de simulation de l'âge

optimal de récolte. Cependant, pour les propriétaires NIPF, le raisonnement devrait être différent car l'hypothèse de « marché des capitaux parfait » n'est pas une bonne représentation de la réalité à cause de l'incertitude sur les prix et les taux d'intérêts, la préférence pour les aménités, la taxation des forêts, etc. Pour une meilleure modélisation de l'offre de bois des NIPF, il est donc nécessaire de prendre en compte les préférences des propriétaires forestiers privés. C'est l'objet des modèles basés sur l'approche du modèle du « ménage-producteur ».

1.3 La modélisation de l'offre de bois par l'approche du modèle du « ménage-producteur »

Généralement on modélise le comportement d'offre de bois des propriétaires forestiers industriels en maximisant le profit de long terme de leurs exploitations forestières (Wear et Newman 1991, Newman et Wear 1993). La fonction de profit qui en résulte s'exprime comme suit :

$$\Pi(p; S, \theta) \tag{1.3}$$

avec p le prix du bois, S le stock de bois sur pied et θ un vecteur de variables décrivant l'hétérogénéité individuelle. Cependant, Newman et Wear (1993) ont montré que les propriétaires NIPF accordent une plus grande valeur au bois sur pied et à la terre forestière (en raison des aménités qu'ils fournissent) que les propriétaires forestiers industriels. De plus les décisions de production de bois et de consommation d'aménités ne sont pas séparables en raison de l'imperfection du marché des capitaux.

Pour étudier la production jointe de bois et d'aménités non-bois, Binkley (1981) fut le premier à utiliser le modèle du ménage producteur en se basant sur le concept introduit par Becker (1965). Les modèles du ménage producteur ont permis de prendre en compte le compromis entre la foresterie et les autres décisions de consommation du ménage (à travers le revenu non-bois), et entre les produits bois et les autres services de la forêt (aménités).

Dans son modèle Binkley (1981) suppose que le propriétaire maximise son utilité en produisant du bois et en consommant les aménités de sa forêt sous deux contraintes : une contrainte budgétaire (1.5) et une contrainte technique de transformation du stock de bois en aménités (1.6). La fonction d'utilité est supposée séparable et infiniment dérivable. Soit U la fonction d'utilité du propriétaire fores-

tier composée de R les produits et consommation non-bois et de y le revenu net disponible pour la consommation de biens non forestiers. Le propriétaire maximise son utilité. La maximisation de l'utilité s'écrit alors comme suit :

$$\max_Q U(R, G) \tag{1.4}$$

Sous les contraintes :

$$R = R^e + p Q - c l \tag{1.5}$$

$$G = g(Q, l) \tag{1.6}$$

Avec la fonction d'utilité $U(R, G)$ ($U'_R > 0, U'_G > 0, U''_{GG} < 0, U''_{RR} < 0, U''_{RG} > 0$), R^e le revenu exogène (revenu du travail par exemple), p le prix du bois, Q la quantité de bois coupée, c le coût par hectare de l'exploitation, l la quantité de terre, et $G(Q, l)$ une fonction reliant le bois aux produits non-bois. La solution de ce problème d'optimisation peut être trouvée en substituant les équations (1.5) et (1.6) dans l'équation (1.4). Le problème est ensuite résolu en différenciant le résultat et en l'égalisant à zéro. On obtient :

$$pU_R = -U_Q G_Q \tag{1.7}$$

À l'optimum la valeur marginale d'une unité additionnelle de produit bois est égale à la valeur marginale des aménités auxquelles le propriétaire devrait renoncer pour obtenir cette unité supplémentaire de bois.

Le problème principal de ces modèles est le manque de connexion avec les aspects biologiques de la forêt comme la structure par âge ou croissance du stock. Afin de mieux prendre en compte les aspects biologiques de la forêt, Binkley (1987) développe un modèle plus général toujours basé sur le modèle ménage producteur pour expliquer le comportement d'offre des NIPF mais en prenant en compte les aspects biologiques à travers une fonction de croissance de bois et la répartition du facteur travail.

Comme dans le modèle précédent, le propriétaire forestier est assimilé à un ménage qui maximise son utilité, en fonction de son revenu et de ses consommations de produits non-bois. Binkley fait les hypothèses suivantes :

1. Le ménage tire son revenu de la production de bois, du travail hors forêt, et du revenu exogène ;

2. La production non-bois dépend des contraintes techniques de production entre bois et produits non-bois ;
 3. L'inventaire de bois sur pied dépend de la fonction de production du bois et de la quantité de bois coupée.
 4. Le temps est réparti entre le travail en forêt et la travail hors forêt et les loisirs.
- Le modèle peut s'écrire comme suit :

$$\max \int U(R, G)e^{it} dt \quad (1.8)$$

$$R(t) = R^e(t) + p(t)Q(t) - c(t) \quad (1.9)$$

$$G(t) = g(S, Q, K, L^R) \quad (1.10)$$

$$S(t) = f(S, K, L^F, Q(t)) \quad (1.11)$$

$$L = L^w + L^R + L^F \quad (1.12)$$

Où, $u(R, G)$ est la fonction d'utilité (avec $u'_R > 0$, $u'_G > 0$, $u''_{RR} < 0$, $u''_{GG} < 0$, $u''_{RG} > 0$), G les aménités non-bois, R le revenu, t le temps, R^e le revenu exogène, p le prix du bois sur pied, Q la quantité de bois récoltée, c le coût d'exploitation de la terre (y compris les taxes), G la fonction de multiple usage, f la fonction de croissance de la forêt, S le stock de bois disponible dans la forêt, L la dotation en travail, L^w, L^R et L^F les temps alloués respectivement aux travaux forestiers, hors-forêt mais rémunérés et aux loisirs et K la dotation en capital.

L'apport majeur de ce modèle est la modélisation complète du système de production des ménages propriétaires forestiers, y compris les aspects biologiques de la forêt par l'équation(1.11) et la répartition du temps (équation (1.12)). Cependant, l'estimation économétrique de ce modèle nécessite des informations détaillées sur les caractéristiques du propriétaire (revenu, répartition du temps de travail, caractéristiques sociodémographiques, préférences) et de sa propriété (caractéristiques topographiques et caractéristiques des peuplements). Ces données ne sont pas collectées habituellement dans les bases de données existantes étant donné le coût élevé de cette collecte (Binkley, 1987). À notre connaissance, ce modèle n'a pas encore été estimé, mais diverses simplifications ont été utilisées dans la littérature pour analyser le comportement des propriétaires NIPF (Binkley 1981, Dennis, 1989, 1990 ; Pattanayak et al., 2002, 2003).

1.4 Estimation de forme réduite versus estimation structurelle

Les décisions de récolte de bois sont dynamiques car elles impliquent un arbitrage entre le présent (revenu immédiat issu de la coupe) et le futur (le revenu actualisé que le propriétaire pourrait tirer de sa récolte s'il laisse le peuplement croître ou les prix augmenter). Comme Provencher (1995a, 1995b, 1997), nous considérons que les estimations qui ne prennent pas en compte explicitement cette nature dynamique et les arbitrages qui en découlent sont des estimations de forme réduite. Les estimations structurelles quant à elles, sont celles qui prennent en compte l'ensemble de ces processus. Dans cette section, en se basant sur l'article de Provencher (1997), nous illustrons la différence entre estimation de forme réduite et estimation structurelle dans le cas d'une décision de récolte de bois.

Soient I la décision de récolte (1 si la récolte à lieu et 0 sinon), t le temps, j l'indice associé au propriétaire, x_{jt} une variable d'état (par exemple le prix du bois) qui évolue selon une fonction de distribution $f(x_{j(t+1)}, x_{jt})$, y_j les autres variables explicatives et ϵ_{jt} un choc aléatoire associé aux décisions du propriétaire dont la distribution est définie par la fonction dénoté $g(\epsilon|\sigma_\epsilon)$ où σ_ϵ définit la distribution de la probabilité d'observer la décision de récolte du propriétaire j en t . Soit $R^I(x_{jt}, y_j)$ le gain associé à la décision I en t . La décision de récolte peut s'écrire :

$$V(x_t, y) = \max\{R^0(x_t, y_I) + \epsilon_t^0 + \theta E\{V(x_{t+1}, y_I)\}, R^1(x_{jt}, y_j) + \epsilon_t^1\} \quad (1.13)$$

avec θ le taux d'escompte. Ce problème reflète le problème principal d'optimalité de Bellman (1957). C'est à dire que le propriétaire décide de récolter si la valeur que lui procure la récolte aujourd'hui $R^1(x_{jt}, y_j) + \epsilon_t^1$ est supérieure aux gains escomptés associés à un report de la récolte $R^0(x_t, y_j) + \epsilon_t^0 + \theta E\{V(x_{t+1}, y_j)\}$. Pour estimer les paramètres de l'équation (1.13), deux spécifications peuvent être utilisées : une spécification de forme réduite ou de forme structurelle.

Estimation de forme réduite

Supposons que l'on désire estimer la décision de récolte $I(x_{jt}, y_j, \epsilon_{jt}; \Gamma)$ à l'aide d'un modèle logit ou probit. Soit I_{jt}^* la variable latente associée à la décision de coupe, dont la valeur est linéaire dans les variables explicatives :

$$I_{jt}^* = \beta_x x_{jt} + \beta_y y_j + \epsilon_{jt} \quad (1.14)$$

avec β_x et β_y les paramètres à estimer. La décision i_{jt} est liée à la variable latente i_{jt}^* comme suit :

$$I_{jt} = \begin{cases} 1 & \text{si } i_{jt}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (1.15)$$

La probabilité de récolter en t peut donc s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} \text{prob}(I_{jt} = 1) &= \text{prob}(\beta_x x_{jt} + \beta_y y_j + \epsilon_{jt} > 0) \\ &= \text{prob}(\epsilon_{jt} < \beta_x x_{jt} + \beta_y y_j) \\ &= \int_{\epsilon > A} g(\epsilon | \sigma_\epsilon) \\ &= G(\beta_x x_{jt} + \beta_y y_j) \end{aligned} \quad (1.16)$$

où $A = -\beta_x x_{jt} - \beta_y y_j$ et G la fonction de répartition de ϵ . Si $\Gamma^r = \beta_x, \beta_y, \sigma_\epsilon$, la fonction de vraisemblance associée s'écrit :

$$L(\Gamma^r) = \prod_{j=1}^J \prod_{t=1}^T G(\beta_x x_{jt} + \beta_y y_j)^{I_{jt}} (1 - G(\beta_x x_{jt} + \beta_y y_j))^{1-I_{jt}} = \prod_{j=1}^J L_j(\Gamma^r) \quad (1.17)$$

Ce modèle peut être estimé par un modèle probit ou un modèle logit standard selon que $G(\beta_x x_{jt} + \beta_y y_j) = \Phi(\beta_x x_{jt} + \beta_y y_j)$ est la fonction de répartition de la loi normale standard ou $G(\beta_x x_{jt} + \beta_y y_j) = \frac{\exp(\beta_x x_{jt} + \beta_y y_j)}{1 + \exp(\beta_x x_{jt} + \beta_y y_j)}$ est la fonction de répartition de la loi de gumbel

Estimation structurelle

Considérons maintenant une estimation structurelle du problème (1.13) La probabilité que le propriétaire j récolte en t est définie par :

$$\begin{aligned} \text{prob}(i_{jt}) &= \text{prob}(R^1(x_{jt}, y_j) - [R^0(x_{jt}, y_j) + \theta E\{V(x_{j,t+1}, y_j)\}] + \epsilon_{jt} > 0) \\ &= \text{prob}(\epsilon_{jt} > R^0(x_{jt}, y_j) + \theta E\{V(x_{j,t+1}, y_j)\} - R^1(x_{jt}, y_j)) \\ &= \int_{\epsilon > A} g(\epsilon | \sigma_\epsilon) \\ &= G(R^0(x_{jt}, y_j) + \theta E\{V(x_{j,t+1}, y_j)\} - R^1(x_{jt}, y_j)) \end{aligned} \quad (1.18)$$

avec maintenant $A = R^0(x_{jt}, y_j) + \theta E\{V(x_{j,t+1}, y_j)\} - R^1(x_{jt}, y_j)$, et $g(\epsilon | \sigma_\epsilon)$ est toujours la fonction de densité de probabilité de ϵ_{it} . La fonction de vraisemblance identique à l'équation (1.17), mais le vecteur de paramètre à estimer est le vecteur

de paramètres structurels Γ , lequel inclut le taux d'escompte, les paramètres de la fonction de gain $R^i(\bullet)$, les paramètres de la fonction de distribution $f(\bullet)$ et de la distribution de σ_ϵ . Formellement la fonction de vraisemblance peut s'écrire :

$$\begin{aligned}
L(\Gamma) &= \prod_{j=1}^J \prod_{t=1}^T G(R^0(x_{jt}, y_j) + \theta E\{V(x_{j,t+1}, y_j)\} \\
&\quad - R^1(x_{jt}, y_j))^{I_{jt}} (1 - G(R^0(x_{jt}, y_j) + \theta E\{V(x_{j,t+1}, y_j)\} - R^1(x_{jt}, y_j))^{(1-I_{jt})}) \\
&= \prod_{j=1}^J L_j(\Gamma)
\end{aligned}
\tag{1.19}$$

L'estimation, dans le cas structurel est plus complexe. Il faut recourir aux modèles de programmation dynamique stochastique. C'est pourquoi, la plupart des études existantes ont utilisé des modèles de forme réduite pour analyser le comportement des propriétaires NIPF. Mais l'usage d'estimations réduites soulève un certain nombre de problèmes qui tiennent essentiellement aux erreurs de spécifications et d'interprétations et à la critique de Lucas.

1.5 Les problèmes soulevés par l'utilisation des modèles de forme réduite d'offre de bois

Les modèles de forme réduite ont été largement utilisés dans la littérature du fait de leur relative simplicité. La plupart des modèles d'offre de bois reconnaissent la nature dynamique de la production de bois et les arbitrages qui en résultent dans leur partie théorique, mais ils ont tendance à utiliser des approches de forme réduite complètement statique pour l'estimation. Ce faisant cette approche peut entraîner des erreurs de spécification et d'interprétation des résultats ou être soumis à la critique de Lucas (1976).

1.5.1 Les erreurs de spécifications

Comme l'indique Provencher (1997), la spécification des modèles logit, probit ou tobit de forme réduite de la décision de récolte de bois a une interprétation structurelle. En effet, la variable latente du modèle représente les gains nets attendus de la récolte. En supposant une structure de forme réduite dans laquelle la variable latente est linéaire dans les variables d'états originales (variables explicatives), les études empiriques de la décision de récolte imposent la linéarité de la fonction de valeur (valeur de la récolte à un instant donné pour le propriétaire). Généralement cette restriction est très peu probable. Par conséquent, les variables introduites ne

sont pas nécessairement pertinentes et n'ont pas obligatoirement la bonne forme fonctionnelle. Cette restriction peut donc affecter les capacités prédictives du modèle. Provencher (1997) démontre, à l'aide d'une simulation Monte Carlo, qu'on peut améliorer la performance statistique d'un modèle de forme réduite en introduisant un terme d'ordre plus élevé de la variable « âge du peuplement » (l'âge au carré par exemple) dans l'approximation de la fonction de valeur.

1.5.2 Les erreurs d'interprétation des résultats

Les erreurs d'interprétation des résultats sont dues à l'incapacité des modèles de forme réduite à traduire correctement les mécanismes économiques (anticipations de prix, fonction de croissance du peuplement et le caractère dynamique du processus de production de bois) qui caractérisent la décision de récolte optimale. En effet, la plupart des coefficients, et plus particulièrement l'élasticité-prix, ne peuvent être interprétés directement. L'élasticité prix est, par exemple, l'effet du prix sur la récolte à travers deux canaux : la fonction objectif du propriétaire (préférences du propriétaire) et les anticipations du propriétaire sur l'évolution du prix. Supposons que dans l'estimation de forme réduite le coefficient du prix soit non-significatif ou négatif comme dans Dennis (1990) et Hyberg et Holthausen (1989). Ces auteurs ont attribué leurs résultats à l'effet revenu associé à la maximisation de la fonction d'utilité, à la multicollinéarité, ou à un problème d'erreur de variables, alors que ces résultats peuvent être simplement le résultat des anticipations du prix par les propriétaires. Des études de simulation sur la récolte de peuplements réguliers indiquent que, lorsque les anticipations suivent une marche aléatoire, le prix n'a pas d'effet (Reed et Clark, 1990) ou a un effet négatif (Haight et Holmes, 1991) sur la décision de récolte. Le fait de trouver un effet négatif ou non-significatif du prix sur la décision de récolte n'est donc pas dû aux raisons couramment évoquées mais plutôt à la distribution de probabilité utilisée dans le processus d'arrêt optimal générant les données (Provencher, 1997). Les modèles de forme réduite peuvent ainsi conduire à une analyse économétrique inappropriée et à des interprétations erronées des coefficients estimés. De plus, les approches de forme réduite ne permettent pas de comparer les résultats (valeurs des coefficients estimés) des études entre eux, puisqu'on ne peut pas savoir si les différences entre les coefficients sont dues aux différences de préférences entre propriétaires ou aux anticipations de prix.

1.5.2.1 La critique de Lucas (1976)

Les paramètres des modèles économétriques peuvent évoluer lorsque les agents économiques modifient leurs comportements en fonction des politiques économiques mises en œuvre. Dans ce cas, si l'on ne tient pas compte de ces ajustements dans le modèle économétrique, les paramètres estimés sur la base des données passées ne permettront pas une évaluation correcte des effets des politiques économiques futures (Lucas, 1976). De ce fait, les coefficients issus des modèles de forme réduite ne peuvent être utilisés pour prédire l'effet d'une variation de prix due à une intervention politique, si cette intervention change les anticipations du propriétaire sur la formation des prix futurs. Par exemple, l'introduction d'une taxe va entraîner une baisse du prix de façon uniforme sur toutes les périodes et aura un effet négligeable (légère baisse de l'offre de bois) sur le comportement d'offre de bois dans un modèle structurel. Alors que les modèles de forme réduite devraient conduire à interpréter la taxe comme une baisse du prix réel du bois, ce qui n'est pas le cas. Ces modèles vont donc amener l'analyste à surestimer la baisse de la récolte de bois à tort.

Selon Provencher (1997), si l'objectif de l'analyste est de comprendre le processus de décision du propriétaire afin d'évaluer l'effet d'un changement structurel sur la récolte, alors les modèles de forme réduite ne sont pas suffisants. Mais si son intention est de prédire l'impact d'un choc de la demande sur la décision de récolte à court terme, dans le cadre par exemple d'un exercice de prévision annuelle ou de la participation à un programme de reboisement, alors l'estimation de forme réduite devrait suffire.

1.6 Les contributions empiriques des modèles de forme réduite

Au regard de l'importance des exploitations forestières détenues (la majorité des exploitations forestières aux États-Unis et en Europe) par les propriétaires NIPF et donc du rôle crucial qu'ils jouent dans l'approvisionnement en bois, leurs comportements a susciter un grand intérêt. Dans cette section, nous nous intéressons d'abord aux études qui ont analysé l'impact des aménités sur l'offre de bois, ensuite à celles qui ont mis en évidence le rôle du stockage du bois et du capital forestier et enfin à celles qui ont examiné l'influence de la dette et de l'intention de legs.

1.6.1 Le rôle des aménités

Le rôle des aménités sur les décisions de production de bois a été énormément étudié dans la littérature. En effet, Hartman (1976) dans le cas de peuplements réguliers et Uusivuori et Kuuluvainen (2005) dans le cas de peuplements irréguliers ont montré théoriquement que la consommation d'aménités augmente l'âge optimal de la coupe respectivement et de peuplements irréguliers. En outre, Kuuluvainen et al. (1991) montrent théoriquement (à l'aide du modèle de consommation-épargne à deux périodes de Fisher) et empiriquement que l'hypothèse selon laquelle les imperfections du marché des capitaux (rationnement du crédit) affectent l'offre de bois des propriétaires forestiers NIPF ne peut être rejetée. De ce fait, les décisions de production de bois et de consommation d'aménités ne sont pas séparables. Ce point de vue est partagé par Newman et Wear (1993). En comparant le comportement de production des propriétaires forestiers privés industriels et non industriels du sud-est des États-Unis, Newman et Wear (1993) montrent que ces deux catégories de propriétaires ont des comportements cohérents avec la maximisation du profit, car ils réagissent de façon similaire aux variations des prix des inputs et des outputs. Cependant, les propriétaires NIPF accordent une plus grande valeur au bois sur pied et à la terre en raison des aménités qu'ils fournissent. Mais Kuuluvainen et al. (1996) ne constate aucune différence significative entre les catégories de propriétaires forestiers (les propriétaires investisseurs, ceux qui sont auto-employés, et ceux qui ont des objectifs de production jointe de bois et d'aménités) en ce qui concerne la récolte en Finlande. Ceci est étonnant car on devrait s'attendre à ce que les propriétaires investisseurs et ceux qui s'auto-emploient accordent une plus grande valeur aux bénéfices monétaires de la forêt.

La plupart des études empiriques (Dennis 1989, 1990, Kuuluvainen et al. 1991, Newman et Wear 1993, Pattanayak et al. 2002, Bolkesjo et al. 2002 et Størdal et al. 2008) se sont basées sur les modèles théoriques de Binkley(1981, 1987) pour montrer que les aménités occupent une part importante dans la fonction objectif maximisée par les propriétaires NIPF. Dans ces modèles, les préférences pour les aménités non-bois peuvent être capturées par les caractéristiques des propriétaires NIPF (caractéristiques économiques et sociodémographiques). En effet, ces caractéristiques ne sont pas des déterminants de la production de bois des propriétaires NIPF mais plutôt des facteurs explicatifs des variations de leurs préférences pour les consommations d'aménités non-bois. Donc, si ces caractéristiques ont un impact significatif sur les décisions de productions de bois des propriétaires alors nous pouvons dire qu'ils ont des préférences pour les aménités de leurs forêts.

Parmi les caractéristiques des propriétaires NIPF, le nombre de jours passés dans sa forêt pour des activités récréatives et l'absentéisme (est considéré comme absent un propriétaire qui réside à plus de 50 miles de sa propriété) ont servi naturellement de variables de substitution aux aménités dans la littérature. En effet, plus le propriétaire passe du temps dans sa forêt pour des activités récréatives, plus ses préférences pour les aménités seront fortes et moins importantes seront les activités de récolte de bois (Conway et al. 2003). En outre, un propriétaire absent passera moins de temps sur sa propriété pour ses activités récréatives comparativement à un propriétaire qui réside à proximité de sa forêt. De ce fait, les préférences du propriétaire absent pour les aménités fournies par sa propriété seront faibles et ses activités de récolte plus importantes (Conway 1998). En outre, plus le revenu non-bois est élevé par rapport au revenu issu de l'exploitation forestière, plus les préférences du propriétaire pour les aménités seront fortes (Størdal et al. 2008).

Selon Pattanayak et al. (2003), un des problèmes des études précédentes est qu'elles ne modélisent pas explicitement la fonction d'aménités dans leurs parties empiriques. C'est pourquoi ils développent, à l'aide de l'analyse en composante principale, un indice d'aménités à partir de trois critères : la faune, la diversité des arbres et la beauté du peuplement. Ces auteurs estiment ainsi une fonction de production jointe de bois et d'aménités et montrent que les aménités dépendent des préférences du propriétaire et du prix du bois. En outre, de par leurs impacts sur la demande d'aménités, les préférences du propriétaire ont une influence indirecte sur la probabilité de récolte.

1.6.2 Le rôle du capital forestier et du stockage

Wear et Park (1994) ont préconisé d'intégrer explicitement la structure du capital forestier (qualité et distribution par âge) dans les analyses empiriques de l'offre de bois car l'offre de bois et d'aménités non-bois dépend de la structure du capital forestier au moins à court et moyen termes. Par exemple, deux parcelles peuvent avoir le même stock de bois sur pied mais pas la même structure par âge. Dans ces conditions, la parcelle qui dispose d'un stock sur pied plus mature, aura une plus grande potentialité en termes de production de bois et d'aménité non-bois à court et moyen termes. Partant de ces remarques, Pattanayak et al. (2002) examinent le lien entre la distribution du capital forestier de la propriété et l'offre de bois dans le cadre du modèle théorique de Binkley (1981). Dans ce modèle, ils considèrent que la distribution du capital forestier est fonction des préférences du propriétaire et donc des aménités. Par exemple, un propriétaire qui a une forte préférence pour les aménités devrait laisser un stock de bois plus important au-delà de l'âge optimal de

récolte. Cela devrait avoir une influence sur la structure de l'inventaire forestier. Ils montrent que la décision de production jointe de bois et d'aménités est influencée par la distribution du capital forestier et les caractéristiques des propriétaires.

Cependant, la distribution par âge du capital forestier peut être influencée par le comportement de stockage des propriétaires NIPF. Favada et al. (2007) stipulent que les propriétaires forestiers ajustent partiellement le niveau du stock de bois sur la base des niveaux de prix relatifs observés à long terme, les taux d'intérêt, et leurs caractéristiques. Ils montrent que l'âge du propriétaire, le taux d'intérêt, les contraintes liées aux emprunts, les aménités de la forêt et le revenu non-forestier ont tendance à diminuer la récolte. Le stock initial et les revenus forestiers attendus, quant à eux, ont tendance à augmenter la récolte.

1.6.3 Le rôle de la décision de legs et du crédit

Les travaux postérieurs (Binkley 1981, Dennis 1989, 1990, Pattanayak et al. 2002, Bolkesjo et al. 2002 et Størdal et al. 2008) ont mis l'accent sur le lien entre les décisions d'exploitation des forêts et les caractéristiques du marché, les préférences du propriétaire, les caractéristiques de la propriété et les aménités non-bois. Certains types de comportements des propriétaires forestiers tels que le legs et la dette avaient échappé à l'analyse de la littérature. En effet, la volonté de léguer ou pas du bois sur pied aux générations futures figure parmi les décisions importantes prises par les propriétaires NIPF. Le legs peut influencer sensiblement l'offre future de bois ainsi que les services non-bois produits par la forêt. Conway et al. (2003) montrent que la récolte, le legs, la dette et la participation aux activités non-bois sont des décisions étroitement liées et dépendent des préférences des propriétaires forestiers, du marché et des caractéristiques de la propriété. Par exemple, ils montrent que les propriétaires qui participent aux activités de chasse ont une vraisemblance plus importante de récolter, alors que ceux qui ne chassent pas mais qui ont des préférences pour les activités non-bois sur leurs terres sont bien moins susceptibles de récolter. Ils montrent également que les grandes superficies sont beaucoup plus susceptibles d'être utilisées à la fois pour les activités de récoltes et pour des activités non-bois (la chasse par exemple). Toujours, selon Conway et al. (2003), les déterminants principaux de l'intention de legs de la terre et du bois sont principalement les caractéristiques du marché (essentiellement le prix du bois), l'absentéisme du propriétaire et des caractéristiques de la propriété.

1.6.4 Interactions spatiales, interactions sociales et décisions de production de bois

À notre connaissance il n'existe pas d'études empiriques sur les interactions spatiales entre les décisions de production de bois. Cependant, plusieurs études théoriques (Bowes and Krutilla, 1985 ; Swallow and Wear 1993 ; Amacher et al. 2004) ont montré que la décision de récolte de bois par un propriétaire influence négativement l'utilité du propriétaire voisin si ce dernier a des préférences pour les aménités non-bois produit sur la propriété voisine. Comme le précise Swallow and Wear (1993), les décisions de productions des propriétaires peuvent varier en fonction des préférences que les propriétaires ont pour les aménités produites sur les propriétés voisines.

D'autres études se sont intéresser à l'interdépendance entre les décisions de déforestation d'individus voisins (Conley et Udry 2001). Ces études, pour la plupart empiriques, montrent que la décision de déforester d'un individu influence positivement de celle de son voisin.

Ruseva (2011), a étudié l'impact des interactions sociales sur les décisions d'aménagement forestier des propriétaires forestiers privés dans le Centre-Sud de l'Indiana. Elle montre que les réseaux personnels des propriétaires forestiers comprennent en moyenne quatre personnes. Cependant, les grands propriétaires ont un réseau plus important et plus diversifié (présence de professionnels du bois, d'industriels) par rapport aux petits propriétaires (moins de 50 acres). Les résultats de cette étude montrent également que la plupart des réseaux personnels des propriétaires forestiers sont basées sur des relations épisodiques. Certaines conditions, comme une tenue de grandes superficies, la présence de propriétaires bien informés sont plus propices à la présence de réseaux sociaux actifs parmi les propriétaires forestiers. Enfin, il ressort que la présence d'assistance technique publique favorise les activités de reboisement.

Les modèles empiriques de forme réduite ont permis de mettre en évidence l'importance de plusieurs variables explicatives du comportement d'offre de bois comme les aménités non-bois, le revenu non-bois, l'intention de legs. Cependant, l'usage de modèles réduits soulève un certains nombre de problèmes qui tiennent essentiellement aux erreurs de spécifications et d'interprétations et à la critique de Lucas.

1.7 Les modèles structurels

Les modèles structurels permettent de faire face aux problèmes rencontrés par les modèles de forme réduite et d'analyser les effets de long terme des changements de

l'environnement macroéconomique sur les décisions des propriétaires forestiers. Pour ce faire, ils considèrent explicitement dans leurs spécifications les anticipations des propriétaires, le caractère dynamique du processus de décision etc. Le propriétaire décide de récolter ou pas son bois en faisant un arbitrage entre le revenu présent anticipé de la récolte et le revenu futur qu'il pourrait tirer d'un report de la récolte (anticipations sur les prix futurs du bois et/ou une augmentation du stock de bois). Mais l'estimation structurelle d'un modèle de programmation dynamique stochastique (Provencher 1997) pose plusieurs problèmes. Le plus évident est la spécification d'un modèle théorique cohérent et estimable, notamment à cause du problème de malédiction des dimensions inhérent à ces modèles. À notre connaissance, en économie forestière, seul Provencher (1995a, 1995b) à estimer un modèle structurel d'offre de bois. C'est pourquoi, nous nous appuyons dans cette section sur ses travaux pour illustrer l'estimation structurelle des modèles d'offre de bois.

À l'aide d'un modèle de programmation dynamique stochastique Provencher (1995a) modélise le comportement d'offre de bois de propriétaires industriels. Il considère que le propriétaire maximise son profit inter-temporel en tenant compte de ses anticipations de prix, de la croissance de son peuplement et d'un choc de profit aléatoire. La fonction objectif du propriétaire s'écrit comme suit :

$$J(p_t, v_t, \theta_t) = \max \left\{ \pi_t^0(p_t, v_t, \theta_t), \pi_t^1(p_t, v_t, \theta_t) \right\} \quad (1.20)$$

Sous les contraintes suivantes :

$$\pi^0(p_{t+1}, v_{t+1}, \theta_{t+1}) = \beta E \{ J(p_{t+1}, v_{t+1}, \theta_{t+1}) \} \quad (1.21)$$

$$\pi^1(p_t, v_t, \theta_t) = p_t v_t + \gamma + \theta_t \quad (1.22)$$

Avec :

$\pi_t^i(p_t, v_t, \theta_t)$: la valeur actualisée des profits anticipés par tige de la gestion de la propriété étant donnée la décision i au temps t .

β : le taux d'escompte.

γ : la valeur anticipée de la surface forestière nécessaire pour faire pousser un arbre.

p_t : le prix net du bois sur pied en t . Provencher (1995a) suppose que le prix est caractérisé par un processus markovien de premier ordre : $p_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_{t-1} + \epsilon_t$

avec ϵ_t le terme d'erreur de l'équation de prix.

v_t : le volume de bois en t . Si le peuplement n'est pas récolté en t , le volume de bois en $t + 1$ est donné par $v_{t+1} = f(v_t)$, le peuplement est considéré comme étant toujours en croissance. Cette fonction est monotone et croissante.

θ_t : est une variable d'état qui représente le choc aléatoire de revenu associé à la décision de récolte de bois. Ce terme est une variable aléatoire normale indépendamment et identiquement distribuée au cours du temps, avec une moyenne nulle et une variance de σ_θ^2 . À chaque période il est observé par le propriétaire mais pas par l'économètre.

La fonction objectif reflète le problème d'optimalité principal de Bellman (Bellman, 1957), c'est-à-dire que la décision de récolte est le résultat de l'arbitrage entre le revenu que le propriétaire pourrait avoir s'il reporte la récolte [équation (1.21)] et le revenu qu'il aurait s'il décidait de récolter aujourd'hui [équation (1.22)]. Cet arbitrage est fait à chaque période. L'expression (1.22) est déterminée en tenant compte des anticipations sur le prix et en tenant compte de la croissance du stock de bois et du choc aléatoire de profit. La solution de ce problème prend la forme d'une partition de l'espace des états (p_t, v_t, θ_t) en deux régions : une région de continuation dans laquelle on décide de ne pas récolter et une région d'arrêt dans laquelle on récolte. Cette partition est déterminée numériquement à l'aide des méthodes de programmation dynamique stochastique.

Les résultats des estimations de Provencher (1995a) montre que le comportement des propriétaires de son échantillon est caractérisé par un taux d'escompte de 2,6 % et un processus générateur du prix qui est une marche aléatoire. Ce taux d'escompte est plus faible que ceux communément supposés ou utilisés (environ 4%). Ce résultat supporte également la conclusion générale de Berck (1979), selon laquelle le taux d'escompte implicite utilisé par les industriels du bois dans leurs décisions de récolte est plus faible que les rendements disponibles pour les autres investissements privés. Provencher (1995a) montrent que l'effet du choc de profit aléatoire sur la décision de récolte est plus important que celui du prix. En outre, l'effet du prix sur la décision de récolte est négatif car la probabilité de récolte est plus élevée aux faibles prix. Ce dernier résultat est similaire à celui de Haight et Holmes (1991). Cette estimation structurelle suggère que la décision de récolte n'est pas guidée par la politique du prix de réserve (où, un peuplement est récolté si le prix observé excède le prix de réservation du propriétaire). En d'autres termes, la récolte ne dépend pas seulement de la valeur présente du bois sur pied mais aussi d'autres variables difficilement identifiables par les analystes.

Les résultats de Provencher (1995a) posent trois questions fondamentales : d'abord qu'est ce qui explique l'importance du choc de profit aléatoire sur la décision des propriétaires forestiers privés ? Ensuite, les anticipations de prix par les propriétaires forestiers privés sont-elles obligatoirement guidées par une marche aléatoire ? (3) Enfin, pourquoi les propriétaires n'utilisent pas le processus d'évolution observé des prix (processus autorégressif d'ordre un dans son étude) pour prendre leurs décisions ? Provencher (1995b) montre que le rôle substantiel du choc de profit aléatoire sur la décision de récolte des propriétaires forestiers privés s'explique par l'incertitude qui caractérise l'offre de bois des NIPF. Cette incertitude fait de l'offre de bois des propriétaires industriels une assurance pour un approvisionnement régulier des usines et un levier contre les ruptures de stocks. Le processus de prix, n'est pas nécessairement une marche aléatoire. En effet, les simulations de Provencher (1995b) montrent que d'autres processus de prix aboutissent aux mêmes résultats. La contradiction entre le processus réel d'évolution des prix et celui trouvé par les modèles structurels (marche aléatoire) s'explique quant à elle par le faible effet du prix sur la décision de récolte dans les modèles structurels. En effet, l'existence de stocks permet d'ajuster l'offre de bois aux fluctuations de la demande et de réduire l'impact des variations de prix.

Les modèles empiriques de Provencher (1995a, 1995b) s'intéressent aux propriétaires forestiers privés industriels qui maximisent uniquement le profit de leurs forêts. Ils ne prennent donc pas en compte les aménités non-bois. De ce fait, ils ne sont pas adaptés aux NIPF. En outre, ces modèles, de part leur nature, sont vite confrontés au problème de malédiction des dimensions d'où, le nombre limité de variables d'états (trois dans les modèles de Provencher 1995a et 1995b) dans ces modèles.

1.8 Bilan et perspectives

L'état de l'art sur les modèles de comportement d'offre de bois montre que les modèles de forme réduite ont été les plus utilisés. Ces modèles ont permis de mettre en évidence d'importants déterminants de l'offre de bois des NIPF. Cependant, ils peuvent facilement conduire à des erreurs de spécification, d'interprétation et leurs résultats peuvent être exposés à de nombreuses critiques (dont celle de Lucas, 1976). En particuliers, ces modèles ne sont pas adaptés à l'évaluation des effets de politiques structurelles mais demeurent très utiles à la compréhension de certains mécanismes complexes qui caractérisent le comportement des propriétaires forestiers privés, à la prédiction de l'offre de bois et à l'élaboration de politiques forestières de court terme. Les modèles structurels permettent de mieux modéliser le comportement des

propriétaires forestiers privés car ils prennent en compte les mécanismes économiques qui interagissent dans le processus de décision des propriétaires. Cependant, ils sont difficiles à mettre en œuvre et les analystes sont rapidement confrontés au problème de « malédiction des dimensions » quand le nombre de variables d'état s'accroît. C'est pourquoi dans le cadre des deux chapitres suivants nous avons privilégié l'usage de modèles de forme réduite pour les mécanismes complexes et étendre la portée des modèles structurels en prenant en compte les aménités dans le dernier chapitre.

D'un point de vue thématique, les chercheurs en économie forestière se sont intéressés successivement à la détermination de l'âge optimal de la récolte en environnement certain, aux arbitrages entre le bois, les aménités non-bois et les autres décisions de consommation des propriétaires forestiers. Pour ce faire, ils ont accordé également une importance particulière au rôle du revenu non forestier, des crédits, de l'intention de legs, de la distribution du capital forestier, des anticipations, etc. dans la prise des décisions de récolte. Mais trois questions fondamentales n'ont pas encore fait l'objet d'analyses dans les études existantes. Il s'agit des interactions sociales entre les propriétaires forestiers influant leur comportement et leurs décisions de récolte, de la dépendance spatiale entre leurs décisions de production de bois des propriétaires NIPF et la prise en compte des aménités dans un modèle structurel de comportement d'offre de bois.

Les effets sociaux rendent compte des facteurs qui amènent un propriétaire forestier à se comporter en fonction des caractéristiques de son environnement et des comportements qui y prévalent. Ils s'expliquent par les effets de voisinage, d'imitations, d'interactions spatiales et d'interdépendance des préférences. En effet, les propriétaires d'une même région peuvent avoir le même comportement d'offre de bois s'ils ont des caractéristiques inobservées identiques par exemple concernant les préférences pour les aménités. Ruseva (2011) a mis en évidence l'existence de réseaux entre les propriétaires sans identifier empiriquement les effets sociaux que cela implique. L'identification des effets sociaux peut donc apporter un nouvel éclairage sur le comportement d'offre de bois des NIPF afin d'affiner davantage les politiques forestières qui visent à mobiliser plus de bois, à produire ou à conserver les aménités. Cette analyse sera l'objet du chapitre 2.

Le type de modèle économétrique utilisé dans le chapitre 2, négligent la dimension spatiale des phénomènes : ils ignorent les connexions spatiales qui existent entre les zones (contiguïté, proximité), et traitent les différentes zones comme des unités indépendantes et complètement déconnectées les unes des autres. De fait, ils ne permettent pas d'analyser la nature des interactions à l'intérieure du groupe (ici la

région). Nous analysons donc dans le chapitre 3 l'interdépendance entre les décisions de production des propriétaires NIPF à l'échelle du propriétaire.

Dans la littérature les modèles empiriques structurels se sont focalisés essentiellement sur les propriétaires forestiers industriels. Ces modèles étant mieux adaptés aux décisions de production forestières, nous proposons, dans le chapitre 4, un modèle structurel qui prend en compte les consommations d'aménités par les NIPF. Ceci permet de prendre en compte les spécificités du contexte forestier français marqué par la prédominance de propriétaires forestiers non-industriels (environ 3,5 millions). De plus, dans le modèle que nous développons, le propriétaire a la possibilité d'effectuer une coupe partielle et pas seulement une récolte finale (unique) comme dans les modèles précédents.

Bibliographie

- AMACHER, G. S., KOSKELA, E. et OLLIKAINEN, M. (2002). Forest rotations and stand interdependency : Ownership structure and timing of decisions. CESifo Working Paper Series 673, CESifo Group Munich.
- BECKER, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299):pp. 493–517.
- BELLMAN, R. (1957). *Dynamic Programming*. Princeton Univ. Press, Princeton.
- BERCK, P. (1979). The economics of timber : a renouvelable resource in the long run. *Bell J. Econom*, 10:447–462.
- 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 M. KALLIO, D. D. et BINKLEY, C., éditeurs : *The global forest sector : An analytical perspective*, pages 109–136. John Wiley and Sons.
- BOLKESJO, T. F. et BAARDSEN, S. (2002). Roundwood supply in norway : micro-level analysis of self-employed forest owners. *Forest Policy and Economics*, 4(1): 55–64.
- BOWES, M. D. et KRUTILLA, J. V. (1985). Multiple use management of public forestlands. In KNEESE†, A. V. et SWEENEY, J. L., éditeurs : *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, volume 2 de *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, chapitre 12, pages 531–569. Elsevier.
- BRAZEE, R. J. et MENDELSON, R. (1988). Timber harvesting with fluctuating stumpage prices. *Forest Science*, 34(2):359–372.
- CONLEY, T. G. et UDRY, C. R. (2001). Social learning through networks : The adoption of new agricultural technologies in ghana. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(3):668–673.

- CONWAY, C. (1998). Effects of shifting populations and preferences on nonindustrial landowner behavior. Rapport technique, M. S.Thesis Virginia Tech Department of Forestry, Blacksburg VA.USA.
- CONWAY, C., AMACHER, G. S., SULLIVAN, J. et WEAR, D. (2003). Decisions nonindustrial forest landowners make : an empirical examination. *Journal of Forest Economics*, 9(3):181–203.
- DENNIS, D. F. (1989). An economic analysis of harvest behavior : Integrating forest and ownership characteristics. *Forest Science*, 35(17).
- 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(2):176–187.
- FAUSTMANN, M. (1849). Calculation of the value which forestland and immature stands possess for forestry. *Reprinted in Journal of Forest Economics*, 1(1):7–44.
- FAVADA, I. M., KUULUVAINEN, J. et UUSIVUORI, J. (2007). Optimal timber stock in finnish nonindustrial private forests. *Forest Policy and Economics*, 9(5):527–535.
- HAIGHT, R. G. et HOLMES, T. P. (1991). Stochastic price models and optimal tree cutting : Results for loblolly pine. *Natural Resource Modeling*, 5(4):423–443.
- HARTMAN, R. (1976). The harvesting decision when a standing forest has value. *Economic Inquiry*, 14(1):52–58.
- HYBERG, B. et HOLTHAUSEN, D. (1989). The behavior of nonindustrial private forest owners. *Canad. J. Forest Ressour*, 15:1014–1023.
- KUULUVAINEN, J., KARPPINEN, H. et OVASKAINEN, V. (1996). Landowner objectives and nonindustrial private timber supply. *Forest Science*, 42(3):300–309.
- KUULUVAINEN, J. et 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):1011–1029.
- LUCAS, R. J. (1976). Econometric policy evaluation : A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1):19–46.
- NEWMAN, D. H. et WEAR, D. N. (1993). Production economics of private forestry : A comparison of industrial and nonindustrial forest owners. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(3):pp. 674–684.

- OHLIN, B. (1921). Till fragan om skogarnas omloppstid. *Ekonomisk Tidskrift*, 22:89–113.
- PATTANAYAK, S., MURRAY, B. et ABT, R. (2002). How joint is joint forest production? an econometric analysis of timber supply conditional on endogenous amenity values. *Forest Science*, 48(3):479–491.
- PATTANAYAK, S. K., ABT, K. L. et HOLMES, T. P. (2003). Timber and amenities on nonindustrial private forest land. In SILLS et ABT, éditeurs : *Forests in a Market Economy*, pages 243–258. Kluwer Academic Publishers : The Netherlands.
- PRESSLER, M. (1860). Aus der holzzuwachlehre (zweiter artikel). *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, 36:91–173.
- PROVENCHER, B. (1995a). Structural estimation of the stochastic dynamic decision problems of resource users : An application to the timber harvest decision. *Journal of Environmental Economics and Management*, 29(3):321–338.
- PROVENCHER, B. (1995b). An investigation of the harvest decision of timber firms in the south-east united states. *Journal of Applied Econometrics*, 10(S):57–74.
- PROVENCHER, B. (1997). Structural versus reduced-form estimation of optimal stopping problems. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2):357–368.
- REED, W. J. et CLARKE, H. R. (1990). Harvest decisions and asset valuation for biological resources exhibiting size-dependent stochastic growth. *International Economic Review*, 31(1):147–69.
- ROUTLEDGE, R. (1980). The effect of potential catastrophic mortality and other unpredictable events on forest rotation policy. *Forest Science*, 28(3):389–399.
- RUSEVA, T. B. (2011). *Exploring the Relationship Between Social Interactions and Private Forest Management Decisions in South-Central Indiana*. Proquest, Umi Dissertation Publishing.
- SAMUELSON, P. A. (1976). Economics of forestry in an evolving society. *Economic Inquiry*, 14(4):466–92.
- STØRDAL, S., LIEN, G. et BAARDBSEN, S. (2008). Analyzing determinants of forest owners' decision-making using a sample selection framework. *Journal of Forest Economics*, 14(3):159 – 176.

- SWALLOW, S. et WEAR, D. (1993). Spatial interactions in multiple-use forestry and substitution and wealth effects for the single stand. *Journal of Environmental Economics and Management*, 25:103–120.
- TAHVONEN, O. et SALO, S. (1999). Optimal forest rotation within situpreferences. *Journal of Environmental Economics and Management*, 37(1):106 – 128.
- UUSIVUORI, J. et 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.
- WEAR, D. et PARKS, P. (1994). The economics of timber supply : An analytical synthesis of modeling approaches. *Natural Ressource Modeling*, 8(3):199–223.

Chapitre 2

Analyse économétrique des interactions sociales dans les décisions de production des propriétaires forestiers privés

Sommaire

2.1	Introduction	51
2.2	Modélisation économique de comportement du propriétaire NIPF	52
2.3	Modélisation économétrique	55
2.3.1	Le modèle de sélection multi-niveaux	55
2.3.2	Effets sociaux	57
2.4	Données	59
2.5	Résultats d'estimation	63
2.5.1	Tests de robustesse	63
2.5.2	Effets corrélés, contextuels et endogènes	65
2.5.3	Les déterminants individuels des décisions de coupe et d'intensité de récolte	69
2.6	Conclusion	70

2.1 Introduction

Pour étudier la production jointe de bois et d'aménités par les propriétaires NIPF, la plupart des analyses économétriques (Binkley 1981, Dennis 1989, 1990, Pattanayak et al. 2002, 2003) se sont basées sur l'approche du « ménage-producteur » et le modèle théorique de Hartman (1976). Ces analyses empiriques ont permis de montrer l'importance de plusieurs facteurs explicatifs du comportement des propriétaires NIPF, offrant conjointement du bois et des aménités non-bois. Parmi celles-ci, on peut citer : la consommation d'aménités (Binkley 1981, Pattanayak et al. 2003), la distribution du capital forestier (Pattanayak 2002), (Størdal et al. 2008), les objectifs explicites de production d'aménités ou non (Kuuluvainen et al. 1996), le rationnement du crédit (Kuuluvainen et al. 1991), la décision de legs (Conway et al. 2003) et la manière dont les interactions entre propriétaires privés et professionnels de la forêt (agents publics) affectent la gestion de la forêt privée (Ruseva 2011).

À notre connaissance, aucune étude ne s'est intéressée aux effets de l'environnement socioéconomique des propriétaires NIPF sur leurs comportements de production. Ces effets, appelés « effets sociaux » par Manski (1993), rendent compte des facteurs qui amènent un individu à se comporter en fonction des caractéristiques de son environnement et des comportements qui y prévalent. De fait, ces effets sociaux sont susceptibles d'avoir une influence significative sur le comportement des propriétaires NIPF et méritent qu'on les intègre dans l'analyse.

Les effets sociaux peuvent se dissocier en effets endogènes, effets contextuels (exogènes) et effets corrélés comme définis par Manski (1993). On parle d'effets endogènes lorsque les propriétaires forestiers d'une même région ont tendance à avoir le même comportement de production. Ces effets résultent de mécanismes de mimétisme ou d'entraînement social. Les effets contextuels caractérisent un comportement similaire d'offre de bois des propriétaires forestiers lorsque les caractéristiques exogènes du groupe (ou de la région) sont semblables. Dans ce cas, les caractéristiques du groupe (ou de la région) sont perçues par les propriétaires comme un signal de leur capacité de production et ils se comportent donc en conséquence. Enfin, on parle d'effets corrélés lorsque les individus se comportent de façon similaire parce qu'ils ont des caractéristiques individuelles non observées similaires.

L'objectif de ce chapitre est d'analyser à la fois le rôle des caractéristiques individuelles et celui des effets sociaux sur le comportement des propriétaires NIPF. Pour ce faire, nous considérons que les déterminants de l'offre de bois se situent tant au niveau du propriétaire (individuel) qu'au niveau régional. Au niveau individuel, nous étudions l'impact des caractéristiques du propriétaire NIPF et de sa propriété sur la décision de coupe et l'intensité de la coupe. Au niveau régional,

nous analysons le rôle de la taille moyenne de la propriété au niveau régional, du nombre moyen d'ensemble (morcellement de la propriété) constituant les propriétés au niveau de la région et de la demande régionale de bois sur le comportement des propriétaires NIPF. Ce faisant, nous souhaitons, par exemple, répondre à la question : est-ce qu'une forte demande régionale peut amener un propriétaire à produire plus de bois ? Ensuite, nous modélisons la décision de récolte et l'intensité de la récolte du bois à l'aide un Tobit avec sélection. Cette modélisation et la nature hiérarchique des déterminants (individuel et régionaux) nous conduisent à estimer un système d'équations simultanées multi-niveaux. En tenant compte des différents niveaux (imbriqués) de déterminants, ces modèles offrent un cadre adapté pour comprendre l'impact des caractéristiques individuelles et des effets sociaux sur les décisions de production des propriétaires NIPF. Dans cette étude, nous faisons le choix de la région administrative comme étant le bon niveau d'agrégation. En effet, en France, les Centres Régionaux de la Propriété Forestière Privée (CRPF) sont responsables de l'animation de la filière bois, de l'appui-conseil aux propriétaires et de l'élaboration des schémas régionaux de gestion sylvicole. Le dynamisme de ces organisations dans l'animation de la filière et la vulgarisation des bonnes pratiques a tendance à renforcer les interactions sociales à l'intérieur des régions.

Ce chapitre est organisé comme suit. La section suivante décrit le modèle économique du comportement des propriétaires NIPF. La modélisation économétrique est présentée dans la section 2.3, en commençant par une description du modèle de sélection multi-niveaux dérivée de la double décision du propriétaire forestier - la récolte et l'intensité de récolte - suivie d'une explication de l'identification des effets sociaux. Les données utilisées sont décrites à la section 2.4 et les résultats sont présentés dans la section 2.5. La conclusion est donnée à la section 2.6.

2.2 Modélisation économique de comportement du propriétaire NIPF

L'offre de bois des propriétaires NIPF est modélisée sur la base de l'approche du ménage producteur introduite par Becker (1965) et utilisée en économie forestière par Binkley (1981), Max et Lehman (1988), Dennis (1989), parmi d'autres (voir chapitre 1). Si i décrit le propriétaire forestier et j sa région de localisation, on peut écrire la fonction d'utilité de la façon suivante :

$$U_{ij} = U(R_{ij}, A_{ij}, X_{ij}; \theta_{ij}). \quad (2.1)$$

L'utilité du propriétaire forestier dépend de son revenu R_{ij} , de sa consommation d'aménités A_{ij} , de ses attributs sociaux X_{ij} , et de ses préférences θ_{ij} . θ_{ij} représente l'ensemble des variables explicatives individuelles, capturant l'hétérogénéité (observable et inobservable) des préférences des propriétaires forestiers. On suppose que le revenu R_{ij} du propriétaire forestier est issu du bois récolté B_{ij} vendu au prix P_j et de revenus exogènes RE_{ij} , tel que $R_{ij} = P_j \times B_{ij} + RE_{ij}$. Par ailleurs, la consommation d'aménités A_{ij} dépend (positivement) du stock de bois sur pied S_{ij} et donc de la quantité de bois prélevée B_{ij} : $A_{ij} = A_{ij}(S_{ij}, B_{ij})$.

Supposons maintenant que le bois mis sur le marché est destiné en grande partie à la demande (notamment celle des scieries) de la région j , dans ce cas le prix observé sur le marché est le prix d'équilibre entre l'offre agrégée et la demande agrégée sur ce marché : $\sum_{i=1}^{N_j} B_{ij}(P_j) = Q_j(P_j)$, où N_j représente le nombre de propriétaires dans la région j , P_j le prix de marché dans la région j et Q_j la demande de bois dans cette même région. La figure 2.1 montre que cette hypothèse est raisonnable. En effet, dans la majorité des régions françaises (18 régions sur 22) les industries s'approvisionnent principalement (plus de 50 % de leurs consommations en bois) au sein de leur région.

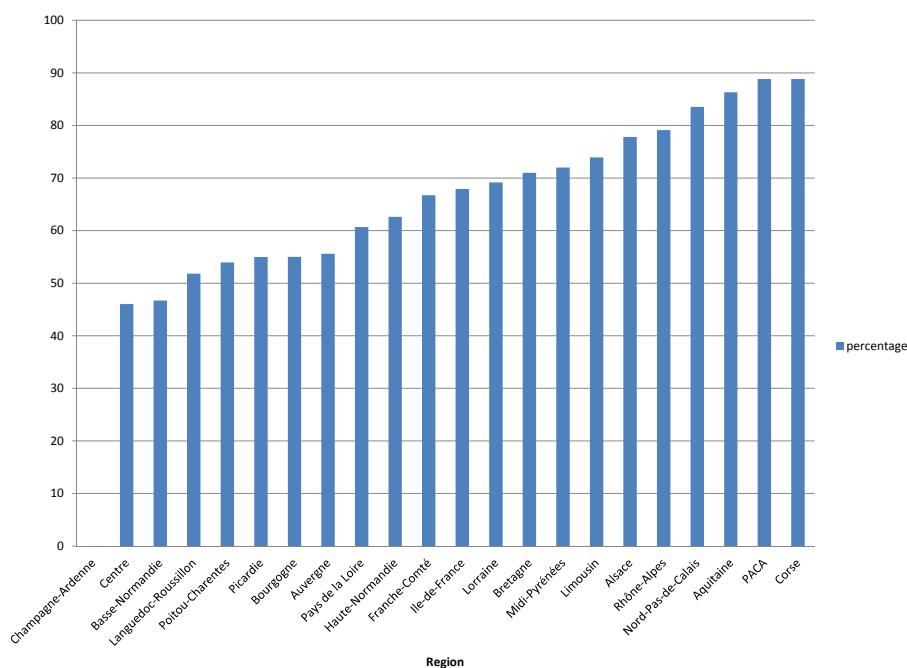


Figure 2.1: Pourcentage de bois consommé par les industries provenant des exploitations forestières de la région de localisation des industries

La demande inverse $P_j = P_j(Q_j)$ est insérée dans l'équation définissant le revenu du propriétaire forestier¹. Ainsi, le propriétaire maximise son utilité $U(R_{ij}, A_{ij}, X_{ij}; \theta_{ij})$ sous contrainte de revenu $R_{ij} = P_j(Q_j) \times B_{ij} + RE_{ij}$. La différence avec les modèles de ménages producteurs utilisés en économie forestière réside dans la prise en compte des attributs sociaux X_{ij} et de la demande agrégée (Q_j).

Comme Dennis (1989), la fonction d'aménités est introduite dans le programme de maximisation, ce qui nous permet de réécrire l'objectif du propriétaire NIPF comme suit :

$$\max_{B_{ij}, R_{ij}} U(R_{ij}, A_{ij}(S_{ij}, B_{ij}), X_{ij}; \theta_{ij}), \quad (2.2)$$

sous contrainte de :

$$R_{ij} = P_j(Q_j) \times B_{ij} + RE_{ij} \quad (2.3)$$

Les conditions de premier ordre de ce programme de maximisation permettent d'écrire² :

$$\frac{\partial U}{\partial R_{ij}} P_j(Q_j) = \frac{\partial U}{\partial A_{ij}} \frac{\partial A_{ij}}{\partial B_{ij}} \quad (2.4)$$

À l'optimum, la valeur marginale d'une unité supplémentaire de bois récolté est égale à la valeur marginale des aménités auxquelles le propriétaire devrait renoncer pour obtenir cette unité. L'offre optimale de bois issue de la condition (2.4) peut s'écrire :

$$B_{ij} = B_{ij}(S_{ij}, RE_{ij}, Q_j, X_{ij}; \theta_{ij}). \quad (2.5)$$

Ainsi, l'offre de bois des propriétaires forestiers privés dépend des caractéristiques individuelles ($S_{ij}, RE_{ij}, \theta_{ij}$), des effets endogènes (Q_j) et des effets contextuels (X_{ij}). Par ailleurs, en reportant l'offre optimale de bois (2.5) dans la fonction d'aménités $A_{ij}(S_{ij}, B_{ij})$, on obtient la demande optimale d'aménités du propriétaire forestier $A_{ij}(S_{ij}, RE_{ij}, Q_j, X_{ij}; \theta_{ij})$.

1. Cette étude s'intéresse principalement aux déterminants de l'offre de bois et nous ne cherchons pas ici à estimer la demande sur le marché du bois.

2. Voir Dennis (1989) pour le détail des calculs.

2.3 Modélisation économétrique

Nous utilisons un modèle multi-niveaux avec effets aléatoires afin d'analyser séparément l'impact des caractéristiques individuelles (S_{ij}, RE_{ij}, X_{ij}) et des moyennes régionales (\bar{X}_j) sur l'offre de bois des propriétaires NIPF. Ce modèle multi-niveaux permet également d'estimer et de décomposer la variance totale en une composante individuelle et une composante régionale.

2.3.1 Le modèle de sélection multi-niveaux

Les modèles multi-niveaux spécifiés comme des modèles à effets aléatoires supposent que les variables explicatives et l'hétérogénéité inobservée (au niveau de la région et au niveau individuel) sont indépendants. Cependant, la variance spécifique à la région capture les effets des variables manquantes spécifiques à la région. De ce fait, elle peut être corrélée avec les variables explicatives du modèle. Ce problème de corrélation peut être résolu, selon Mundlak (1978), par une transformation « intra-individuelle » couramment appelée transformation « within » des variables explicatives ($X_{ij} - \bar{X}_j$). Comme le souligne Aslam et Corrado (2011), ces nouvelles variables ($X_{ij} - \bar{X}_j$ et \bar{X}_j) peuvent être corrélées avec les variables explicatives du niveau individuel. Ce problème est résolu en utilisant les variables centrées du niveau individuel comme variables instrumentales (Snijders et Berkhof 2008, Rabe-Hesketh et Skrondal 2008). Nous pouvons ainsi déterminer si la position relative des propriétaires NIPF et les facteurs régionaux affectent leurs décisions de production.

Un des objectifs de ce chapitre est d'estimer l'équation d'offre de bois au niveau du propriétaire forestier (intensité de la coupe). Cependant, on observe que de nombreux propriétaires ne récoltent pas de bois. Comme montré par Størdal et al (2008), la récolte est donc une variable dépendante limitée. Estimer l'équation d'offre de bois sans tenir compte de la décision de coupe, et notamment de ceux qui ne récoltent pas, peut engendrer un biais de sélection. Afin de prendre en compte ce problème, l'équation d'offre peut être estimée par une méthode à la Heckman (1976, 1979).

Décisions de coupe et d'intensité de récolte

La décision de récolte peut être déduite à l'aide de l'utilité indirecte. Cette fonction s'obtient en insérant les fonctions d'offre de bois (2.5) et de demande des aménités dans la fonction d'utilité directe (2.1). La variable θ_{ij} comprend un ensemble de caractéristiques observables (w_{ij}) et non observables (v_{ij}). Le dernier terme v_{ij} est inclus dans un terme d'erreur plus général comprenant l'ensemble des variables

inobservables que l'on suppose aléatoire et que l'on note ϵ_{ij} . La fonction d'utilité indirecte s'écrit alors :

$$V(X_{ij}, Z_{ij}, Q_j, \epsilon_{ij}), \quad (2.6)$$

avec X_{ij} l'ensemble des caractéristiques individuelles observables qui capture les attributs sociaux et Z_{ij} les autres caractéristiques du propriétaire NIPF.

Nous supposons que le propriétaire forestier prend la décision de récolter du bois si et seulement si l'utilité engendrée par la coupe et la vente de bois est supérieure à l'utilité en l'absence de récolte. Nous pouvons ainsi modéliser ce choix à partir du modèle d'utilité aléatoire de Mcfadden (1973) :

$$V^1(X_{ij}, Z_{ij}, Q_j, \epsilon_{ij}^1) > V^0(X_{ij}, Z_{ij}, Q_j, \epsilon_{ij}^0), \quad (2.7)$$

où '1' indique la situation de récolte et '0' la situation de non récolte. Les termes d'erreur ϵ_{ij}^1 et ϵ_{ij}^0 représentent l'hétérogénéité inobservée dans chacune des utilités. Un modèle « scaled probit »³ multi-niveaux basé sur la différence d'utilité $Y_{1ij}^* = V^1(X_{ij}, Z_{ij}, Q_j, \epsilon_{ij}^1) - V^0(X_{ij}, Z_{ij}, Q_j, \epsilon_{ij}^0)$ permet d'expliquer la décision de récolte. On définit Y_{1ij} comme égal à 1 lorsque la récolte de bois offre une utilité supérieure au propriétaire forestier ($Y_{1ij}^* > 0$) et égal à 0 sinon ($Y_{1ij}^* \leq 0$). Le modèle probit s'écrit :

$$\begin{cases} Y_{1ij}^* &= \beta_{00} + \beta_{10}(X_{ij} - \bar{X}_j) + \beta_{01}\bar{X}_j + \tau_{10}Z_{ij} + \gamma_{01}Q_j + u_{10j} + e_{1ij} \\ Y_{1ij} &= 1(Y_{1ij}^* > 0), \end{cases} \quad (2.8)$$

et l'équation d'offre de bois à estimer est :

$$\begin{cases} Y_{2ij}^* &= \alpha_{00} + \alpha_{10}(X_{ij} - \bar{X}_j) + \alpha_{01}\bar{X}_j + \lambda_{10}W_{ij} + \delta_{01}Q_j + u_{20j} + e_{2ij}, & \text{si } Y_{1ij} = 1, \\ 0 & & \text{si } Y_{1ij} = 0, \end{cases} \quad (2.9)$$

où Y_{2ij}^* est la récolte de bois positive, β_{00} et α_{00} représentent la constante, β_{10} et α_{10} sont les coefficients intra-région, β_{01} et α_{01} les coefficients interrégion, respectivement pour les équations (2.8) et (2.9). $(X_{ij} - \bar{X}_j)$ représente les attributs sociaux centrés au niveau individuel et \bar{X}_j leurs moyennes régionales. Q_j est la demande agrégée de bois dans la région j et les deux derniers vecteurs de variables explicatives Z_{ij} et W_{ij} sont les variables de contrôle standards. γ_{01} et λ_{10} sont les coefficients associés respectivement à Z_{ij} et W_{ij} . Le terme d'erreur ϵ_{1ij} de l'équation (2.8) est décomposé

3. C'est un modèle probit dont la variance peut être différente de 1

en deux parties. La première composante u_{10j} est spécifique à la région et constant entre les individus de la même région. La deuxième composante e_{1ij} varie à la fois entre les individus et les régions. Nous avons $u_{10j} \sim N(0, \sigma_{u_{10}}^2)$ et $e_{1ij} \sim N(0, \sigma_{e_1}^2)$. De même, le terme d'erreur (ϵ_{2ij}) de l'équation (2.9) est décomposé en une composante spécifique à la région u_{20j} et une composante qui varie entre les individus et les régions e_{2ij} , avec $u_{20j} \sim N(0, \sigma_{u_{20}}^2)$, $e_{2ij} \sim N(0, \sigma_{e_2}^2)$ et $\text{cov}(u_{10j}, u_{20j}) = \sigma_{12}$. Pour l'équation (2.9) et en considérant N individus et J région, le terme diagonal de la matrice de variance covariance de ϵ_{2ij} peut être écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \Omega_N = E(\epsilon_{2j}\epsilon'_{2j}) &= \begin{bmatrix} \sigma_{u_{20}}^2 + \sigma_{e_2}^2 & \sigma_{u_{20}}^2 & \cdots & \sigma_{u_{20}}^2 \\ \sigma_{u_{20}}^2 & \sigma_{u_{20}}^2 + \sigma_{e_2}^2 & \cdots & \sigma_{u_{20}}^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{u_{20}}^2 & \sigma_{u_{20}}^2 & \cdots & \sigma_{u_{20}}^2 + \sigma_{e_2}^2 \end{bmatrix} \\ &= \sigma_{u_{20}}^2 e_N e'_N + \sigma_{e_2}^2 I_N \end{aligned}$$

En particulier, $\sigma_{u_{20}}^2 = 0$ signifie qu'il n'existe pas d'effets spécifiques à la région. Par hypothèse, nous avons $E(\epsilon_{2j}\epsilon'_{2j'}) = 0 \forall j \neq j'$, c'est-à-dire, une absence de corrélation entre les régions.

Le système d'équations (2.8)-(2.9) à estimer est un modèle de sélection bivarié aussi appelé « modèle Tobit de type II » par Amemiya (1984), qui a une structure multi-niveaux dans notre cas.

2.3.2 Effets sociaux

Les effets sociaux rendent compte de l'ensemble des facteurs qui peuvent amener un individu à se comporter en fonction des caractéristiques de l'environnement dans lequel il vit et des comportements qui y prévalent. Ces effets peuvent se dissocier en effets contextuels (ou exogène), effets corrélés et effets endogènes, comme défini par Manski (1993).

Effets contextuels

Les effets contextuels caractérisent un comportement similaire d'offre de bois des propriétaires forestiers lorsque les caractéristiques exogènes de la région sont semblables. Les propriétaires peuvent considérer les caractéristiques de leur région comme un signal de leur capacité de production, et donc se comporter en conséquence. Par exemple, la surface moyenne, la fragmentation (nombre moyen de parcelles) et la délégation de la gestion des propriétés forestières peuvent expliquer l'homogénéité du comportement de production dans une région. Nous pouvons in-

interpréter des coefficients $\beta_{01} \neq 0$ et $\alpha_{01} \neq 0$ comme des effets contextuels, respectivement pour les équations (2.8) et (2.9).

Effets corrélés

On parle d'effets corrélés lorsque les individus se comportent de façon similaire parce qu'ils ont des caractéristiques individuelles inobservées similaires ou font face à un environnement institutionnel similaire par exemple, la productivité ou la propension à développer sa forêt. Dans cette étude, les effets corrélés sont exprimés par les composantes inobservables u_{10j} et u_{20j} . Si $\sigma_{u_{10}}^2 \neq 0$ ou $\sigma_{u_{20}}^2 \neq 0$, $\forall j \neq j'$, nous avons des effets corrélés (Aslam et Corrado 2011).

Effets endogènes : la demande de bois locale

Il existe des effets endogènes lorsque le comportement d'un individu varie avec le comportement du groupe auquel il appartient. Ces effets résultent de mécanismes de mimétisme ou d'entraînement social. Ces effets peuvent être capturés par la production moyenne de bois dans la région. Comme à l'équilibre, l'offre est égale à la demande dans chaque région, la demande régionale peut être considérée comme une variable de substitution à la production régionale. Donc, si $\gamma_{01} \neq 0$ ou $\delta_{01} \neq 0$ nous avons des effets endogènes au niveau régional. Mais comme l'offre et la demande sont interdépendantes, alors la demande de bois dans la région est potentiellement corrélée avec les composantes inobservées des termes d'erreurs au niveau régional u_{10j} et u_{20j} . Pour éviter un biais dû à ce problème d'endogénéité, il est nécessaire d'instrumenter cette variable. Pour ce faire, nous avons besoin de variables qui soient corrélées avec Q_j mais non corrélées avec les termes d'erreurs de l'équation d'offre. Nous utilisons comme instrument les investissements des scieries dans la région que l'on note I_j . Cette variable est retardée d'une période pour tenir compte de la période qui s'écoule entre le moment où l'investissement est réalisé et le moment où les nouvelles capacités de production sont effectivement utilisées. On note ζ le paramètre associé à estimer. L'équation de demande de bois dans la région est :

$$Q_j = \zeta I_j + \eta_j, \tag{2.10}$$

avec η_j le terme d'erreur du modèle et $\eta_j \sim iid(0, \sigma_\eta^2)$. Les covariances entre ce terme d'erreur et les termes d'erreurs des équations (2.8) et (2.9) sont notées comme suit : $cov(u_{10j}, \eta_j) = \sigma_{13}$ et $cov(u_{20j}, \eta_j) = \sigma_{23}$.

Cette équation est estimée simultanément avec les deux équations du modèle de sélection bivarié (2.8) et 2.9) par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète. Le modèle de sélection multi-niveaux devient donc ⁴ :

$$\begin{cases} Y_{1ij}^* = \beta_{00} + \beta_{10}(X_{ij} - \bar{X}_j) + \beta_{01}\bar{X}_j + \tau_{10}Z_{ij} + \gamma_{01}Q_j + u_{10j} + e_{1ij} \\ Y_{2ij}^* = \alpha_{00} + \alpha_{10}(X_{ij} - \bar{X}_j) + \alpha_{01}\bar{X}_j + \lambda_{10}W_{ij} + \delta_{01}Q_j + u_{20j} + e_{2ij} \\ Q_j = \zeta I_j + \eta_j \end{cases} \quad (2.11)$$

Les variables des deux équations ne sont pas nécessairement identiques. Cependant, lorsqu'elles sont identiques, les paramètres de l'équation d'intérêt sont identifiés seulement en raison de la non-linéarité de l'Inverse du Ratio de Mill's (Wooldridge 2002). Il est donc souhaitable d'imposer des restrictions d'exclusion dans l'équation de l'intensité de la coupe.

2.4 Données

Les données de cette étude proviennent principalement de l'« Enquête sur la structure de la forêt privée en 1999 –MAAP/SG/SSP– » ⁵. Elle a été réalisée conjointement par le Service Central des Enquêtes et Études Statistiques (actuel SSP) du ministère chargé de la forêt et les directions régionales et départementales de l'Agriculture et de la Forêt. L'échantillon de l'enquête a été constitué à partir d'un plan de sondage départemental selon deux critères : la nature juridique de la propriété et la taille de la forêt. Par département cinq strates ont été composées : trois strates de personnes physiques et deux strates de personnes morales. À l'intérieur de chaque strate les personnes enquêtées ont été tirées au sort. Cette enquête a une représentativité régionale.

Les enquêtes ont été réalisées de septembre 1999 à mars 2000 et ont permis d'interroger 6995 propriétaires forestiers (d'un hectare ou plus) privés, possédant un total de 400 000 hectares de forêt. L'enquête comprend deux grandes parties : d'une part les caractéristiques physiques de la propriété (nature juridique du propriétaire, résidence, époque d'acquisition, origine de la propriété, taille, morcellement et évolu-

4. Ce modèle est estimé en utilisant le programme GLLAMM de Rabe-Hesketh *et al.* (001a).

5. L'enquête statistique sur la structure de la propriété forestière privée SPF99 a pour objectif de prendre la mesure de la situation actuelle et des évolutions effectives depuis une vingtaine d'années. Elle a une représentativité régionale; elle vise à décrire des profils types par région ou nature juridique du propriétaire, et non à comptabiliser précisément les superficies forestières et les propriétaires forestiers à un niveau géographique fin. La méthodologie d'enquête et les intervalles de confiance sur les principales données peuvent être consultés dans la publication Agreste Chiffres et Données Agriculture no 144 de novembre 2002

tion des surfaces depuis 1990), et d'autre part, des indicateurs de comportements et de mode de gestion pratiqués par les propriétaires (insertion dans un circuit de développement, temps passé en forêt, main d'œuvre employée, volume de bois récolté et situation au regard de la chasse).

Les résultats de l'enquête montrent que le nombre de propriétaires est inégalement réparti selon la taille des propriétés. En effet, les propriétaires possédant de 1 à 10 ha de forêts représentent 26,68 % de l'effectif total et détiennent 28 % de la forêt privée. Malgré leur faible nombre (5,4 %), ceux qui ont une surface forestière d'au moins 25 hectares, possèdent plus de 48 % de la forêt privée. Les propriétés de 100 hectares et plus n'appartiennent qu'à 0,31 % des propriétaires mais occupent plus de 23 % des surfaces forestières privées. L'enquête révèle aussi que plus de 59 % des propriétaires ont plus de 60 ans. En outre, il ressort que 25 % des propriétaires ont recours aux services de professionnels (expert, syndicat, coopératives etc.) pour gérer leurs forêts, et que ces propriétaires représentent 60 % des surfaces des propriétés forestières privées. Le volume de bois annuel récolté par les propriétaires forestiers privés a été estimé à 21 millions de m³ en 1999 dont 60 % de bois d'œuvre et d'industrie et 40 % de bois de feu. La vente de bois a concerné seulement 32 % des propriétaires privés pour 64 % de la forêt privée. Donc, nous pouvons aisément penser que plus la propriété est grande, plus le propriétaire s'investit dans sa gestion. La chasse, quant à elle, est interdite sur 6 % des surfaces forestières privées. Elle est rémunérée sur 13 % des surfaces (pour seulement 2 % de propriétaires).

Dans cette étude, seuls les propriétaires forestiers - personnes physiques - sont étudiés (soit 3578 propriétaires sur les 6995) et non les personnes morales (assurances, banques...). En effet, ces dernières ont généralement de grandes surfaces, gèrent régulièrement leurs forêts et ont des objectifs multiples (placements financiers, avoir un bilan carbone nul, soigner l'image de l'entreprise, etc.). Ce comportement est a priori différent de celui des propriétaires NIPF.

Malgré la richesse de cette enquête une variable essentielle - le revenu des propriétaires - n'a pas été renseignée. Cependant, ce problème peut être résolu en prenant les « Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS) » comme proxy du revenu car ces deux variables sont très corrélées en France (voir Tableau 2.1).

Pour mettre en exergue les effets endogènes, nous avons utilisé certaines données régionales provenant du SSP (le volume de bois scié, l'investissement des scieries). Les données du cadastre (le pourcentage de propriétaires de moins d'un hectare), de l'IGN (le pourcentage de surfaces facilement exploitables dans la région) et du Laboratoire d'Étude des Ressources Forêt-Bois d'AgroParisTech Centre de Nancy (la

Tableau 2.1: Distribution du revenu du ménage selon la PCS des des propriétaires forestiers en 1997

PCS	Mean	Std. Error	Annual income ^a (in K€)
Chômeurs	0,1229	0,2174	14,9
Ouvriers	0,0309	0,1731	19,2
Employés	0,0520	0,2096	20,8
Retraités	0,4990	0,5001	22,1
Agriculteurs (y compris les fo- restiers)	0,1476	0,3547	23,3
Professions intermédiaires	0,0233	0,1511	31,0
Chefs d'entreprises	0,0474	0,2126	38,2
Cadres	0,7219	0,2588	47,6
Total	1	0,0000	26,6

Notes : Adapted form INSEE for year 1997.

Descriptive statistics from a sample of $N = 4405$ observations.

^a Average annual household income before taxes.

penne et le bilan hydrique⁶) donnent une indication de l'environnement forestier et permettent ainsi de capturer les effets contextuels. Le bilan hydrique est la différence entre les précipitations et l'évapotranspiration potentielle.

Les statistiques descriptives des variables utilisées dans le modèle sont reportées dans le le Tableau 2.2.

6. Le bilan hydrique est la différence entre les précipitations et l'évapotranspiration potentielle. Pour plus d'information voir Lebourgeois et al. (2005)

Tableau 2.2: Définition et statistiques descriptives des variables du modèle

Variable	Définition	Moyenne	Écart-type	<i>N</i>
SELEC	Variable binaire = 1 si coupe commerciale de bois au cours des 5 dernières années	0,3	0,46	4405
BOIS	Volume de bois coupé par hectare au cours des 5 dernières années (en m ³)	2,48	1,24	1357
AUTOCONS	Variable binaire = 1 si il y a autoconsommation de bois	0,040	0,197	4405
SURFACE	Surface forest. de la propriété dans le dép. (en ha)	2,38	1,06	4405
DELEG	Variable binaire = 1 si le propriétaire délègue la gestion de sa propriété à un professionnel	0,243	0,429	4405
SYLVICUL	Variable binaire = 1 si le propriétaire est sylviculteur	0,027	0,162	4405
AGRICUL	Variable binaire = 1 si le propriétaire est agriculteur	0,125	0,330	4405
RETRAITE	Variable binaire = 1 si le propriétaire est 0 à la retraite	0,499	0,500	4405
PFEUILLU	Pourcentage de feuillu sur la propriété	0,15	0,30	4405
NBENS	Nb d'ensembles de propriétés forest.	6,74	13,82	4405
SUFORODE	Surface forest. du propriétaire dans les autres dép. (en ha)	3,01	26,48	4405
GENRE	Variable binaire = 1 si homme et 0 si femme	0,71	0,44	4405
HERIT	Variable binaire = 1 si la propriété a été héritée	0,13	0,33	4405
AGE	Âge du propriétaire	62,86	13,70	4405
PROF-ACHAT	Variable binaire = 1 si le propriétaire a vendu une partie de sa récolte a un professionnel	0,04	0,20	4405
J-PRESENCE	Nb de jours de présence sur la propriété	43,77	85,14	4405
J-TRAV	Nb de jours de travail effectués par le propriétaire et sa famille	14,88	40,18	4405
CHASSE	Variable binaire = 1 si la chasse est pratiquée sur la propriété	0,15	0,35	4405
LECTURE	Variable binaire = 1 si le propriétaire lit des revues forest	0,56	0,71	4383
PENTE	Pente de la propriété	4,08	4,10	4405
HYDRIQ	Bilan hydrique	14,49	20,33	4405
PEXPLOI	Pourcentage de surfaces facilement exploitable dans le dép. (en cm)	13,41	18,31	22
SCIAGE	Volume de bois utilisé par les scieries de la région. (en milliers de m ³)	141,75	167,45	20

2.5 Résultats d'estimation

Dans cette section nous présentons les résultats du modèle d'équations simultanées (2.11). Cependant, afin d'identifier correctement les paramètres de l'équation de l'intensité de la coupe, nous imposons des restrictions d'exclusion. À cet effet, nous excluons une variable de l'équation de l'intensité de la coupe : autoconsommation. La quantité de bois d'œuvre autoconsommée (3 % en 1999 selon Agreste 2002) est généralement très faible par rapport aux capacités de production de la forêt. Nous pouvons donc considérer qu'il n'a aucune influence sur l'intensité de la coupe. Les résultats du modèle complet sont présentés dans le Tableau 2.3.

2.5.1 Tests de robustesse

Afin de déterminer l'existence d'un impact des différents niveaux (individuel et régional) sur les variables dépendantes, nous faisons d'abord le test du rapport du maximum de vraisemblance entre le modèle complet sans multi-niveaux (modèle contraint) qui a une log-vraisemblance $l_0 = -15152$ et le modèle complet avec multi-niveaux (modèle alternatif) dont la log-vraisemblance est de $l_1 = -12853$. La statistique de ce test $LR1 = 2(l_1 - l_0) = 5874$, qui est distribué asymptotiquement comme un χ^2 à 2 degré de liberté, valide le modèle multi-niveaux complet avec une probabilité $p < 0,0001$. Nous rejetons donc l'hypothèse de nullité des variances interrégionales ($\sigma_{u_{01}}$ et $\sigma_{u_{02}}$). De plus, les deux variances interrégionales $\sigma_{u_{01}}$ et $\sigma_{u_{02}}$ sont significativement différentes de zéro au seuil de 1 %. Ces résultats justifient la prise en compte des deux niveaux et donc l'existence d'effets sociaux à l'échelle régionale. La part de la variabilité totale expliquée au niveau de la région (coefficient de corrélation intra-région)⁷ est de 12,85 % pour la décision de coupe et de 18,23 % pour le volume de bois récolté.

Nous faisons ensuite une analyse de variance qui consiste à estimer un modèle multi-niveaux vide c'est-à-dire sans les variables explicatives (Tableau 2.4). Ceci nous permet de faire le test du maximum de vraisemblance entre le modèle multi-niveaux vide (modèle contraint) de log-vraisemblance $l_2 = -13339$ et le modèle multi-niveaux complet (modèle alternatif) de log-vraisemblance $l_1 = -12853$. La statistique de ce test $LR2 = 2(l_1 - l_2) = 2248$, valide le modèle complet avec multi-niveaux avec une probabilité $p < 0,0001$. Nous rejetons donc l'hypothèse de nullité simultanée des coefficients du modèle multi-niveaux complet.

Enfin, selon Snijder et Bosker (1994, 1999), le coefficient de détermination (R^2) d'un modèle à deux niveaux peut être défini comme la réduction proportionnelle de

7. Les coefficients de corrélation intra-région sont définis comme suit : $\frac{\sigma_{u_{10}}^2}{\sigma_{u_{10}}^2 + \sigma_{e_1}^2}$ and $\frac{\sigma_{u_{20}}^2}{\sigma_{u_{20}}^2 + \sigma_{e_2}^2}$

Tableau 2.3: Résultats d'estimation du modèle de sélection multi-niveaux

Variable	SELEC		BOIS		SCIAGE	
	Estimation	Std. Error	Estimation	Std. Error	Estimation	Std. Error
CONSTANTE	-0,4394***	0,0393	2,7956***	0,3200	3,1661***	0,0921
Moyenne régionale						
SURFACE-R	0,2769***	0,0312	-0,1491***	0,0567		
DELEG-R	0,3270***	0,1055	0,4267***	0,1890		
NBENS-R	0,0535*	0,0306	-0,1992***	0,0511		
PFEUILLU-R	0,4949***	0,1439	-0,0436	0,3004		
HYDRIQ-R	0,0158***	0,0035	0,0101***	0,0016		
PENTE-R	-0,092***	0,003	-0,1202***	0,0356		
Demande régionale de bois						
INV					0,1342***	0,0061
SCIAGE	0,0315***	0,0025	0,0418	0,0356		
Variables cen-						
trées						
SURFACE-C	0,2112***	0,0177	-0,3347***	0,0311		
DELEG-C	0,2455***	0,0373	0,2314***	0,0614		
NBENS-C	0,0835***	0,0151	-0,0976***	0,0260		
PFEUILLU-C	0,1040**	0,0505	-0,1041	0,1052		
HYDRIQ-C	0,0043***	0,0010	0,0206***	0,0012		
PENTE-C	-0,0206***	0,0054	-0,243***	0,0017		
Variables explicatives au niveau individuel						
AUTOCONS	0,1433*	0,0778				
SYLVICUL	0,2800***	0,1096	-0,0224	0,1294		
AGRICUL	0,0039	0,0469	-0,0846	0,0844		
RETRAITE	-0,0311	0,0448	-0,0913**	0,0445		
CHASSE	0,2719***	0,0410	-0,1961***	0,0695		
LECTURE	0,2256***	0,0216	0,2479***	0,0378		
SUFORODE	-0,0012*	0,0007	0,0035***	0,0006		
J-TRAV	0,0032***	0,0004	-0,0012**	0,0005		
J-PRESENCE	-0,0120	0,0086	-0,0008***	0,0002		
GENRE	0,0769**	0,0332	0,0836	0,0607		
AGE	-0,0002	0,0015	-0,0083***	0,0025		
HERIT	0,1508***	0,0314	-0,0042	0,0546		
Variance						
	Estimation	Std. Error				
var(ϵ_{1ij})	0,5103***	0,0523				
var(ϵ_{2ij})	0,5939***	0,1321				
cov($\epsilon_{1ij}, \epsilon_{2ij}$)	0,5821***	0,1920				
$\sigma_{\epsilon_1}^2$	0,4447***	0,0163				
$\sigma_{\epsilon_2}^2$	0,4856***	0,0408				
$\sigma_{u_{10}}^2$	0,0656***	0,0381				
$\sigma_{u_{20}}^2$	0,1083***	0,0387				
σ_{η}^2	0,6214***	0,1126				
σ_{12}	-0,0058	0,0242				
σ_{31}	0,0266***	0,0016				
σ_{32}	0,0703	0,0742				
Log likelihood l_1	-12215					

Notes : *, ** et *** respectivement pour les niveaux de significativité 10 %, 5 % et 1 %.

la variance résiduelle total estimée du modèle complet (avec variables explicatives) comparativement à celle de l'analyse de la variance (sans variables explicatives). Nous aurons, pour l'équation d'intérêt $R^2 = \frac{2,0059-0,5939}{2,0059} = 0,7039$. Donc, notre modèle est explique 70 % de la variabilité de la variable intensité de récolte.

Comme discuté dans la section 2.3.2, le comportement similaire de production des propriétaires forestiers dans la même région peut s'expliquer par le niveau de la demande régionale de bois. Cette demande est potentiellement endogène car elle est déterminée par les mêmes facteurs que ceux de la fonction d'offre. Pour tenir compte de cette endogénéité, nous estimons simultanément le modèle de sélection multi-niveaux (2.11). Dans ce modèle nous utilisons l'investissement des scieries dans la région pour instrumenter la variable endogène (demande régionale de bois). Comme nous avons un seul instrument, nous ne pouvons pas faire de test de restrictions sur-identifiantes (test de validité des instruments), cependant nous pensons que l'investissement des scieries est un très bon instrument de la demande des scieries pour trois raisons. D'abord le paramètre associé l'investissement des scieries ζ est significativement différent de zéro au seuil de 1 %. Donc l'investissement des scieries est corrélé avec la variable endogène (demande régionale de bois). Ensuite, il remplit la propriété d'exogénéité des instruments car il n'est pas corrélé avec les termes d'erreurs de l'équation de sélection ($\text{corr}(I_j, \epsilon_{1ij}) = 0,03$) et de l'équation d'intérêt ($\text{corr}(I_j, \epsilon_{2ij}) = 0$). Enfin, le terme d'erreur de l'équation instrumentale est corrélé avec le terme d'erreur au niveau régional de l'équation de sélection car la covariance, $\sigma_{31} = 0,0266$, est significativement différent de zéro au seuil de 1 %. Ceci conforte l'hypothèse d'endogénéité de la variable « volume de bois demandé par les scieries ».

La covariance entre les termes d'erreur de l'équation de sélection et de l'équation d'intérêt $\text{cov}(\epsilon_{1ij}, \epsilon_{2ij}) = 0,6205$ est significativement différent de zéro au seuil de 1 %. Les termes d'erreur des deux équations étant corrélés, il existe donc un problème de biais de sélection. Ceci valide l'hypothèse selon laquelle l'estimation de l'équation d'offre de bois sans tenir compte de la décision de coupe conduirait à des résultats biaisés.

2.5.2 Effets corrélés, contextuels et endogènes

Au niveau régional, les variances de l'équation de sélection $\sigma_{u_{10}}^2 = 0,0656$ et de l'équation d'intérêt $\sigma_{u_{20}}^2 = 0,1083$ sont très significatives et plus petites que dans l'analyse de variance (respectivement ($\sigma_{u_{10}}^2 = 0,3054$ et $\sigma_{u_{20}}^2 = 0,3685$). Ceci signifie, d'abord, que les propriétaires NIPF de la même région tendent à avoir le même comportement d'offre de bois parce qu'ils ont des caractéristiques inobser-

Tableau 2.4: Analyse de variance

Variance	Estimation	Écart-type
$\text{var}(\epsilon_{1ij})$	1,8098***	0,1090
$\text{var}(\epsilon_{2ij})$	2,0059**	0,1758
$\text{cov}(\epsilon_{1ij}, \epsilon_{2ij})$	1,1330***	0,0321
$\sigma_{e_1}^2$	1,5044***	0,0089
$\sigma_{e_2}^2$	1,6374***	0,041
$\sigma_{u_{10}}^2$	0,3054***	0,1001
$\sigma_{u_{20}}^2$	0,3685***	0,1348
σ_{η}^2	1,0428***	0,1353
σ_{12}	0,2277***	0,0979
σ_{13}	0,1107***	0,0484
σ_{23}	0,1382***	0,0561
Log likelihood l_2	-13339	

Notes : *, ** et *** respectivement pour les niveaux de significativité 10 %, 5 % et 1 %.

vées similaires (effets corrélés), et ensuite, que l'introduction des effets endogènes et contextuels a fait baisser l'hétérogénéité inobservée au niveau de la région. Il est difficile de mener des politiques forestières à partir des effets corrélés dans la mesure où les facteurs qui les engendrent sont inobservés.

Les variables régionales sont en majorité significativement différentes de zéro au seuil de 1 %. Nous pouvons donc conclure des effets contextuels influencent les décisions de production de bois des propriétaires NIPF en France. La taille moyenne de la propriété au niveau régional et le nombre moyen de parcelles forestières ont un impact significatif positif sur la décision de coupe et négatif sur l'intensité de la récolte. En effet, de grandes surfaces forestières permettent de mener une pratique sylvicole active. Plus la propriété est grande, plus le propriétaire a la possibilité d'effectuer régulièrement des coupes partielles (de volumes réduits par rapport au volume total de bois sur pied de la propriété), alors que sur les petites propriétés le propriétaire n'effectue que rarement des coupes mais de façon plus intensive (pour pouvoir au moins supporter les coûts fixes). Par conséquent, une surface moyenne élevée au niveau régional est un signal qui peut amener les autres propriétaires à se comporter comme s'ils avaient une grande propriété. En outre, si la forêt est très fragmentée (le nombre de parcelles forestières est élevé), le propriétaire est obligé de faire des coupes par parcelle (donc de manière régulière), mais moins intenses dans les différentes unités.

Au niveau régional, la délégation de la gestion de la propriété à un professionnel favorise significativement (au seuil de 1 %) l'activité de production. Elle a un impact positif à la fois sur la décision de coupe et sur son intensité. En effet, les professionnels de la gestion des forêts amènent les propriétaires dont ils gèrent les forêts à adopter les meilleurs pratiques, à prendre conscience des potentialités de leurs propriétés et donc à exploiter commercialement leurs bois. Donc, une action en faveur d'un taux de délégation plus important dans la région aurait assurément un effet bénéfique sur la mobilisation du bois.

Les résultats indiquent également que le type de peuplement explique la décision de coupe dans la forêt. Le pourcentage de feuillus dans la région a un effet significatif et positif sur la décision de coupe. En effet, la valeur de marché des feuillus est en général plus élevée, ce qui semble être déterminant pour le propriétaire forestier. Un pourcentage élevé de feuillus dans une région peut amener les propriétaires de la région, qui n'ont pas beaucoup de feuillus, à se comporter comme ceux qui en ont beaucoup.

Le bilan hydrique dans la région influence positivement la décision et l'intensité de la récolte. Ces signes sont conformes à nos attentes, car dans les régions les plus

arrosée les conditions sont réunies pour que les arbres croissent normalement. La pente à quant à elle un effet négatif sur la décision et l'intensité de la récolte. En effet, plus la pente est élevée plus les coûts d'exploitation sont élevés.

La plupart des coefficients estimés sont significatifs au niveau régional et individuel. Par conséquent, nous pouvons voir si les facteurs régionaux (\bar{X}_j) exercent une plus grande influence sur le comportement individuel d'offre de bois que leurs valeurs individuelles centrées ($X_{ij} - \bar{X}_j$). En effet, les coefficients des variables centrées, β_{10} et α_{10} , mesurent la position relative d'un propriétaire NIPF aux « normes » régionales (telles que capturées par les moyennes régionales). Dans l'équation de la décision de la récolte, les coefficients au niveau régional des variables (taille de la propriété, délégation de la gestion de la propriété à un professionnel et pourcentage de feuillus) sont supérieurs aux coefficients correspondants aux variables centrées. Cela implique que l'augmentation de la valeur de ces variables au niveau régional (effets contextuels) augmente la propension à récolter plus que ne le ferait une simple augmentation de la valeur de ces variables centrées. L'effet contextuel prime sur l'effet individuel pour ces variables. Par contre, la réduction de la fragmentation de la propriété au niveau individuel devrait avoir une plus grande influence sur la décision de la récolte. Concernant l'intensité de la récolte, les effets contextuels priment sur les effets individuels quand l'action porte sur la taille de la propriété et la délégation de la gestion à un professionnel.

Le volume de bois demandé par les scieries dans la région a un impact significatif et positif au seuil de 1 % sur la décision de coupe. Ce résultat confirme donc l'existence d'un fort effet endogène, au sens de Manski (1993), expliquant la décision de production de bois du propriétaire forestier. Plus la demande est importante plus, par effets de mimétisme et d'entraînement social, les propriétaires seront enclins à récolter leurs bois matures. Cependant, son effet sur l'intensité de la récolte est positif mais n'est pas significativement différent de zéro.

Ces résultats ont des implications importantes en termes de politique forestière. Supposons par exemple, que les efforts de valorisation des usages du bois matériau (un des objectifs que la France s'est assignée au cours du Grenelle de l'environnement de 2007 et des Assises de la forêt en 2007-2008) aboutissent à une hausse de la demande bois dans une région. La hausse de la demande de bois, dont l'effet endogène, permettra non seulement d'accroître la production des propriétaires bénéficiaires de cette hausse mais aussi indirectement la production de ceux qui n'en bénéficient pas dans la région. L'augmentation de la production régionale qui en résultera va entraîner une nouvelle augmentation de la production de bois des propriétaires de la région. De fait, une politique forestière ayant un effet endogène aura potentielle-

ment un effet multiplicatif. Agir sur les facteurs contextuels ne produit pas un tel levier. En effet, les propriétaires perçoivent l'effet contextuel comme un signal de leur capacité de production. De ce fait, une amélioration du contexte forestier régional entraînerait une augmentation de la production juste conforme au signal perçu. Le choix des politiques forestières, selon les objectifs visés et les caractéristiques des régions, peut se faire en ayant recours à des mesures ayant des effets multiplicatifs (effets endogènes) ou non (effets contextuels et corrélés), ou bien une combinaison des deux.

2.5.3 Les déterminants individuels des décisions de coupe et d'intensité de récolte

Parmi les facteurs explicatifs de la décision de coupe, les caractéristiques individuelles du propriétaire et de sa propriété requiert une attention particulière. En effet, elles sont le reflet des préférences du propriétaire et de l'état de la ressource disponible. De ce fait, elles sont essentielles dans l'arbitrage entre le bois et les aménités, et pour expliquer les différences de comportement entre propriétaires.

La possession de parcelles forestières dans d'autres régions a un impact négatif significatif sur la décision de coupe et positif sur l'intensité. Plus la surface de ces parcelles est grande par rapport à la taille de la propriété étudiée, plus elles focaliseront l'attention du propriétaire. Donc, les coupes peuvent y être rares mais intensives.

L'insertion du propriétaire dans un circuit de développement forestier favorise significativement l'activité de production sur la propriété forestière. Elle est représentée par la lecture de revues ou bulletins techniques forestiers. Cette variable rend compte de l'implication du propriétaire dans la foresterie. Elle a un impact positif à la fois sur la décision de coupe et sur son intensité. Une action en faveur de la formation et pour une meilleure insertion des propriétaires dans le secteur forestier aurait assurément un effet bénéfique sur la mobilisation du bois. Le propriétaire peut aller au delà de cette implication en effectuant lui même certains travaux. Cet investissement est capturé par le nombre de jours de travaux effectués par le propriétaire sur sa propriété. Il est significatif et influe positivement sur la probabilité de coupe.

Les résultats d'estimation mettent en évidence un lien naturel entre l'autoconsommation de bois et la décision de coupe. Son coefficient est significatif et positif à un niveau de 10 %. En effet, un premier geste de gestion de la forêt est réalisé pour la consommation propre du propriétaire. Le propriétaire a ainsi une idée de la ressource disponible, des conditions d'exploitation et des débouchés potentiels pour

ses bois, ce qui facilite la prise de la décision de coupe. Par ailleurs, la pratique de la chasse sur la propriété est corrélée positivement avec la décision de coupe. Ce résultat peut sembler contre intuitif car la chasse et la production de bois paraissent peu compatibles. Mais le développement de la chasse nécessite un minimum de gestion de la propriété. Ce résultat est d'ailleurs similaire à celui de Conway et al. (2003).

Ne connaissant pas le revenu des propriétaires, nous utilisons l'information disponible sur leurs professions (PCS). Nous pouvons en déduire une indication sur la part du revenu forestier dans le revenu total. Ainsi, comme attendu la probabilité de coupe est plus élevée pour les sylviculteurs dont le revenu est essentiellement fourni par le produit de leur forêt. L'intensité de la coupe est faible pour les personnes à la retraite. Ce dernier résultat pourrait s'expliquer par l'âge des propriétaires et leur désir de léguer une forêt avec un stock de bois sur pied plus important et donc un niveau d'aménités élevé. En effet, Conway et al. (2003) ont montré que l'intention de legs réduit l'intensité de la coupe. D'autres facteurs, tels que le genre (« être un homme ») et « avoir hérité de sa forêt », influencent positivement la décision de coupe tandis que l'âge du propriétaire influence négativement la quantité de bois commercialisée.

Comme attendu, le nombre de jours de présence dans la forêt (généralement consacrée aux loisirs en forêt) affecte négativement l'intensité de la récolte. Cette variable est un signal des préférences du propriétaire pour les aménités de sa forêt. Plus le propriétaire passe du temps dans sa forêt pour se divertir, plus ses préférences pour les aménités seront fortes et moins importantes seront les activités de récolte de bois (Conway et al. 2003). En outre, le fait que des variables non-économiques et non-biologiques telles que les caractéristiques du propriétaire (PCS, âge, avoir hérité sa propriété et autoconsommation) ont une influence significative sur les décisions du propriétaire renforce l'idée selon laquelle les propriétaires NIPF ont également des préférences pour les aménités en plus de l'utilité qu'ils tirent du profit de la vente de bois. Ces résultats tendent donc à confirmer ceux précédemment établis dans les études précédentes (Binkley 1981, Pattanayak et al. 2003). Cela signifie que les décideurs publics devront tenir compte de la valorisation des aménités par les propriétaires NIPF dans leurs politiques de mobilisation du bois .

2.6 Conclusion

Dans ce chapitre, un modèle de sélection multi-niveaux nous permet de représenter et d'estimer simultanément les décisions de coupe et d'intensité de récolte.

En plus des facteurs explicatifs individuels habituellement trouvés dans la littérature (caractéristiques de la forêt et de son propriétaire) qui influencent les décisions de production des propriétaires NIPF, une originalité de ce chapitre tient au fait d'avoir modélisé les interactions sociales. Ainsi, il a été possible d'identifier les effets corrélés (à savoir des déterminants non-observés au niveau régional), les effets contextuels (comme le morcellement de la propriété et le type de peuplement au niveau régional) et les effets endogènes (en particulier la demande régionale de bois) sur le comportement des propriétaires NIPF.

Dans cette étude, nous avons montré que certains facteurs régionaux ont un effet plus important sur la décision de récolte que des facteurs individuels. Par exemple, les moyennes régionales des variables telles que la surface, la délégation de la gestion et le pourcentage de feuillus ont un effet relativement plus important sur la décision de la récolte que la position relative de l'individu par rapport à la moyenne régionale de ces variables. Par contre, les facteurs individuels⁸ (la surface, le nombre d'unités et le pourcentage d'arbres à feuilles caduques) ont un plus grand effet sur l'intensité de la récolte que leurs moyennes régionales.

L'existence d'effets sociaux différenciés sur les décisions de production des propriétaires forestiers privés permet d'envisager des politiques forestières à effets multiplicatifs (effets endogènes) ou non (effets contextuels et corrélés). Il est donc important, dans un contexte d'objectif de mobilisation accrue de la ressource, d'élaborer des politiques forestières différenciées tenant compte des spécificités de chaque région et des préférences des propriétaires forestiers privés.

Outre l'importance des interactions sociales, ce chapitre a permis de montrer que les propriétaires NIPF français réalisent aussi un arbitrage entre la production marchande de bois et les aménités de la forêt. En effet, les variables qui reflètent les préférences des propriétaires pour les aménités non-bois (nombre de jours de présence en forêt, âge, avoir hérité sa propriété, être un homme) ont un impact très significatif sur les décisions de production.

Toutefois, une étude de l'interdépendance des décisions de production des propriétaires forestiers privés voisins par des techniques d'économétrie spatiale permettrait d'affiner cette analyse. Cette étude, permettra d'analyser à une échelle moins importante (échelle communale) les effets de mimétisme et d'entraînement social qui interviennent dans les décisions de production des propriétaires NIPF. C'est ce que nous étudions dans le prochain chapitre 3.

8. position relative de l'individu par rapport à la moyenne régionale

Bibliographie

- AGRESTE (2002). Structure de la propriété forestière privée en 1999. *Agreste Chiffre et Données Agriculture*, (144):94 pages.
- AMEMIYA, T. (1984). Tobit models : A survey. *Journal of Econometrics*, 24(1-2):3–61.
- ASLAM, A. et CORRADO, L. (2011). The geography of well-being. *Journal of Economic Geography*, pages 1–23.
- BECKER, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299):pp. 493–517.
- BINKLEY, C. (1981). *Timber supply from nonindustrial forests : a microeconomic analysis of landowner behavior*. Yale University Press, New Haven, CT.
- CONWAY, C., AMACHER, G. S., SULLIVAN, J. et WEAR, D. (2003). Decisions non-industrial forest landowners make : an empirical examination. *Journal of Forest Economics*, 9(3):181–203.
- DENNIS, D. F. (1989). An economic analysis of harvest behavior : Integrating forest and ownership characteristics. *Forest Science*, 35(17).
- 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(2):176–187.
- HARTMAN, R. (1976). The harvesting decision when a standing forest has value. *Economic Inquiry*, 14(1):52–58.
- HECKMAN, J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependant variables and a simple estimator for such models. *The Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4):475–492.

- HECKMAN, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1):153–161.
- KUULUVAINEN, J., KARPPINEN, H. et OVASKAINEN, V. (1996). Landowner objectives and nonindustrial private timber supply. *Forest Science*, 42(3):300–309.
- KUULUVAINEN, J. et 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):1011–1029.
- LEBOURGEOIS, F. et PIEDALLU, C. (2005). Comment appréhender le niveau de sécheresse dans le cadre des études stationnelles et de la gestion forestière ? notion d'indices bioclimatiques, méthode d'estimation de l'évapotranspiration potentielle. *Revue forestière Française*, 4:331–356.
- MANSKI, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects : The reflection problem. *Review of Economic Studies*, 60(3):531–42.
- MAX, W. et LEHMAN, D. E. (1988). A behavioral model of timber supply. *Journal of Environmental Economics and Management*, 15(1):71–86.
- MCFADDEN, D. (1973). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In ZAREMBKA, P., éditeur : *In Frontiers in Econometrics*, pages 105–142. Academic Press : New York.
- MUNDLAK, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, 46(1):69–85.
- PATTANAYAK, S., MURRAY, B. et ABT, R. (2002). How joint is joint forest production? an econometric analysis of timber supply conditional on endogenous amenity values. *Forest Science*, 48(3):479–491.
- PATTANAYAK, S. K., ABT, K. L. et HOLMES, T. P. (2003). Timber and amenities on nonindustrial private forest land. In SILLS et ABT, éditeurs : *Forests in a Market Economy*, pages 243–258. Kluwer Academic Publishers : The Netherlands.
- RABE-HESKETH, S., PICKLES, A. et SKRONDAL, A. (2001a). Gllamm : A general class of multilevel models and a stata program. *Multilevel Modelling Newsletter*, 13(1):17–23.
- RABE-HESKETH, S. et SKRONDAL, A. (2008). Review of multilevel and longitudinal modeling using stata, second edition. *Stata Journal*, 8(4):579–582.

- RUSEVA, T. B. (2011). *Exploring the Relationship Between Social Interactions and Private Forest Management Decisions in South-Central Indiana*. Proquest, Umi Dissertation Publishing.
- SNIJDERS, T. et BOSKER, R. J. (1994). Modeled Variance in Two-Level Models. *Sociological Methods and Research*, 22(3):342–363.
- SNIJDERS, T. et BOSKER, R. J. (1999). *Multilevel Analysis : An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- SNIJDERS, T. A. B. et BERKHOF, J. (2008). Diagnostic checks for multilevel models. In J. de LEEUW, E. M., éditeur : *Handbook of Multilevel Analysis*, page 141–175. New York : Springer.
- STØRDAL, S., LIEN, G. et BAARDSEN, S. (2008). Analyzing determinants of forest owners' decision-making using a sample selection framework. *Journal of Forest Economics*, 14(3):159 – 176.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 1 édition.

Chapitre 3

Interactions spatiales des décisions de production des propriétaires forestiers privés non-industriels

Sommaire

3.1	Introduction	77
3.2	Modèle économique	78
3.3	Modèles d'économétrie spatiale et tests	80
3.3.1	Autocorrélation spatiale des erreurs	80
3.3.2	Modèle à variable endogène spatialement décalée	81
3.3.3	Modèle à variable exogène spatialement décalée	82
3.3.4	Modèle spatial avec biais de sélection	82
3.4	Méthode d'estimation et application empirique	83
3.4.1	Tests de spécification du modèle	83
3.4.2	Procédure d'estimation	85
3.4.3	Données et matrice de pondération spatiale	87
3.4.4	Interprétation des paramètres estimés	88
3.4.5	Résultats d'estimation	89
3.5	Conclusion	95

3.1 Introduction

Dans le chapitre 2 nous avons montré à l'aide d'un modèle multi-niveaux que les décisions de production des propriétaires NIPF en France dépendent des caractéristiques de leur environnement et des comportements qui y prévalent (effet sociaux au sens de Manski, 1993). Nous avons vu que ces effets peuvent s'expliquer par des effets de voisinage, de mimétisme ou d'entraînements sociaux.

Cependant, le problème des modèles multi-niveaux est qu'ils considèrent les effets sociaux simplement comme des effets d'appartenance à un groupe (local, régional, national). De fait, les différents groupes sont analysés comme des entités indépendantes et totalement déconnectées les unes des autres (Chaix et al., 2005). De plus, dans ces modèles on suppose que l'intensité des interactions est la même entre deux propriétaires de la même région. Alors que l'importance des effets de mimétisme et d'entraînement social entre les propriétaires NIPF, qui sont à l'origine des effets sociaux identifiés dans le chapitre 2, dépende de la proximité entre propriétaires. Ces modèles économétriques ne permettent donc pas d'analyser les interactions spatiales qui se produisent à une échelle plus fine que le groupe (échelle individuelle par exemple) et qui peuvent être à l'origine des effets sociaux que nous avons observés à l'échelle de la région. Ces interactions sont de deux natures. La première est une spécification formelle, pour le résultat à l'équilibre, d'un processus d'interaction spatiale ou sociale, dans laquelle la décision d'un agent économique (ici l'offre de bois) est déterminée conjointement avec celle de l'agent voisin (Anselin et al. 2006). Dans le cas des propriétaires NIPF, l'activité des scieries (telles que le regroupement des achats) ou le dynamisme des institutions régionales chargées de la promotion de la filière (Centre Régionaux de la propriété Forestière, CRPF), par exemple, peut amener des propriétaires n'ayant pas les mêmes préférences à adopter le même comportement de production. La deuxième correspond à une situation où des facteurs spatiaux traduisent les effets des interactions sociales ou spatiales entre les décisions des agents. Il existe ainsi différents facteurs explicatifs spatiaux (observés ou non) qui déterminent le comportement des propriétaires forestiers. Il est donc important, pour une meilleure connaissance de la nature des effets sociaux et spatiaux qui influencent le comportement d'offre de bois, d'analyser les interactions entre les décisions de production jointe de bois et d'aménités des propriétaires NIPF à l'échelle du propriétaire. En outre, négliger ces interactions spatiales dans les modèles économétriques, affecte non seulement les valeurs des estimations, leur significativité, mais peut aussi conduire à des erreurs d'interprétation des résultats que ce soit des régressions standards (moindres carrées ordinaires par exemple) ou des tests d'hétéroscédasticité.

À notre connaissance les interactions spatiales entre les décisions de production de bois des propriétaires NIPF n'ont pas encore été abordées dans la littérature. Les études existantes se sont surtout focalisées sur les changements d'usage des sols (Wear et Bolstad 1998 et Robalino et Pfaff 2004), les interactions spatiales pour la production d'aménités sur deux parcelles adjacentes (Swallow and Wear 1993, Swallow et al. 1997 et Koskela et Ollikainen 2001) ou la conservation et la gestion des écosystèmes (Bevers et al. 1995, Albers 1996, Haight et Travis 1997 et Montgomery 1995).

L'objectif de ce chapitre est d'analyser l'existence et la nature des interactions spatiales entre les décisions de production de bois des propriétaires NIPF à l'échelle du propriétaire. L'offre de bois est composée de deux parties selon Wear and Parks (1994) : l'objectif du propriétaire (qui est plus guidée par la maximisation de son utilité que par la maximisation du profit de son exploitation forestière) et la fonction de production de bois (qui dépend surtout des facteurs de production). Comme l'analyste n'observe l'intensité de la récolte que lorsque le propriétaire effectue une coupe (quand l'utilité que lui procure la quantité récoltée excède un certain niveau), l'échantillon est tronqué (Heckman 1976, 1979) comme nous l'avons vu dans le chapitre précédent. Afin de prendre en compte ce problème et l'existence potentielle d'interactions spatiales entre les décisions de production des propriétaires NIPF, nous utilisons un modèle de sélection avec dépendance spatiale.

Le présent chapitre est structuré comme suit. La section 3.2 présente le modèle économique et la section 3.3 les modèles d'économétrie spatiale. La section 3.4 expose la démarche économétrique utilisée pour estimer le modèle et l'application empirique qui suit. La section 3.5 conclue.

3.2 Modèle économique

Dans le chapitre 2, nous avons identifié des effets sociaux au sens de Manski (1993) dans le comportement des propriétaires NIPF. Ces interactions sociales se dissocient en trois effets : les effets corrélés, les effets endogènes et les effets contextuels.

Nous observons des effets corrélés quand le comportement d'offre de bois des propriétaires NIPF est influencé par des facteurs inobservés au niveau régional. Dans les modèles d'interaction spatiales à l'échelle individuelle, ces effets sont assimilables aux interactions spatiales liées à l'omission de facteurs explicatifs spatialement autocorrélés. Ces interactions peuvent, par exemple, amener des propriétaires voisins à adopter le même comportement de production de bois.

Les effets endogènes traduisent le fait que les propriétaires NIPF d'une même région ont tendance à avoir le même comportement d'offre de bois. Ces effets peuvent exister également entre un individu et son voisinage. Selon Le Gallo (2002), une telle dépendance spatiale « provient du fait que les données sont affectées par des processus qui relient des lieux différents et qui sont à l'origine d'une organisation spatiale particulière des activités. En effet, les processus d'interactions sont source d'auto-corrélation spatiale lorsque les événements ou les circonstances en un lieu donné affectent les conditions en d'autres lieux si ces derniers interagissent d'une manière ou d'une autre, par des mouvements de biens, de personnes, de capitaux, des externalités spatiales ou toutes les formes de comportements où un acteur économique réagit aux actions d'autres acteurs ».

Enfin, on parle d'effets contextuels lorsque les caractéristiques exogènes de la région sont perçus par les propriétaires comme étant un signal de leur capacité de production et se comportent en conséquence. Dans un modèle d'interactions spatiales entre un propriétaire et ses voisins, l'interdépendance des observations provient de la caractéristique spatiale de certains facteurs explicatifs. Ces effets capturent, par exemple, les effets de débordement géographiques liés aux conditions physiques d'exploitation (la pente et le bilan hydrique).

Au regard de l'ensemble des effets susceptibles d'influencer le comportement des propriétaires NIPF, la fonction d'utilité du propriétaire peut s'écrire sous la forme suivante :

$$U = U \left(B_{n(i)}, R_i, A_i, X_i, Z_{n(i)}, \theta_i \right) \quad (3.1)$$

avec $B_{n(i)}$ l'offre de bois des propriétaires voisins au propriétaire i , R_i le revenu du propriétaire, A_i la consommation d'aménités non-bois du propriétaire, X_i les variables explicatives propres au propriétaire, $Z_{n(i)}$ les variables explicatives du voisinage du propriétaire qui influencent son comportement et θ_i l'ensemble des variables explicatives individuelles, capturant l'hétérogénéité (observable et non-observable) des préférences des propriétaires forestiers. Le revenu du propriétaire provient de sa récolte de bois B_i vendu au prix P et de revenus exogènes RE_i : $R_i = P \times B_i + RE_i$. La consommation d'aménités A_i , quant à elle, dépend du stock de bois sur pied S_i et de la récolte de bois B_i : $A_i = A_i(S_i, B_i)$.

À partir des conditions de premier ordre du programme de maximisation, on déduit, comme dans le chapitre 2, la fonction d'offre optimale de bois des propriétaires NIPF :

$$B_i = B_i(S_i, RE_i, P, B_{n(i)}, X_i, Z_{n(i)}, \theta_i) \quad (3.2)$$

L'offre de bois des propriétaires forestiers privés est fonction des caractéristiques du propriétaire (S_i, RE_i, P) , du comportement d'offre de bois de son voisinage $B_{n(i)}$ et des caractéristiques des propriétaires voisins $Z_{n(i)}$. Par ailleurs si on reporte l'offre optimale de bois (3.2) dans la fonction d'aménités $A_i = A_i(S_i, B_i)$, on obtient la demande optimale d'aménités du propriétaire forestier $A_i(S_i, RE_i, P, B_{n(i)}, X_i, Z_{n(i)}, \theta_i)$.

3.3 Modèles d'économétrie spatiale et tests

Selon Le Gallo (2002), dans les modèles économétriques, les interactions spatiales peuvent être identifiées à l'aide de différents modèles introduisant de l'autocorrélation spatiale des erreurs, une variable endogène spatialement décalée et ou des variables exogènes (explicatives) spatialement décalées.

3.3.1 Autocorrélation spatiale des erreurs

Dans les modèles d'autocorrélation spatiale des erreurs, les interactions spatiales sont dues à l'omission de variables explicatives pertinentes. Ces variables se retrouvent dans les erreurs sous la forme d'une autocorrélation spatiale. Le modèle d'autocorrélation spatiale des erreurs peut s'écrire :

$$\begin{aligned} Y &= \beta X + \epsilon \\ \epsilon &= \lambda W \epsilon + u \end{aligned} \quad (3.3)$$

avec Y la variable dépendante, λ l'intensité de l'interdépendance entre les résidus, W la matrice de pondération spatiale, qui décrit la manière dont le voisinage est pris en compte dans l'analyse, et ϵ le terme d'erreur du modèle. Ce terme d'erreur est décomposé en une composante spécifique au voisinage de l'individu $W\epsilon$ et une composante propre à l'individu $u \sim N(0, \sigma^2)$.

Pour tester la présence d'une autocorrélation spatiale des erreurs on peut utiliser le test du Multiplicateur de Lagrange Robuste (RLM). Il est capable de détecter

la présence d'une autocorrélation des erreurs même en présence d'une variable endogène spatialement décalée et vice-versa. Le test du Multiplicateur de Lagrange Robuste utilise les résidus obtenus après l'estimation du modèle par la Méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). La statistique de test du Multiplicateur de Lagrange Robuste, qui permet de tester la présence d'une autocorrélation spatiale des erreurs s'écrit :

$$RLM_{ERR} = \frac{[\tilde{e}' W \tilde{e}/\tilde{\sigma}^2 - T(N\tilde{J})^{-1} \tilde{e}' W y/\tilde{\sigma}^2]^2}{T [1 - T(N\tilde{J})]^{-1}} \quad (3.4)$$

avec $e = y - x\tilde{y}$ le vecteur des résidus de l'estimation par Moindres Carrés Ordinaires (MCO), y la variable dépendante du modèle, x les variables explicatives, W la matrice de pondération spatiale $\tilde{\sigma}^2 = e' e/N$, $J = \frac{1}{N\sigma^2} [W x y]' M(W x y) + T \sigma^2$, $T = tr [(W' + W) W]$ et $M = I - x(x' x)^{-1} x'$.

3.3.2 Modèle à variable endogène spatialement décalée

Dans les modèles autorégressifs spatiaux on introduit une variable endogène décalée WY :

$$Y = \rho WY + \beta X + \epsilon \quad (3.5)$$

où WY est la variable endogène décalée, elle représente le moyenne des valeurs de Y sur les voisins de l'individu considéré. L'introduction de cette variable permet d'apprécier l'intensité de la dépendance spatiale ρ entre la valeur de Y et sa moyenne dans le voisinage de l'individu considéré. $\epsilon \sim N(0, \sigma^2)$ est le terme d'erreur du modèle, il est propre à l'individu.

Pour mettre en évidence la présence d'une variable endogène spatialement décalée on utilise un test du Multiplicateur de Lagrange Robuste adapté dont la statistique de test est :

$$RLM_{LAG} = \frac{[\tilde{e}' W y/\tilde{\sigma}^2 - \tilde{e}' W \tilde{e}/\tilde{\sigma}^2]^2}{N\tilde{J} - T} \quad (3.6)$$

3.3.3 Modèle à variable exogène spatialement décalée

$$Y = \beta X + \alpha WZ + \epsilon \quad (3.7)$$

avec WZ l'ensemble des variables exogènes décalées et α le vecteur des paramètres spatiaux correspondant, ils donnent une indication sur l'intensité de la corrélation existant entre Y et Z . Les variables incluses dans Z peuvent être, ou pas, les mêmes que celles de X . $\epsilon \sim N(0, \sigma^2)$ est le terme d'erreur du modèle.

Le modèle spatial général, avec l'ensemble des interactions spatiales, peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} Y &= \rho WY + \beta X + \alpha WZ + \epsilon \\ \epsilon &= \lambda W\epsilon + u \end{aligned} \quad (3.8)$$

3.3.4 Modèle spatial avec biais de sélection

Dans certains cas d'études, comme celui du comportement d'offre de bois des propriétaires NIPF, les modèles présentés ci-dessus doivent être adaptés pour tenir compte de la nature de la variable étudiée. Par exemple, l'intensité de la récolte est une variable censurée car elle ne prend que des valeurs positives. Cette variable est observée uniquement pour les propriétaires qui ont récolté durant la période d'observation de nos données. De fait, le modèle adapté est un modèle spatial avec biais de sélection. Soit $V(WY, X, WZ, \epsilon)$ la fonction d'utilité indirecte du propriétaire, la décision de récolte peut s'écrire comme suit :

$$\begin{cases} Y_1^* &= \rho_1 W Y_1^* + \beta_1 X_1 + \alpha_1 W Z_1 + \epsilon_1 \\ Y_1 &= 1 (Y_1^* > 0), \\ \epsilon_1 &= W \epsilon_1 + u_1 \end{cases} \quad (3.9)$$

et l'équation d'intérêt :

$$\begin{cases} Y_2^* &= \rho_2 W Y_2^* + \beta_2 X_2 + \alpha_2 W Z_2 + \epsilon_2, & \text{si } Y_1 = 1 \\ Y_2^* &= 0 & \text{si } Y_1 = 0 \\ \epsilon_2 &= W \epsilon_2 + u_2 \end{cases} \quad (3.10)$$

où X_1, X_2, Z_1 et Z_2 sont les variables explicatives et $\beta_1, \beta_2, \alpha_1$ et α_2 les paramètres associés. Les variables dépendantes Y_1^* et Y_2^* sont des variables latentes qui sont liées par la relation suivante : Y_1 égale à 1 lorsque l'utilité que la récolte procure au propriétaire est supérieure à l'utilité qu'il a s'il ne récolte pas ($Y_1^* = V^1(WY, X, WZ, \epsilon^1) - V^0(WY, X, WZ, \epsilon^0) > 0$) et 0 sinon, et l'intensité de la récolte $Y_2 = Y_2^* * Y_1$. ρ_1 et ρ_2 les coefficients de corrélation spatiale respectifs associés. WY_1^* et WY_2^* représentent les variables dépendantes spatialement décalées et WZ_1 et WZ_2 les variables explicatives spatialement décalées. Enfin, $\epsilon_1 = W\epsilon_1 + u_1$ et $\epsilon_2 = W\epsilon_2 + u_2$ sont les termes d'erreurs du modèle.

La présence d'interactions spatiales dans un modèle de sélection peut être testée à l'aide de la statistique de Moran généralisée de Kelejian et Prucha (2001) :

$$I = \frac{Q_N^*}{\tilde{\sigma}_{Q_N^*}} \xrightarrow{D} N(0, 1) \quad (3.11)$$

où $Q_N^* = \tilde{e}' W \tilde{e}$, \tilde{e} est le vecteur des résidus du modèle testé (probit pour l'équation de sélection et modèle avec biais de sélection pour l'équation d'intérêt) et $\tilde{\sigma}_{Q_N^*}$ est un facteur de normalisation.

3.4 Méthode d'estimation et application empirique

3.4.1 Tests de spécification du modèle

Pour tester statistiquement l'existence des interactions spatiales dans la décision de coupe et l'intensité de la coupe, nous utilisons la statistique de Moran généralisée de Kelejian et Prucha (2001) pour les modèles de sélection. Le résultat de ce test nous permet de conclure qu'il y a une dépendance spatiale à la fois sur la décision de coupe et sur l'intensité de la coupe des propriétaires NIPF. Cependant, cette statistique ne donne aucune information sur la nature de l'autocorrélation spatiale (variable dépendante spatialement décalée ou autocorrélation spatiale des erreurs).

C'est pourquoi nous faisons les tests du Multiplicateur de Lagrange Robuste, ils permettent de tester la présence ou pas d'une variable dépendante spatialement décalée ou d'une autocorrélation spatiale des erreurs ou des deux à la fois. Ces tests suggèrent uniquement la présence d'une variable endogène spatialement décalée. Les tests du Multiplicateur de Lagrange étant basés sur les résidus obtenus après l'estimation du modèle par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO), leurs

résultats sont biaisés. En effet les hypothèses nécessaires pour produire des estimations MCO non-biaisées et efficaces sont violées dans le cas d'un modèle à choix discret (décision de récolte) ou d'un modèle avec biais de sélection (intensité de la récolte). Cependant, nous pensons que même si les tests robustes du Multiplicateur de Lagrange sont biaisés, la présence d'une variable dépendante spatialement décalée est cohérente avec le comportement des propriétaires NIPF. En effet, dans le chapitre 2, nous avons montré que les décisions de production des propriétaires NIPF variaient en fonction de la région de localisation de leurs forêts (effets endogènes). Ces effets, qui résultent de mécanismes de mimétisme ou d'entraînements sociaux au niveau régional, sont sans doute plus forts entre des propriétaires voisins. En outre, selon Anselin (2001), le modèle spatial avec variable dépendante décalée, connu plus sur le nom de Spatial Autoregressive Lags (SAL), est approprié pour l'analyse des effets de mimétisme ou d'entraînement social. Les résultats des tests sont présentés dans le Tableau 3.1.

Tableau 3.1: Tests d'autocorrélation spatiale

Test	Décision de coupe		Intensité de la coupe	
	Valeur	P-value	Estimation	P-value
Moran généralisée Kelejian et Prucha (2001)	0,0391***	0,0000	0,0470***	0,0000
Robust LM _{Lag}	5,3940**	0,0202	6,3811**	0,0115
Robust LM _{Error}	2,2893	0,1302	2,4367	0,1185

Notes : *, ** et *** respectivement pour les niveaux de significativité 10%, 5% et 1%.

À la lumière des différents tests que nous avons réalisés nous pouvons dire que le modèle spatial avec variable dépendante décalée est le plus approprié dans cette étude. En d'autres termes, les termes d'erreurs de notre modèle ϵ_1 et ϵ_2 n'incluent pas d'hétérogénéité inobservée liée aux variables omises du voisinage $W \epsilon_1$, $W \epsilon_2$, avec $\epsilon_1 \sim N(0, \sigma_1^2)$ et $\epsilon_2 \sim N(0, \sigma_2^2)$. Nous ne pouvons pas introduire des variables exogènes spatialement décalées car elles seront corrélées avec la variable endogène spatialement décalée. En effet, ce sont des facteurs explicatifs des décisions de récolte. Le modèle à estimer peut donc s'écrire comme suit :

$$\begin{cases} Y_1^* &= \rho_1 W Y_1^* + \beta_1 X_1 + \epsilon_1 \\ Y_1 &= 1 (Y_1^* > 0), \end{cases} \quad (3.12)$$

et l'équation d'intérêt :

$$\begin{cases} Y_2^* = \rho_2 W Y_2^* + \beta_2 X_2 + \epsilon_2, & \text{si } Y_1 = 1 \\ Y_2^* = 0 & \text{si } Y_1 = 0 \end{cases} \quad (3.13)$$

3.4.2 Procédure d'estimation

Pour estimer ce modèle de sélection avec une variable dépendante spatialement décalée, nous utilisons la méthode proposée par Flores-Lagunes et al.(2004). Cette méthode est fondée sur l'intuition de Heckman (1976, 1979) et basée sur la Méthode des Moments Généralisés (GMM). Nous estimons dans une première étape l'équation de sélection, qui dans notre cas, prend la forme d'un probit spatial avec variable endogène décalée, à partir duquel nous construisons l'Inverse du Ratio de Mill's (IMR). Dans une seconde étape nous estimons l'équation d'intérêt en incluant l'IMR comme une variable explicative additionnelle. Pour augmenter l'efficacité des estimations, comme proposé par Flores-Lagunes et al.(2004), nous estimons simultanément l'ensemble des paramètres du modèle en résolvant un système d'équations de moment empilés.

Pour ce faire, considérons d'abord l'équation de sélection (3.9). La probabilité de récolte s'exprime comme suit :

$$Prob(Y_1 = 1) = \Phi(\rho_1 W Y_1^* + \beta_1 X_1) = \Phi(\varphi) \quad (3.14)$$

où $\varphi \equiv \rho_1 W Y_1^* + \beta_1 X_1$ et $\Phi(\cdot)$ est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Pour estimer cette probabilité nous utilisons la méthode des doubles moindres carrés (Amemiya, 1974) car le modèle probit contient à la fois des variables exogènes (X_1) et des variables endogènes. Soient $\theta_1 = \{\rho_1, \beta_1, \alpha_1\}$ les paramètres du modèle probit, z_{1N} le vecteur des variables explicatives ($W Y_1^*$ et X_1), la constante et plus un instrument au moins. Comme instruments nous utilisons ceux proposés

par Kelejian and Prucha (1998) ¹. Les résidus de ce modèle peuvent s'écrire sous la forme générale :

$$\tilde{\epsilon}_1(\theta_1) = \{Y_1 - \Phi[\varphi(\theta_1)]\} \frac{\phi[-\varphi(\theta_1)]}{\Phi[\varphi(\theta_1)]\{1 - \Phi[\varphi(\theta_1)]\}} \quad (3.15)$$

L'estimateur des doubles moindres carrés non-linéaires peut être obtenu en résolvant les conditions de moments suivant :

$$s(z_{1N}, \theta_1) = z'_{1N} \tilde{\epsilon}_1(\theta_1) = 0 \quad (3.16)$$

La fonction de régression conditionnelle de l'équation d'intérêt (3.10) devient :

$$\left\{ \begin{array}{l} E[Y_2 | Y_1 > 0] = \rho_2 W Y_2^* + \beta_2 X_2 + E[\epsilon_2 | \epsilon_1 > -(\rho_1 W Y_1^* + \beta_1 X_1)] \\ \quad \quad \quad = \rho_2 W Y_2^* + \beta_1 X_2 + \frac{E(\epsilon_1 | \epsilon_2)}{\sqrt{\text{var}(\epsilon_1)}} \cdot \frac{\phi[-\varphi(\theta_1)]}{1 - \Phi[-\varphi(\theta_1)]} \\ \quad \quad \quad = \rho_2 W Y_2^* + \beta_2 X_2 + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1} \cdot \frac{\phi[-\varphi(\theta_1)]}{1 - \Phi[-\varphi(\theta_1)]} \end{array} \right. \quad (3.17)$$

où $\text{var}(\epsilon_1) = \sigma_1^2 = 1$, $\text{var}(\epsilon_2) = \sigma_2^2$ et $E(\epsilon_1, \epsilon_2) = \sigma_{12}$ et $\lambda = \frac{\phi[-\varphi(\theta_1)]}{1 - \Phi[-\varphi(\theta_1)]}$ est l'IMR. Comme le note Flores-Lagunes et al. (2004), dans un modèle de sélection avec variable dépendante spatialement décalée, l'IMR ne dépend pas des paramètres de l'équation d'intérêt.

L'équation de l'intensité de la coupe est réécrite en introduisant l'IMR estimé ($\hat{\lambda}$) comme variable explicative supplémentaire. Comme le souligne Flores-Lagunes et al. (2004), cette équation peut être estimée par toutes les méthodes adaptées aux SAL notamment la méthode des doubles moindres carrés (Lee, 2001b) ou par maximum de vraisemblance (Anselin, 1988). Ici nous utiliserons la méthode des doubles moindres carrés illustrée par :

$$m(z_{2N}, \theta) = [Y_2 \cdot z_{2N}]' \tilde{\epsilon}_2(\theta), \quad (3.18)$$

où z_{2N} inclut les variables explicatives ($W Y_2^*, X_2$) de l'équation d'intérêt, l'IMR ($\hat{\lambda}$) et au moins un instrument et $\tilde{\epsilon}_2(\theta) = Y_2 - \rho_2 W Y_2^* + \beta_1 X_2 + \gamma \hat{\lambda}(\theta_1)$ inclut les résidus de l'équation d'intérêt. Les instruments utilisés peuvent être en principe les mêmes instruments que ceux contenus dans z_{1N} , c'est à dire ceux de Kelejian and

1. Kelejian and Prucha (1998) montrent que l'ensemble optimal d'instruments, dans une équation linéaire, peut être approximé par les colonnes linéairement indépendantes de $[X, WX, W^2X, \dots]$ avec x les variables explicatives exogènes du modèle

Prucha (1998). En posant $z = (z_1, [Y_1 \cdot z_2])$ et $\tilde{\epsilon}(\theta) = (\tilde{\epsilon}_1(\theta_1), \tilde{\epsilon}_2(\theta))$, les paramètres de l'équation de sélection et de l'équation d'intérêt sont estimés simultanément par GMM :

$$\hat{\theta}_{GMM} = \arg \min_{\theta \in \Theta} g_N(\theta)' M_N g_N(\theta) \quad (3.19)$$

où $g_N = N^{-1} z' \tilde{\epsilon}(\theta)$ pour une matrice définie positive M_N tel que $M \xrightarrow{p} M$.

3.4.3 Données et matrice de pondération spatiale

Les données de cette étude sont celles que nous avons utilisé et décrits largement dans le chapitre II.

Les propriétés forestières de notre échantillon ne sont pas géolocalisées. Le plus bas niveau de détail spatial disponible est la commune. Cependant sur les 4215 propriétaires qui constituent notre échantillon, 3338 sont dans des communes différentes et nous avons au maximum vingt six propriétaires dans la même commune. De fait, nous supposons que le centre de la commune représente la localisation de la propriété comme la localisation spatiale du propriétaire. Nous supposons que tous les propriétaires de la même commune sont distants de 100 mètres², ce qui représente la distance minimale qui sépare deux centres de communes.

La matrice de pondération spatiale permet de définir la dépendance entre les caractéristiques des unités spatiales. Il existe plusieurs types de matrices de poids, mais les matrices les plus utilisées sont celles construites sur des notions de contiguïté et de distance. Selon Le Gallo (2002), la contiguïté entre deux unités spatiales (régions, communes, agents économiques) se définit par le fait qu'elles ont une frontière commune et chaque terme de cette matrice est égal à 1 si les unités spatiales sont contiguës à l'ordre 1 et 0 sinon. Les propriétaires (représentés par la commune de localisation) n'ayant pas nécessairement une frontière commune, cette matrice n'est pas adaptée pour cette étude. Le graphique 3.1 montre la distribution spatiale des propriétaires de notre échantillon par commune. Dans cette étude nous utilisons comme matrice de pondération spatiale W , la matrice inverse des distances (en kilomètre) $w_{ij} = 1/d_{ij}$. On suppose que plus les propriétaires sont proches, plus l'intensité de l'interaction entre deux propriétaires sera forte. Nous normalisons cette matrice en divisant chaque élément (i, j) par la somme des éléments de la ligne i ($\sum_{j=1}^{4215} d_{ij}$).

2. Nous avons utilisé également 50 mètres, 150 mètres mais ça ne change pas nos résultats de nos estimations.

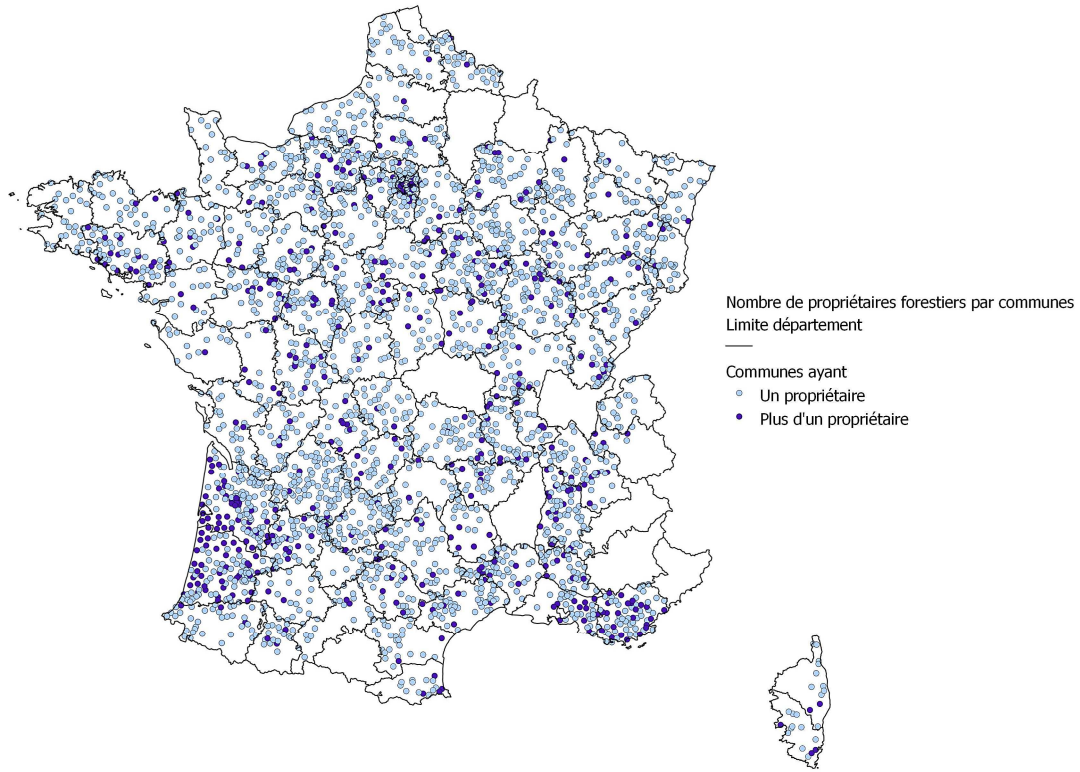


Figure 3.1: Distribution spatiale des propriétaires par commune

3.4.4 Interprétation des paramètres estimés

Pour pouvoir interpréter les paramètres d'un modèle spatial à variable endogène décalée, c'est à dire l'impact d'une variation d'une des variables explicatives sur l'intensité de la récolte par exemple, il faut d'abord l'exprimer sous la forme réduite. Les équations (3.9) et (3.10) peuvent s'exprimer comme suit :

$$\begin{cases} Y_1^* - \rho_1 W Y_1^* = \beta_1 X_1 + \epsilon_1 \\ Y_2^* - \rho_2 W Y_2^* = \beta_2 X_2 + \epsilon_2, \end{cases} \quad (3.20)$$

En regroupant les variables dépendantes dans la partie gauche du système d'équations (3.20) nous obtenons :

$$\begin{cases} Y_1^* (I - \rho_1 W) = \beta_1 X_1 + \epsilon_1 \\ Y_2^* (I - \rho_2 W) = \beta_2 X_2 + \epsilon_2, \end{cases} \quad (3.21)$$

avec I une matrice identité ($n \times n$). En multipliant l'équation de sélection et l'équation d'intérêt (système d'équation 3.21) respectivement par $(I - \rho_1 W)^{-1}$ et $(I - \rho_2 W)^{-1}$ nous obtenons :

$$\begin{cases} Y_1^* &= (I - \rho_1 W)^{-1} \beta_1 X_1 + (I - \rho_1 W)^{-1} \epsilon_1 \\ Y_2^* &= (I - \rho_2 W)^{-1} \beta_2 X_2 + (I - \rho_2 W)^{-1} \epsilon_2, \end{cases} \quad (3.22)$$

On remarque ainsi que l'intensité de la récolte est non seulement affectée par la variation marginale des variables explicatives mais aussi par les changements marginaux que cela induit sur les caractéristiques des autres propriétaires.

Comme la matrice W est normalisée la somme des éléments par ligne est égale à 1. Selon Kim et al. (2003) et LeSage and Pace (2009), nous avons :

$$\begin{aligned} (I - \rho_2 W)^{-1} i &= \{I + \rho_2 W + (\rho_2 W)^2 + (\rho_2 W)^3 + \dots\} i \\ &= \{I \cdot i + \rho_2 W \cdot i + \rho_2^2 \cdot W \cdot (W \cdot i) + \rho_2^3 \cdot W \cdot W \cdot (W \cdot i) + \dots\} \\ &= (1 + \rho_2 + \rho_2^2 + \rho_2^3 + \dots) i \\ &= \left(\frac{1}{1-\rho_2}\right) i, \end{aligned} \quad (3.23)$$

avec i un vecteur colonne ($n \times 1$) et $\frac{1}{1-\rho_2}$ est le multiplicateur spatial pour les changements induits au niveau des propriétaires voisins. Contrairement aux modèles d'offre de bois existants (Binkley 1981, Pattanayak et al. 2002, 2003, Størdal et al. 2008), ce modèle nous permet de saisir à la fois les effets induits d'un changement dans les caractéristiques du propriétaires et ceux induits par des changements dans les décisions et les caractéristiques des propriétaires voisins.

Notons que, même à ce stade, les coefficients obtenus ne sont pas les effets marginaux de chaque variable explicative sur la variable dépendante. Par conséquent, dans cette étude, nous nous intéresserons au signe et à la significativité des coefficients.

3.4.5 Résultats d'estimation

Les résultats d'estimations sont présentés dans le Tableau 3.2. Afin d'identifier correctement les paramètres de l'équation de l'intensité de la coupe, nous imposons des restrictions en excluant la quantité de bois d'œuvre autoconsommée de l'équation de l'intensité de la coupe.

L'IMR est significativement différent de zéro, ce qui signifie que l'estimation de l'équation d'offre de bois sans tenir compte de la décision de coupe aurait conduit à des résultats biaisés. Comparativement au résultat du modèle de sélection sans

autocorrélation spatiale présenté dans le Tableau 3.3, les coefficients ont le même signe.

Tableau 3.2: Résultats d'estimation du modèle de sélection avec autocorrélation spatiale

Variable	SELEC		BOIS	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
Variable endogène spatialement décalée				
ρ	0,2411***	0,0123	0,1304***	0,0122
Variabiles dummies régionales				
AQUITAINE	0,2651***	0,0670	0,4160***	0,0545
FRANCHE-COMTE	0,3877***	0,1445	0,3495***	0,1095
LORRAINE	0,4237***	0,1295	0,4366****	0,1212
P-D-L	-0,4694***	0,1220	-0,6321***	0,1031
PACA	-0,3809***	0,1737	-0,4833**	0,1501
Variabiles explicatives au niveau individuel				
J-PRESENCE	-0,0002	0,0003	-0,0002**	0,0001
LECTURE	0,6215***	0,0501	0,3823***	0,0617
NBENS	0,0108***	0,0032	-0,0027***	0,0011
J-TRAV	0,0038**	0,0019	-0,0002	0,0003
AUTOCONS	0,2350**	0,0993		
SEXE	0,1415***	0,0572	0,0480	0,0423
AGE	-0,0028	0,0027	-0,0043***	0,0019
AGRICUL	0,0262	0,0728	0,1964***	0,0610
SYLVICUL	-0,4281	0,3113	-0,0107	0,0595
RETRAITE	-0,1335*	0,0768	0,0525	0,0553
PFEUILLU	-0,1790**	0,0908	-0,1006	0,0767
CHASSE	0,1527***	0,0661	-0,02814	0,0503
SURFACE	0,4689***	0,0302	-0,0695***	0,0350
DELEG	0,5773***	0,0559	0,4913***	0,0503
HERIT	-0,02437	0,0667	-0,2218***	0,0582
HYDRIQ	0,0111***	0,0017	0,0061***	0,0015
PENTE	-0,0520***	0,0074	-0,0337***	0,0066
PROF-ACHAT	0,2013	0,4515	0,0785***	0,0201
SUFORODE	-0,0014**	0,0005	0,0028***	0,0007
IMR			0,7229***	0,0121
CONSTANTE	-1,1235***	0,2358	1,8018***	0,2461

Notes : *, ** et *** respectivement pour les niveaux de significativité 10%, 5% et 1%.

3.4.5.1 Effets spatiaux sur les décisions de coupe et d'intensité de récolte

Il existe une dépendance spatiale entre les décisions des propriétaires NIPF très significativement différente de zéro à la fois dans l'équation de sélection et dans l'équation d'intérêt. Les coefficients d'autocorrélation spatiale sont de 0,2411 et 0,1304 respectivement pour l'équation de sélection et l'équation d'intérêt. Ces deux coefficients étant positifs, cela signifie que les propriétaires NIPF ont tendance à récolter plus souvent et plus intensivement à mesure que les décisions de production de leurs voisins sont importantes. C'est un effet multiplicatif car tous les changements observés dans les décisions de production d'un seul propriétaire NIPF entraînent des changements de comportement de production dans tout son voisinage.

L'interdépendance des décisions des propriétaires peut s'expliquer par des effets de mimétisme et d'entraînement social entre propriétaires voisins. Ils peuvent résulter également des économies d'agglomération. En effet, l'exploitation du bois d'œuvre nécessite l'intervention d'une main d'œuvre qualifiée et du matériel spécialisé pour l'abattage, le façonnage et le débardage. Donc les professionnels de la filière bois notamment les scieries, dont provient la majorité de la demande régionale de bois, regroupent leurs achats de bois sur pied afin de réaliser des économies d'échelles au moins au niveau des coûts fixes (transport et immobilisation du matériel). Ces regroupements d'achats amènent donc les professionnels de la filière bois à effectuer les récoltes de bois qu'ils ont acquis sur des propriétés voisines au même moment. Cependant il se pourrait que l'acte de vente de bois sur pied soit influencé par celui de son voisin ou que des propriétaires voisins regroupent leurs ventes pour avoir un meilleur prix.

Les résultats observés à l'échelle du propriétaire sont similaires à ceux que nous avons observés dans le chapitre 2. En termes de politiques économiques, ces résultats suggèrent que les effets sociaux observés au niveau régional dans le chapitre 2 émanent au moins en partie des interactions spatiales entre les décisions de production des propriétaires NIPF. Supposons que l'État mette en place une politique de soutien à la demande de bois d'œuvre d'origine française comme la promotion des produits bois ou la création de nouveaux débouchés. Ces politiques vont contribuer à augmenter la production de bois de certains propriétaires de la région ce qui aura un impact positif sur la production de leurs voisins et ces derniers influenceront positivement la production de leurs voisins. Cet effet multiplicatif contribuera à améliorer la dynamique de production de bois dans la région d'où l'existence des effets sociaux à l'échelle régionale.

Tableau 3.3: Résultats d'estimation du modèle de sélection sans autocorrélation spatiale

Variable	SELEC		BOIS	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
Variable endogène spatialement décalée				
ρ	0,2694***	0,0129	0,0872***	0,0121
Variables dummies régionales				
AQUITAINE	0,2311***	0,0678	0,7220***	0,1374
FRANCHE-COMTE	0,3020**	0,1465	0,4312***	0,1699
LORRAINE	0,3782***	0,1413	0,5256****	0,1845
P-D-L	-0,3134***	0,1177	-0,7910***	0,2249
PACA	-0,2847**	0,1305	0,5968**	0,1906
Variables explicatives au niveau individuel				
J-PRESENCE	-0,0003	0,0002	-0,0003**	0,0001
LECTURE	0,4050***	0,0492	0,4920***	0,1589
NBENS	0,0060***	0,0015	-0,0031	0,0028
J-TRAV	0,0014**	0,0005	-0,0002	0,0008
AUTOCONS	0,2187**	0,1102		
SEXE	0,1252**	0,0535	0,0466	0,0974
AGE	-0,0024	0,0025	-0,0073*	0,0042
AGRICUL	0,0549	0,0747	0,2599**	0,1277
SYLVICUL	-0,3541	0,2932	-0,3230	0,3979
RETRAITE	-0,1222*	0,0749	0,1948	0,1289
PFEUILLU	-0,1485**	0,0772	-0,1604	0,1508
CHASSE	0,0928*	0,0651	-0,0283*	0,1082
SURFACE	0,3252***	0,0270	-0,0449***	0,0103
DELEG	0,3894***	0,0580	0,6380***	0,1403
HERIT	-0,0336	0,0685	-0,2436***	0,1135
HYDRIQ	0,0070***	0,0016	0,0106**	0,0034
PENTE	-0,0340***	0,0068	-0,0509***	0,0153
PROF-ACHAT	0,5220	0,7250	0,0953***	0,0321
SUFORODE	-0,0010**	0,0004	0,0035***	0,0011
IMR			1,2109***	0,4725
CONSTANTE	-0,8178***	0,2261	1,7512***	0,7367

Notes : *, ** et *** respectivement pour les niveaux de significativité 10%, 5% et 1%.

Dans les estimations nous avons introduit des variables dummies régionales³ afin de capturer l'effet d'appartenance à une région donnée. En effet, dans le chapitre 2 nous avons montré que le dynamisme de la filière bois dans une région peut influencer les décisions de production de bois des propriétaires qui y résident. Les résultats indiquent que dans les régions telles que l'Aquitaine, la Lorraine et la Franche Comté, les propriétaires ont tendance à avoir une activité de production plus active que les autres régions. Ceci est logique car ce sont de grandes régions forestières et la filière bois y est très dynamique. Mais en Pays de la Loire et en Provence-Alpes-Côte d'Azur les propriétaires sont en général peu actifs par rapport aux propriétaires des autres régions.

3.4.5.2 Les déterminants individuels des décisions de coupe et d'intensité de récolte

Les caractéristiques individuelles ont une importance cruciale dans l'étude des décisions de production de bois des propriétaires NIPF. En effet, elles capturent les préférences des propriétaires pour les activités non bois. Le nombre de jours de présence en forêt pour les activités récréatives, a un effet négatif significatif sur l'intensité de la coupe. Cette variable étant un signal des préférences du propriétaire pour les aménités de sa forêt, il est évident que plus le propriétaire passe du temps dans sa forêt pour se récréer moins les activités de récolte de bois seront importantes (Conway et al. 2003). Ce résultat est conforté par le fait que les variables non économiques et non biologiques ont un impact significatifs et positifs sur la décision de coupe (autoconsommation et genre) et l'intensité de la coupe (PCS, âge et avoir hérité sa forêt).

Comme attendu la surface a un effet (significatif) positif sur la décision de la récolte et négatif sur l'intensité. La possession de parcelles forestières dans d'autres régions a un impact négatif significatif sur la décision de coupe et positif sur l'intensité. Plus la surface de ces parcelles est grande par rapport à la taille de la propriété étudiée, plus ces parcelles focaliseront l'attention du propriétaire. Donc, les coupes peuvent y être rares mais intensives. La délégation de la gestion et la lecture de revue forestière quant à elle influence significativement et positivement la décision et l'intensité de la coupe. Comme attendu la vente de bois sur pied à un professionnel de la transformation a un effet positif sur l'intensité de la coupe.

La pente a un effet significatif et négatif sur la décision et l'intensité de la coupe car elle reflète la difficulté d'exploiter la propriété. Le bilan hydrique quand à lui

3. Nous gardons, dans nos estimations, uniquement les dummies régionales significativement différentes de zéro

favorise significativement les deux décisions de récolte. Les signes de ces variables sont conformes à nos attentes.

3.5 Conclusion

Dans ce chapitre nous avons cherché à mettre en évidence l'existence d'interactions spatiales entre les décisions des propriétaires à une échelle plus petite que la région. Jusqu'à présent on a prêté très peu d'attention à ces effets dans l'estimation de la fonction d'offre des NIPF. Or, la mise en évidence de ces effets permet d'une part de mieux comprendre le comportement de ces propriétaires, et d'autre part, offre de nouvelles possibilités en termes de politiques forestières. L'analyse et la mise en évidence de ces effets, effectuées dans ce chapitre, suggèrent que les décisions de production (décision de coupe et intensité de la coupe) d'un propriétaire dépendent des décisions prises dans son voisinage. De fait, ces interactions sont probablement en partie à l'origine des effets sociaux identifiés dans le chapitre 2. En effet, la mise en place de politiques forestières telles que la promotion des produits bois ou la création de nouveaux débouchés pour le bois d'œuvre d'origine française peuvent entraîner une augmentation de la demande de bois. Cette dernière aura un impact positif sur la propension à couper et/ou sur l'intensité de la coupe de certains propriétaires ce qui va influencer le comportement de production de leurs voisinages dans le même sens. Ces derniers vont influencer positivement la prise de la décision de récolte et l'intensité de la récolte de leurs voisins. Ainsi nous aurons un effet multiplicatif et une dynamique positive dans la filière bois de la région d'appartenance de ces propriétaires, d'où l'existence des effets sociaux.

Nous avons montré également que les propriétaires des régions comme l'Aquitaine, la Lorraine et la Franche Comté ont tendance à récolter plus souvent et plus intensivement que les propriétaires des autres régions françaises tandis que les propriétaires du Pays de la Loire et en Provence-Alpes-Côte d'Azur sont moins actifs en termes de production de bois que les autres.

Enfin, nous montrons, comme dans le chapitre 2, que les propriétaires NIPF français réalisent un arbitrage entre la production marchande de bois et les aménités de la forêt. En effet, des variables comme le nombre de jours de présence en forêt, l'âge, avoir hérité sa propriété et être un homme, qui reflètent les préférences des propriétaires ont une influence significative sur les décisions de production de ces propriétaires. De fait, ce sont des propriétaires NIPF.

Les modèles que nous avons utilisés dans les chapitres 2 et 3, sont considérés comme des modèles de formes réduites au sens de Provencher (1997), car ils ne

prennent pas explicitement en compte les aspects biologiques de la forêt (fonction de croissance du stock de bois) et les anticipations de prix. Pour prendre en compte ces aspects, nous modéliserons et estimerons dans le chapitre 4 un modèle structurel d'offre de bois des propriétaires NIPF.

Bibliographie

- AMEMIYA, T. (1984). Tobit models : A survey. *Journal of Econometrics*, 24(1-2):3–61.
- ANDERSSON, M. (1996). Modeling ecological constraints on tropical forest management : Spatial interdependence, irreversibility and uncertainty. *Journal of Environmental Economics and Management*, 30:73 – 94.
- ANSELIN, L. (1988). *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Studies in Operational Regional Science. Springer.
- ANSELIN, L. (2001). A companion to theoretical econometrics. In BLACKWELL, O. B., éditeur : *Ch. Spatial Econometrics*, pages 310–330.
- ANSELIN, L., SYABRI, I. et KHO, Y. (2006). Geoda : An introduction to spatial data analysis. *Geographical Analysis*, 38(1):5 – 22.
- BEVERS, M., HOF, J., KENT, B. et RAPHAEL, M. (1995). Sustainable forest management for optimizing multispecies wildlife habitat : A coastal douglas-fir example. *Natural Resource Modelling*, 1:1–24.
- BINKLEY, C. (1981). *Timber supply from nonindustrial forests : a microeconomic analysis of landowner behavior*. Yale University Press, New Haven, CT.
- CHAIX, B., BOELLE, P. Y., GUILBERT, P. et CHAUVIN, P. (2005). Area-level determinants of specialty care utilization in france : a multilevel analysis. *Public Health*, 119(2):97–104.
- FLORES-LAGUNES, A. et KURT, E. S. (2004). Estimation of sample selection models with spatial dependence. *Mimeo, University of Florida*.
- HAIGHT, R. et TRAVIS, L. (1997). Wildlife conservation planning using stochastic optimization and importance sampling. *Forest Science*, 43:129–139.

- HECKMAN, J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependant variables and a simple estimator for such models. *The Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4):475–492.
- HECKMAN, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1):153–161.
- KELEJIAN, H. H. et PRUCHA, I. R. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17:99–121.
- KELEJIAN, H. H. et PRUCHA, I. R. (2001). On the asymptotic distribution of the moran i test statistic with applications. *Journal of Econometrics*, 104(2):219–257.
- KIM, W. C., PHIPPS, T. T. et ANSELIN, L. (2003). Measuring the benefits of air quality improvement : a spatial hedonic approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45(1):24–39.
- KOSKELA, E. et OLLIKAINEN, M. (2001). Optimal private and public harvesting under spatial and temporal interdependence. *Forest Science*, 47:484–496.
- LE GALLO, J. (2002). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Economie et prévision*, 4(155):139–157.
- LEE, L. (2001b). Gmm and 2sls estimation of mixed regressive, spatial autoregressive models. Working papers, Ohio State University.
- LESAGE, J. et PACE, R. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Statistics, Textbooks and Monographs. Taylor & Francis.
- MANSKI, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects : The reflection problem. *Review of Economic Studies*, 60(3):531–42.
- MONTGOMERY, C. (1995). Economic analysis of the spatial dimensions of species preservation :the distribution of northern spotted owl habitat. *Forest Science*, 41:67–83.
- PATTANAYAK, S., MURRAY, B. et ABT, R. (2002). How joint is joint forest production? an econometric analysis of timber supply conditional on endogenous amenity values. *Forest Science*, 48(3):479–491.
- PATTANAYAK, S. K., ABT, K. L. et HOLMES, T. P. (2003). Timber and amenities on nonindustrial private forest land. In SILLS et ABT, éditeurs : *Forests in a Market Economy*, pages 243–258. Kluwer Academic Publishers : The Netherlands.

- PROVENCHER, B. (1997). Structural versus reduced-form estimation of optimal stopping problems. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2):357–368.
- STØRDAL, S., LIEN, G. et BAARDSEN, S. (2008). Analyzing determinants of forest owners' decision-making using a sample selection framework. *Journal of Forest Economics*, 14(3):159 – 176.
- SWALLOW, S., TALUKDAR, P. et WEAR, D. (1997). Spatial and temporal specialization in forest ecosystem management under sole ownership. *American Journal of Agricultural Economics*, 79:311–326.
- SWALLOW, S. et WEAR, D. (1993). Spatial interactions in multiple-use forestry and substitution and wealth effects for the single stand. *Journal of Environmental Economics and Management*, 25:103–120.
- WEAR, D. et PARKS, P. (1994). The economics of timber supply : An analytical synthesis of modeling approaches. *Natural Resource Modeling*, 8(3):199–223.
- WEAR, D. N. et BOLSTAD, P. (1998). Land-use changes in southern appalachian landscapes : Spatial analysis and forecast evaluation. *Ecosystems*, 1(6):575–594.

Chapitre 4

Estimation structurelle d'un modèle dynamique de production jointe de bois et d'aménités

Sommaire

4.1	Introduction	103
4.2	Un modèle dynamique de production jointe de bois et d'aménités	105
4.2.1	Objectif du propriétaire NIPF	105
4.2.2	Maximisation profit	107
4.2.3	Prise en compte des aménités non-bois	108
4.3	Application empirique aux propriétaires forestiers de l'AFI	109
4.3.1	Données	109
4.3.2	Identification du paramètre d'aménité	110
4.3.3	Estimation du modèle empirique	111
4.3.4	Résultats d'estimation	115
4.4	Simulations de politiques économiques	116
4.4.1	Impact d'un paiement pour services environnementaux	116
4.4.2	Impact de la mise en place d'une taxe	119
4.4.3	Impact d'une hausse de prix	120
4.5	Conclusion	121

4.1 Introduction

Les propriétaires forestiers privés possèdent près de 70 % des surfaces forestières dans de nombreux États aux États-Unis et presque partout en Europe, particulièrement en Scandinavie (Amacher et al, 2003) et en France (74,1 %, IFN). Ce sont pour la plupart, des propriétaires privés non-industriels (Non-Industrial Private Forest, NIPF) qui valorisent à la fois le revenu issu de la production de bois et une partie des aménités de leurs forêts (valorisation non monétaire telle que : la récréation, la préservation de la biodiversité, la séquestration du carbone, l'amélioration de la qualité de l'eau). Or, ces aménités sont des biens publics qui ne sont actuellement pas valorisés sur le marché. Ceci met à notre portée deux politiques environnementales opposées. Premièrement la valeur des aménités est plus importante pour la société que pour le propriétaire. Ceci devrait conduire, à cause de l'effet de « free riding » (Wicksell, 1986), à une production sous-optimale des aménités (Raunikaar et Buongiorno, 2006).¹ Deuxièmement, comme les propriétaires NIPF valorisent les aménités de leurs forêts ils devraient produire moins de bois que les propriétaires industriels. Par conséquent l'intervention publique peut être requise si le régulateur a pour but d'augmenter la production de bois à des fins environnementales. En effet, le bois est un bon substitut à plusieurs produits qui utilisent beaucoup d'énergie fossile (acier, béton armé).

La gestion optimale de la production jointe de bois et d'aménités est donc cruciale dans la mise en place des politiques environnementales. L'objectif principal de ce chapitre est de fournir un cadre structurel permettant d'évaluer empiriquement la production jointe de bois et d'aménités non-bois, c'est-à-dire les arbitrages réalisés par les propriétaires NIPF entre les aménités non-bois et la production de bois. A partir des résultats obtenus nous évaluons par simulation l'impact potentiel de politiques environnementales visant à accroître la production de bois ou celle les aménités.

Binkley (1987) identifie le cadre théorique qui permet de modéliser la production jointe de bois et d'aménités par les propriétaires NIPF. Ce modèle est fondé sur le modèle théorique de Hartman (1976) et le modèle « ménage producteur » de Becker (1965). Dans ce modèle, Binkley (1987) suppose que la fonction d'utilité des propriétaires NIPF dépend de leur revenu (forestier et non-forestier) et de leur consommation d'aménités non-bois. Ce cadre théorique s'applique bien aux propriétaires NIPF car il prend en compte leur arbitrage entre le bois et les aménités et le processus biologique de la forêt.

1. L'optimum étant la quantité d'aménités qui aurait été produites si les aménités avaient le propriétaire NIPF valorisait les aménités de la même façon que la société

Pour estimer empiriquement ce modèle théorique, deux types de méthodes ont été utilisés par les analystes : les modèles en forme réduite et les modèles structurels. La principale contribution des modèles en forme réduite (Binkley 1981, Dennis 1989, 1990, Kuuluvainen et al. 1991, Kulluvainen et al. 1996, Munn et al. 2002, Pattanayak et al. 2002, 2003, Størdal et al. 2008, etc.) est la prise en compte des aménités dans les décisions de production des NIPF. Les préférences pour les aménités non-bois sont capturées, dans ces modèles, par les caractéristiques (le nombre de jours passés dans sa forêt pour des activités récréatives et les autres caractéristiques sociodémographiques) des propriétaires NIPF. Ces caractéristiques permettent d'expliquer les variations de préférences pour les aménités non-bois entre propriétaires NIPF. Cependant le problème majeur des modèles de forme réduite est le manque de connexion avec les aspects biologiques et la non-prise en compte des anticipations de prix. En effet, les décisions des NIPF impliquent à chaque période un arbitrage d'une part, entre le revenu immédiat issu de la récolte du bois et les anticipations de revenus liées à un report de la coupe (croissance du stock de bois et variations du prix du bois) et d'autre part entre revenu et les aménités. Donc, en occultant la nature dynamique de la forêt, il peut apparaître des erreurs de spécification² du modèle, des problèmes liés à l'interprétation ou à l'analyse des résultats des estimations. De plus, comme le précise Provencher (1997), l'estimation des modèles de forme réduite ne fournit aucune information sur le processus structurel qui caractérise la décision de récolte.

En comparaison, les modèles structurels permettent d'estimer directement les décisions d'offre en tenant compte, explicitement, du processus biologique de la forêt (croissance), des anticipations (prix et croissance) et des arbitrages qu'ils réalisent. En outre, ils permettent d'analyser les effets à long terme des politiques structurelles sur les décisions des propriétaires forestiers. De fait, ces modèles représentent de puissants outils d'évaluation des impacts de potentiels politiques forestières et environnementales. Mais, les modèles structurels empiriques existants (Provencher, 1995a et 1995b et Rust, 2008) sont dérivés du modèle théorique de Faustmann (1849) et ne s'intéressent qu'aux propriétaires forestiers privés industriels. Ces derniers maximisent uniquement le profit de leurs forêts. Ces modèles structurels ne prennent donc pas en compte les aménités non-bois.

L'objectif de ce chapitre est de combler les lacunes entre théorie et estimations empiriques des décisions jointes de production de bois et d'aménités. Pour ce faire, nous estimons un modèle de programmation dynamique stochastique d'offre de bois qui prend en compte les aménités non-bois des propriétaires NIPF. Nous supposons

2. Par exemple, les études empiriques de la décision de récolte imposent généralement la linéarité de la fonction de valeur mais cette restriction est très peu probable.

que le propriétaire tire son utilité du revenu de la vente de bois et de la consommation d'aménités non-bois de sa propriété. Par rapport aux propriétaires industriels, les propriétaires NIPF coupent toutes choses étant égales par ailleurs une quantité moins importante de bois afin d'avoir un stock de bois sur pied plus important et de bénéficier des aménités non-bois supplémentaires produites. Nous considérons que la valeur des aménités pour les propriétaires NIPF est étroitement liée au coût d'opportunité de conserver un stock de bois sur pied plus important. À partir de cette définition nous estimons la valeur des aménités pour les propriétaires NIPF. De plus, contrairement aux études empiriques précédentes, qui supposaient une coupe rase ou finale, nous considérons que le propriétaire peut effectuer une coupe partielle. L'application empirique est réalisée à l'aide de données collectées auprès des propriétaires du réseau de l'Association de Futaie Irrégulière (AFI).³

Ce chapitre est organisé comme suit. Dans la section 4.2, nous décrivons le modèle dynamique de production jointe de bois et d'aménités et nous présentons le modèle de programmation dynamique stochastique que nous utilisons. La section 4.3 expose l'application empirique aux propriétaires forestiers du réseau AFI. Nous exposons dans la section 4.4 des simulations de politiques économiques. Nous concluons le chapitre avec la section 4.5.

4.2 Un modèle dynamique de production jointe de bois et d'aménités

4.2.1 Objectif du propriétaire NIPF

Considérons un propriétaire NIPF qui gère des peuplements irréguliers. Un peuplement irrégulier est composé d'arbres n'ayant pas le même âge. De fait, un peuplement irrégulier comporte généralement des arbres de faibles diamètre valorisable en bois de feu lors des éclaircies et des arbres de gros à très gros diamètre que l'on valorise soit en bois d'industrie soit en bois d'œuvre selon la qualité. Cependant dans cette étude nous ne considérons que les bois qui peuvent être valorisée en bois d'œuvre. Nous supposons que le propriétaire garde le même type de peuplement et la même gestion, qu'à chaque période t , le propriétaire i tire une partie de son utilité U_{it} du profit de la vente de bois π_{it} et une autre de la consommation d'aménités

3. Au regard de la complexité des modèles utilisés, nous considérons dans cet chapitre qu'une seule espèce, le chêne. Ce choix ne permet pas de prendre en compte les arbitrages réalisés par le propriétaire entre les espèces présentes sur sa propriété, mais il ne remet pas en cause l'analyse des arbitrages entre production de bois et aménités. Cependant nous envisageons, dans nos recherches futures, d'intégrer dans le modèle un plus grand nombre d'espèces

A_{it} . Le problème du propriétaire est de déterminer à chaque période t la quantité optimale de bois q_{it} à mettre sur le marché en tenant compte de ses préférences. q_{it} est la variable de contrôle.

Nous supposons que l'ensemble de l'information que le propriétaire utilise pour prendre sa décision est contenue dans trois variables d'état. La première est le stock de bois sur pied S_{it} dont dispose le propriétaire i à la date t . Il choisit à chaque période la quantité de bois q_{it} qu'il veut mettre sur le marché. Ce volume de bois sur pied croît d'une période à l'autre en fonction du stock de bois sur pied et de la quantité de bois coupée, comme suit :

$$S_{i,t+1} = f(S_{it} - q_{it}) \quad (4.1)$$

La deuxième variable d'état est le prix p_t . On suppose qu'il est identique pour tous les propriétaires à chaque période t . Selon Provencher (1995a), les anticipations de prix des propriétaires forestiers privés sont très complexes mais elles peuvent être capturées par un processus markovien d'ordre 1.

$$p_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \eta_t \quad (4.2)$$

avec α_0 et α_1 les coefficients de l'équation de prix et η_t une variable aléatoire indépendamment et indépendamment distribuée de moyenne nulle et de variance σ_η^2 . η_t capture l'incertitude et l'hétérogénéité inobservée (les facteurs inobservés qui affectent le prix) sur les prix.

La dernière variable d'état (ϵ_{it}^0) est un choc de profit aléatoire idiosyncratique associé à la décision du propriétaire. Ce terme capture l'hétérogénéité individuelle inobservée, les déviations du prix de vente P_t (dus à la qualité du bois ou au pouvoir de valorisation subjective du bien) et les chocs de revenus directement associés à l'opération de récolte. Il suit une loi Normale de moyenne nulle et de variance $\sigma_{\epsilon_0}^2$. Il est observé à la période t par le propriétaire mais pas par l'analyste.

Nous supposons enfin que des coûts d'exploitation sont associés à chaque période à la gestion de la forêt. Ces coûts sont composés d'un coût fixe C_F (frais de gestion) et d'un coût variable $CV(q_{it})$ croissant avec l'intensité de la coupe.

$$C_{it} = CF + CV(q_{it}) \quad (4.3)$$

4.2.2 Maximisation profit

Le profit que le propriétaire forestier tire à chaque période de l'exploitation de sa forêt s'écrit :

$$\pi_{it}^0(S_{it}, p_t, \epsilon_{it}) = p_t q_{it} - C_{it} + \epsilon_{it}^0 \quad (4.4)$$

Dans cette étude, les préférences des propriétaires sont capturées par une fonction d'utilité avec une aversion relative au risque :

$$U(\pi_{it}^0) = \frac{\pi_{it}^0(S_{it}, p_t, \epsilon_{it})^{1-c}}{1-c} \quad (4.5)$$

avec c le coefficient d'aversion relatif au risque.

Sans marché d'aménités non-bois, et en supposant que les propriétaires n'ont aucune préférence pour les aménités non-bois de leur forêt, ils maximiseront uniquement le profit inter-temporel de leurs exploitations forestières. Le programme de maximisation s'écrit :

$$\max_{q_{it}^0} \sum_{t=0}^{\infty} \beta U(\pi_{it}^0) \quad (4.6)$$

avec β le taux d'escompte et sous contraintes de :

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_{it}^0(S_{it}, p_t, \epsilon_{it}^0) = p_t q_{it}^0 - C_{it} + \epsilon_{it}^0 \\ S_{i,t+1} = f(S_{it} - q_{it}^0) \\ C_{it} = CF + CV(q_{it}^0) \\ p_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \eta_t \\ S_{i0} > 0, S_{it} > 0, S_{it} > q_{it}^0 \geq 0, \end{array} \right. \quad (4.7)$$

Le problème de chaque propriétaire revient donc à choisir à chaque période t la quantité de bois à couper q_{it}^0 qui maximise son utilité inter-temporelle. L'équation de Bellman de ce problème d'optimisation est :

$$V^0(S_{it}, p_t, q_{it}^0, \epsilon_t^0 | \theta) = \max_{q_{it}^0} \left\{ U(\pi_{it}^0) + \beta \mathbb{E}_{p_{t+1}|p_t, \epsilon_{i,t+1}^0 | \epsilon_{it}^0} \left[V^0(S_{i,t+1}, p_{t+1}, q_{i,t+1}^0, \epsilon_{i,t+1}^0 | \theta) \right] \right\} \quad (4.8)$$

avec $\epsilon_{i,t+1}^0 | \epsilon_{it}^0$ et $p_{t+1} | p_{it}$, respectivement les probabilités de transition de ϵ_{it}^0 et de p_{it} .

La fonction objectif (4.8) reflète le problème d'optimalité principal de Bellman (1957), c'est-à-dire que la décision de récolte q_{it}^0 est le résultat de l'arbitrage que réalise le propriétaire à chaque période entre l'utilité instantanée ($U_{it}(\pi_{it}^0)$) s'il récolte la quantité q_{it}^0 et l'utilité (future) escomptée ($\beta E_{p_{t+1}|p_t, \epsilon_{i,t+1}^0 | \epsilon_{it}^0} [V^0(S_{i,t+1}, p_{t+1}, q_{i,t+1}^0, \epsilon_{i,t+1}^0 | \theta)]$) que le propriétaire pourrait retirer s'il décidait de reporter cette récolte à la période suivante.

4.2.3 Prise en compte des aménités non-bois

En plus du bois, les forêts fournissent également des aménités non-bois, telles que la beauté des paysages, la biodiversité, la récréation, la valeur de sa simple existence (valeur d'existence), etc. Les propriétaires NIPF valorisent à la fois le revenu du bois et la satisfaction qu'il tire de la consommation d'une partie des aménités non-bois. De ce fait, ils récoltent moins de bois et laissent un stock de bois plus important sur pied (par rapport aux propriétaires industriels), pour profiter des aménités produites (Hartman, 1976 ; Uusivuori et Kuuluvainen, 2005 et Binkley, 1981). Donc, si on note q_{it}^1 le volume de bois récolté par un propriétaire NIPF, toute chose étant égale par ailleurs $q_{it}^0 > q_{it}^1$ et $S_{it} > q_{it}^1 \geq 0$. En choisissant de produire q_{it}^1 au lieu de q_{it}^0 , les propriétaires NIPF révèlent leurs préférences pour les aménités non-bois. En effet, la décision du propriétaire de laisser sur pied le stock ($q_{it}^0 - q_{it}^1$) au delà de l'âge optimal de récolte du propriétaire industriel, peut être considérée comme une décision de marché. Selon Scarpa et al. (2000), le coût d'opportunité lié à ce choix reflète la valeur non-marchande des aménités non-bois du peuplement pour le propriétaire. La fonction d'aménités peut s'écrire comme suit :

$$A_{it} = \gamma(q_{it}^0 - q_{it}^1) \quad (4.9)$$

Avec γ le coût d'opportunité de laisser $1 m^3$ de bois supplémentaire sur pied pendant une année, A_{it} peut donc être considéré comme la valeur monétaire que le propriétaire accorde aux aménités produites du fait de la réduction de la production de bois égale à ($q_{it}^0 - q_{it}^1$) en t . Le programme de maximisation devient donc :

$$\max_{q_{it}^1} \sum_{t=0}^{\infty} \beta U_{it}(H_{it}) = \max_{q_{it}^1} \sum_{t=0}^{\infty} \beta \frac{(H_{it}(\pi_{it}^1, A_{it}))^{1-c}}{1-c} \quad (4.10)$$

sous contraintes de :

$$\left\{ \begin{array}{l} V^0(S_{it}, p_t, q_{it}^0, \epsilon_t^0 | \theta) = \max_{q_{it}^0} \left\{ U(\pi_{it}^0) + \beta E_{p_{t+1}|p_t, \epsilon_{i,t+1}^0 | \epsilon_{it}^0} \left[V^0(S_{i,t+1}, p_{t+1}, q_{i,t+1}^0, \epsilon_{i,t+1}^0 | \theta) \right] \right\} \\ H_{it}(\pi_{it}^1, A_{it}) = \pi_{it}^1 + A_{it} \\ A_{it}(q_{it}^0, q_{it}^1) = \gamma(q_{it}^0 - q_{it}^1) \\ \pi_{it}^1(S_{it}, p_t, \epsilon_{it}^1) = p_t q_{it}^1 - C_{it} + \epsilon_{it}^1 \\ S_{it+1} = f(S_{it} - q_{it}^1) \\ C_{it} = CF + CV(q_{it}^1) \\ p_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \eta_t \\ S_{i0} > 0, S_{it} > 0, S_{it} > q_{it}^1 \geq 0, \end{array} \right. \quad (4.11)$$

avec H_{it} la fonction d'utilité du propriétaire NIPF.

L'équation de Bellman qui résulte de ce problème d'optimisation s'écrit :

$$V^1(S_{it}, p_t, q_{it}^1, \epsilon_t^1 | \theta) = \max_{q_{it}^1} \left\{ U(H_{it}) + \beta E_{p_{t+1}|p_t, \epsilon_{i,t+1}^1 | \epsilon_{it}^1} \left[V^1(S_{i,t+1}, p_{t+1}, q_{i,t+1}^1, \epsilon_{i,t+1}^1 | \theta) \right] \right\} \quad (4.12)$$

Ici, le propriétaire fait non seulement un arbitrage entre l'utilité instantanée $U_{it}(H_{it})$ et l'utilité future escomptée $\beta E_{p_{t+1}|p_t, \epsilon_{i,t+1}^1 | \epsilon_{it}^1} \left[V^1(S_{i,t+1}, p_{t+1}, q_{i,t+1}^1, \epsilon_{i,t+1}^1 | \theta) \right]$ mais également entre le profit $\pi_{it}^1(S_{it}, p_t, \epsilon_{it}^1)$ et la consommation d'aménités $A_{it}(q_{it}^0, q_{it}^1)$ de la forêt.

4.3 Application empirique aux propriétaires forestiers de l'AFI

4.3.1 Données

Nous appliquons cette modélisation aux données du réseau AFI (Association Forestière Irrégulière - Uneven-aged forest network). Cette base de données est construite à partir de données économiques (coupes et recettes) collectées annuellement auprès des propriétaires du réseau et de données d'inventaires effectués sur leurs ressources forestières. Les données vont de 1993 à 2010. Ce réseau regroupe 68 propriétaires NIPF qui gèrent des peuplements irréguliers pour produire du bois d'œuvre, donc produisent des produits dont les prix de vente sont sensiblement proches.

Nous faisons l'hypothèse que ces propriétaires disposent de forêts normales. Une structure forestière normale signifie que la distribution par âge de la surface forestière est pratiquement uniforme. À chaque période, la proportion de surface qui passe d'une classe d'âge à l'autre est identique. Dans la dernière classe d'âge, le propriétaire décide à chaque période la quantité de bois qu'il veut mettre sur le marché. La surface récoltée passe alors dans la première classe d'âge de sorte à maintenir la distribution de la surface par classe d'âge au cours du temps. Cette structure, si elle est maintenue, permet aux propriétaires d'avoir des récoltes régulières au cours du temps. Elle est souvent considérée comme la structure forestière idéale. En faisant cette hypothèse, et en considérant uniquement les propriétés où le chêne est l'essence majoritaire, nous pouvons raisonnablement considérer que tous les propriétaires ont la même équation de croissance du stock de bois. Pour ce faire, dans cette étude nous sélectionnons uniquement les propriétaires qui remplissent ces deux conditions. En appliquant ces restrictions, il nous reste 35 propriétaires que nous observons de 1993 à 2010. Le stock de bois moyen est de $121 \text{ m}^3/\text{ha}$ et l'écart-type $24 \text{ m}^3/\text{ha}$.

L'Office National des Forêts (ONF) en France produit annuellement des indices de prix moyens selon les catégories du bois et les essences. C'est l'indice de prix du bois d'œuvre que nous utiliserons comme prix du marché. Sur la période étudiée le prix moyen du bois d'œuvre est de $111,6 \text{ €/m}^3$ avec un écart-type de $17,74 \text{ €/m}^3$.

4.3.2 Identification du paramètre d'aménité

Dans cette étude, nous considérons uniquement le stock de bois correspondants au bois d'œuvre. Deux raisons principales motivent ce choix. Premièrement, l'arbitrage entre la vente de bois et consommation d'aménité a surtout lieu quand le bois atteint le diamètre optimal de coupe à savoir les classes d'âges correspondants au bois d'œuvre. En effet, un propriétaire rationnel, si son objectif est de produire du bois d'œuvre, laissera les arbres de sa propriété croître jusqu'à atteindre la classe de diamètre du bois d'œuvre quelles que soient ses préférences pour les aménités. C'est plus dans ces classes d'âges que le propriétaire décide de vendre ses bois (effectuer coupe) ou de laisser une partie sur pied afin de bénéficier des aménités. Donc plus le stock de bois d'œuvre est important (coupes faibles par rapport à celles d'un propriétaire industriel), plus il valorise les aménités non-bois par rapport aux revenus du bois. Deuxièmement, il serait difficile d'estimer dans un modèle théorique cohérent, l'ensemble des classes d'âges et le passage d'une classe d'âge à l'autre. En effet, considérer plusieurs classes d'âges signifierait ajouter autant de variables d'état dans notre modèle.

4.3.3 Estimation du modèle empirique

L'estimation structurelle d'un modèle de programmation dynamique stochastique n'est pas sans difficultés (Provencher, 1997 ; Paarsch et Rust, 2008). La plus évidente est la spécification d'un modèle théorique cohérent et estimable, notamment à cause du problème de malédiction des dimensions inhérent à ces modèles. Pour simplifier l'estimation structurelle, nous estimons séparément l'équation de stock (4.1), et la fonction de coût (4.3) et ce, pour deux raisons.

Premièrement, comme le souligne Paarsch et Rust (2008), nous pouvons considérer l'évolution du stock de bois comme déterministe car la variation stochastique de la croissance du stock de bois est très faible. Nous utilisons comme Paarsch et Rust (2008) une fonction de croissance quadratique :

$$S_{i,t+1} = \delta_0(S_{it} - q_{it}) + \delta_1(S_{it} - q_{it})^2 \quad (4.13)$$

Cette spécification explique bien l'évolution des données de stocks car le coefficient de détermination est de $R^2 = 0,99$. Les résultats des estimations sont présentés dans la Tableau (4.1)

Tableau 4.1: Équation de croissance

Variance	Estimation	Ecart-type
δ_0	1,094971***	0,0219
δ_1	-0,000652***	0,0001

Notes : *, ** et *** respectivement pour les niveaux de significativité 10%, 5% et 1%.

Deuxièmement, nous ne disposons pas de données suffisantes pour estimer la fonction de coût. De ce fait, nous utiliserons celle utilisée par les gestionnaires du réseau AFI. Selon les données collectées auprès de ces gestionnaires, les coûts fixes liés à la gestion sont de l'ordre de 40 €par récolte et les coûts variables de 20 €par m^3 de bois récolté. La fonction de coût est :

$$C_{it} = 40 + 20q_{it} \quad (4.14)$$

4.3.3.1 Le coefficient d'aversion relatif au risque et le taux d'escompte

Dans cette étude nous n'estimons pas le coefficient d'aversion relatif au risque et le taux d'escompte car ils sont difficilement identifiables à l'aide des techniques utilisées. Nous allons donc fixer ces paramètres à l'aide de la littérature.

Plusieurs auteurs (Andersson, 2012; Alvarez et Koskela, 2006; Lönnstedt et Svensson, 2000 et Gong, 1998) ont étudié l'influence du degré d'aversion au risque sur le comportement des propriétaires forestiers privés, mais, à notre connaissance, il n'existe aucune estimation empirique de ce coefficient pour les propriétaires forestiers privés en France. Cependant, Holt et Laury (2002) proposent une classification des comportements face au risque en fonction de la valeur du coefficient d'aversion relative au risque : $c = 0$ pour les personnes qui sont neutres au risque, $c < 0$ pour celles qui aiment le risque et $c > 0$ pour ceux qui sont averses au risque. Initialement, nous fixons $c = 0,5$. Cependant, pour s'assurer de la robustesse de nos estimations, nous conduisons une analyse de sensibilité sur le coefficient d'aversion au risque et sur le taux d'escompte. Pour ce faire, nous faisons d'abord varier le coefficient d'aversion au risque c . Nous testons trois valeurs qui correspondent à trois comportements de risque : neutre au risque ($c = 0,0001$), aversé au risque ($c = 0,5$) et très aversé au risque ($c = 0,8$).

En France, le taux d'escompte des projets forestiers est compris entre 1 % et 5 % (Calvet et al, 1997). Nous fixons le taux d'escompte à 4% lors de nos estimations, mais nous analyserons l'impact d'une diminution de ce taux à 2 %.

4.3.3.2 Inférence indirecte

Pour estimer le modèle structurel, nous devons d'abord estimer $V^0(S_{it}, p_t, q_{it}^0, \epsilon_t^0 | \theta)$ et $V^1(S_{it}, p_t, q_{it}^1, \epsilon_t^1 | \theta)$ définies par les équations récursives (4.8) et (4.12). Ces problèmes étant non-linéaires, il n'existe pas de solution analytique. Nous utilisons la méthode d'itération sur la fonction de valeur pour chercher des approximations numériques de $V^0(S_{it}, p_t, q_{it}^0, \epsilon_t^0 | \theta)$ et $V^1(S_{it}, p_t, q_{it}^1, \epsilon_t^1 | \theta)$.⁴

Nous estimons ensuite le modèle structurel par inférence indirecte (Gourieroux et al. 1993). Soient $x(\theta_0)$ la séquence des données observées (S_{it} et p_t), et $\theta = (\sigma_{\epsilon^1}^2, \gamma, \alpha_0, \alpha_1, \sigma_{\eta}^2)$ le vecteur des paramètres structurels inconnus à estimer. Soit $\beta_N(\theta_0)$ le vecteur de paramètres auxiliaires de dimension k calculé à partir des données observées. Ces paramètres auxiliaires sont composés de moments standards et

4. Pour plus d'informations sur les étapes de l'algorithme d'itération sur la fonction de valeur, voir Judd (1998) et Adda et Cooper (2003)

de paramètres de modèles auxiliaires plus simples à estimer que le modèle original structurel.⁵

Nous supposons que le processus générateur des données $DGP(\theta)$, qui est notre modèle, peut être simulé pour toutes les valeurs de θ . Étant donné θ et le vecteur des paramètres exogènes (paramètres de la fonction de croissance (4.13) et de coût (4.14)), nous simulons une série de données $x(\theta)$, avec t le temps ($t = 1, \dots, T$ et s les simulations ($s = 1, \dots, S$)). Nous calculons pour chaque simulation s le vecteur de paramètres auxiliaires simulés β_{sN} . Nous cherchons ensuite le vecteur de paramètres structurels $\hat{\theta}_N$ qui minimise la distance entre l'ensemble de paramètres auxiliaires choisis β_N sur les données réelles et le même vecteur de paramètres auxiliaires calculés sur les données obtenues par simulation du modèle structurel $\beta_{SN} = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S \beta_{sN}$ pondéré par la métrique Ω .⁶ L'estimateur par inférence indirecte peut s'écrire comme suit :

$$\hat{\theta}_N(\Omega) = \arg \min_{\theta} [\beta_{SN}(\theta) - \beta_N(\theta_0)]' \Omega [\beta_{SN}(\theta) - \beta_N(\theta_0)] \quad (4.15)$$

Selon Gouriréroux et al. (1993), $\sqrt{N} (\hat{\theta}_N - \theta_0) \xrightarrow{d} N(0, W(S, \Omega, \theta_0))$ sous certaines conditions de régularités et de comportement asymptotique de $\beta_N(\theta_0)$. La matrice de variance covariance des paramètres estimés est donnée par :

$$W(S, \Omega, \theta_0) = \left(1 + \frac{1}{S}\right) [H^S(\theta_0)' \Omega H^S(\theta_0)]^{-1} H^S(\theta_0)' \Omega \Sigma(\theta_0) \Omega' H^S(\theta_0) [H^S(\theta_0)' \Omega H^S(\theta_0)]^{-1} \quad (4.16)$$

avec $H^S(\theta_0) = \text{plim}_{N \rightarrow \infty} \partial \beta_{SN}(\theta_0) / \partial \theta'$ et $H^S(\theta_0)$ est estimé par différentiation numérique de β_{SN} au point $\theta = \hat{\theta}_N$. La matrice de covariance des paramètres auxiliaires est calculée en rééchantillonnant (bootstrap) les données réelles, elle est notée Σ_N .

La matrice W est affectée par l'estimation en deux étapes (Newey et McFadden, 1994). En effet, les paramètres de l'équation de croissance ont été estimés en dehors de l'estimation structurelle puis introduits dans le modèle structurel. Les deux étapes d'estimation utilisent des ensembles disjoints de paramètres auxiliaires. Selon Bagger et al. (2011), l'estimateur indirect est donc caractérisé par la matrice de pondération suivante :

5. Voir Annexe à la fin du chapitre.

6. Ω est une matrice définie positive, dans cette étude nous choisissons comme métrique la matrice de variance covariance des moments réels

$$\Omega = \begin{pmatrix} \Omega_1 & 1 \\ 0 & \Omega_2 \end{pmatrix}$$

Les matrices de covariance que nous utilisons dans la première étape et la deuxième étape de nos estimations sont, respectivement, $\Omega_1 = \Sigma_{11,N}^{-1}$ et $\Omega_2 = \Sigma_{22,N}^{-1}$, où $\Sigma_{11,N}^{-1}$ et $\Sigma_{22,N}^{-1}$ représentent respectivement les matrices de covariance des vecteurs de paramètres auxiliaires utilisés en première et deuxième étape. La matrice de covariance $W_{1,N}$ des paramètres estimés $\hat{\theta}_{1,N}$ à la première étape n'est pas affectée par la procédure en deux étapes. Elle s'écrit comme suit :

$$W_{1,N} = \left(1 + \frac{1}{S}\right) \left[H'_{1,N} \Omega_1 H_{1,N} \right]^{-1} H'_{1,N} \Omega_1 \Sigma_{11,N} \Omega'_1 H_{1,N} \left[H'_{1,N} \Omega_1 H_{1,N} \right]^{-1} \quad (4.17)$$

avec $H_{1,N}$ la matrice jacobienne du vecteur de paramètres auxiliaires de première étape en θ_1

Soient θ'_1 et θ'_2 respectivement les paramètres estimés en première étape et deuxième étape, et $\beta'_{1,N}$ et $\beta'_{2,N}$ respectivement les vecteurs de paramètres auxiliaires utilisés dans l'estimation de première et deuxième étape. Selon Bagger et al. (2011), on peut déduire la matrice de covariance corrigé $W_{2,N}$ des paramètres estimés $\hat{\theta}_{2,N}$ en seconde étape en considérant un problème d'estimation artificiel basé sur l'empilement des vecteurs de paramètres auxiliaires de la première et de seconde étape dans $\beta_N = (\beta'_{1,N}, \beta'_{2,N})$ avec Σ_N la matrice de covariances de β_N et la matrice de poids Ω définie ci-dessus. Soit H_N la matrice jacobienne de $\beta_N = (\beta'_{1,N}, \beta'_{2,N})$ en $\theta' = (\theta'_1, \theta'_2)$. La matrice de covariance de cette inférence indirecte peut donc s'écrire :

$$\widetilde{W}_N = \left(1 + \frac{1}{S}\right) \left[H'_N \Omega H_N \right]^{-1} H'_N \Omega \Sigma_N \Omega' H_N \left[H'_N \Omega H_N \right]^{-1} \quad (4.18)$$

et comme $\theta' = (\theta'_1, \theta'_N)$, \widetilde{W}_N est naturellement partitionnée comme suit :

$$\widetilde{W} = \begin{pmatrix} \widetilde{W}_{11,N} & \widetilde{W}_{12,N} \\ \widetilde{W}_{12,N} & \widetilde{W}_{22,N} \end{pmatrix}$$

où $W_{2,N} = \widetilde{W}_{22,N}$ est la matrice de covariance corrigé de seconde étape $\hat{\theta}_{2,N}$.

4.3.4 Résultats d'estimation

Les résultats de nos estimations sont présentés dans la Table 4.2. Ces résultats montrent que le paramètre des aménités γ , de l'ordre de 0,23, est significativement différent de zéro au seuil de 1% pour $\beta = 0,96$ et $c = 0,5$. En d'autres termes, le coût d'opportunité du maintien de 1 m^3/ha de bois sur pied supplémentaire par rapport aux propriétaires industriels est de 23 €⁷ par an. Il s'agit de la valeur minimale à laquelle les propriétaires du réseau AFI sont prêts, en moyenne, à renoncer pour profiter des aménités non-bois supplémentaire produit par le stock $q_{it}^0 - q_{it}^1$ à un instant t . En effet, les aménités ne sont pas produites uniquement par le stock supplémentaire $q_{it}^0 - q_{it}^1$ de bois laissés sur pied par le propriétaire, mais par l'ensemble du stock qu'il détient. En outre, en s'intéressant uniquement au bois d'œuvre, nous ne prenons pas en compte les aménités produits par les petits bois. Néanmoins, γ nous donne une indication précieuse sur la valeur minimale que les propriétaires accordent aux aménités.

Selon nos résultats, le poids des aménités augmente avec l'aversion au risque. Cependant, elle reste comprise entre 0,17 et 0,28 pour $\beta = 0,96$ et 0,13 et 0,19 quand $\beta = 0,98$. Ce résultat est conforme aux résultats précédents observés dans les études sur l'impact de l'aversion au risque sur le comportement des propriétaires forestiers (Alvarez et Koskela, 2006 et Gong, 1998). Ces études montrent qu'une forte aversion au risque réduit la récolte de bois et donc amène le propriétaire à maintenir un stock de bois plus important sur pied, toute chose étant égale par ailleurs. Intuitivement, plus le coefficient d'aversion au risque augmente, moins le propriétaire souhaite exposer ses actifs au risque (ici, baisse de prix et chocs de profit aléatoire négatif). Il augmente donc ses actifs non risqués (ici les aménités). Il est donc normal que la préférence des NIPF pour les aménités γ augmente légèrement lorsque le coefficient d'aversion au risque augmente. Mais, comme γ varie peu, nous pouvons conclure que nos résultats sont peu sensibles à la valeur du coefficient d'aversion au risque.

Nous faisons ensuite une analyse de sensibilité sur le taux d'escompte. Nous observons une augmentation d'environ 0,07 point en moyenne de la valeur de γ quand le taux d'escompte passe de 2% à 4%. Quelque soit la valeur du taux d'escompte, le paramètre de préférence pour les aménités demeure très significativement différent de zéro et est compris entre 0,13 et 0,28. Nos résultats sont donc robustes à la variation du taux d'escompte.

Les paramètres du processus de prix sont significativement différents de zéro. Comme le processus de prix est différent d'une marche aléatoire ($\alpha_1 < 1$), nous

7. Les valeurs du tableau de résultats sont exprimées en centaines d'euros.

pouvons dire que les anticipations de prix jouent un rôle important dans la prise de décision de ces propriétaires. En effet, les études précédentes (Provencher, 1995a et 1995b, et Reed et Clarke, 1990) ont montré que quand le prix suit une marche aléatoire, la décision optimale de coupe est essentiellement basée sur le volume. Le choc de profit aléatoire est également significativement différent de zéro, en d'autres termes, des facteurs non pris en compte dans la modélisation jouent un rôle essentiel dans la prise de décision de ces propriétaires

α_0 et α_1 les coefficients de l'équation de prix et η_t une variable aléatoire identiquement et indépendamment distribuée de moyenne nulle et de variance σ_η^2 .

4.4 Simulations de politiques économiques

Un des avantages des modèles structurels est qu'ils se prêtent bien à la simulation de l'impact de politique structurelle. Nous menons pour cela, une analyse contrefactuelle autrement dit, quel aurait été le comportement des propriétaires sur la période étudiée si un des déterminants de son comportement était modifié. Dans cette section nous simulons d'abord l'impact de la mise en place d'un paiement pour services environnementaux, ensuite d'une taxe afin de mobiliser plus de bois et enfin d'une hausse du prix sur le stock de bois moyen sur pied.

4.4.1 Impact d'un paiement pour services environnementaux

Nous simulons l'impact de la mise en œuvre d'un paiement pour services environnementaux dont l'objectif est d'accroître le stock de bois sur pied. Ce type de programme peut être mis en place pour préserver un environnement sensible, augmenter les aménités (recréation, biodiversité, paysage, etc.) ou encourager la séquestration du carbone (le carbone séquestré augmente avec le stock de bois sur pied). Avec la prise en compte croissante du changement climatique dans les politiques publiques et la généralisation progressive des programmes de protection de la biodiversité (Programme Natura 2000 par exemple), le nombre de projets de ce type est amené à croître. Il est donc important d'étudier l'impact de la mise en œuvre de tels programmes sur le comportement des NIPF.

Sur la période de notre étude, le stock de bois sur pied est en moyenne de $121 \text{ m}^3/\text{ha}$ pour les propriétaires de notre échantillon. Supposons qu'un programme dont l'objectif est d'accroître les aménités fournis par ces propriétaires soit mis en place. Supposons également que cet objectif ne peut être atteint que par une

Tableau 4.2: Résultats d'estimations

Coefficient d'aversion risque	au	Paramètres estimés	$\beta = 0.96$	$\beta = 0.98$
0.0001		γ	0,1566*** (0,0083)	0,1304*** (0,0048)
		α_0	0,3805*** (0,0110)	0,4040*** (0,007)
		α_1	0,6282*** (0,0187)	0,6050*** (0,0161)
		σ_η	0,1213*** (0,0208)	0,1066*** (0,0147)
		σ_ϵ	1,6582*** (0,6619)	1,4862*** (0,1774)
0.5		γ	0,2342*** (0,0195)	0,1414*** (0,0048)
		α_0	0,3517*** (0,0263)	0,3417*** (0,0124)
		α_1	0,6676*** (0,0204)	0,6770*** (0,0189)
		σ_η	0,1223*** (0,0148)	0,1257*** (0,0049)
		σ_ϵ	1,6545*** (0,1217)	1,5838*** (0,2001)
0.8		γ	0,2830*** (0,0304)	0,1607*** (0,0246)
		α_0	0,3489*** (0,0305)	0,3804*** (0,0274)
		α_1	0,6711*** (0,0215)	0,6456*** (0,0301)
		σ_η	0,1246*** (0,0035)	0,1406*** (0,0156)
		σ_ϵ	1,6186*** (0,1850)	1,5413*** (0,0510)

Notes : *, ** et *** respectivement pour les niveaux de significativité 10%, 5% et 1%.

augmentation du stock de bois sur pied. Pour y parvenir, un mécanisme incitatif qui rémunère tout mètre cube supplémentaire de bois sur pied au delà de la $121 \text{ m}^3/\text{ha}$ est mis en place. Le Graphique 4.1 présente les résultats de nos simulations. La fonction d'utilité du propriétaire H_{it} peut se réécrire comme suit :

$$\begin{cases} H_{it}(\pi_{it}^1, A_{it}) = \pi_{it}^1 + \lambda(S_{it} - 121) + A_{it}, & \text{si } S_{it} - 121 > 0 \\ H_{it}(\pi_{it}^1, A_{it}) = \pi_{it}^1 + \lambda(S_{it} - 121) + A_{it}, & \text{sinon} \end{cases} \quad (4.19)$$

avec λ le paiement pour services environnementaux.

Selon les résultats, l'existence d'un paiement pour services environnementaux de 10 € par m^3/ha de bois supplémentaire laissé sur pied par an au delà de $121 \text{ m}^3/\text{ha}$, augmente le stock moyen de bois sur pied de $121 \text{ m}^3/\text{ha}$ à $124,4 \text{ m}^3/\text{ha}$ toutes choses étant égales par ailleurs. Cette valeur représente, pour ces propriétaires, le coût d'opportunité moyen du maintien sur pied de $3,4 \text{ m}^3$ supplémentaires, toutes choses étant égales par ailleurs. De fait, le graphique 4.1 représente la fonction d'offre de services environnementaux de ces propriétaires. En regardant le graphique, nous remarquons que ces propriétaires réagiront très peu à un euro supplémentaire (de paiement pour services environnementaux) quand le stock de bois sur pied atteint $124,4 \text{ m}^3/\text{ha}$. Le bénéfice marginal d'un paiement est presque nul à ce niveau de stock. Financièrement, il est très couteux, pour les gestionnaires du programme, d'inciter les propriétaires à aller au-delà de ce seuil. Ils ont donc intérêt à rémunérer seulement le stock de bois sur pied compris entre $121 \text{ m}^3/\text{ha}$ et $124,4 \text{ m}^3/\text{ha}$.

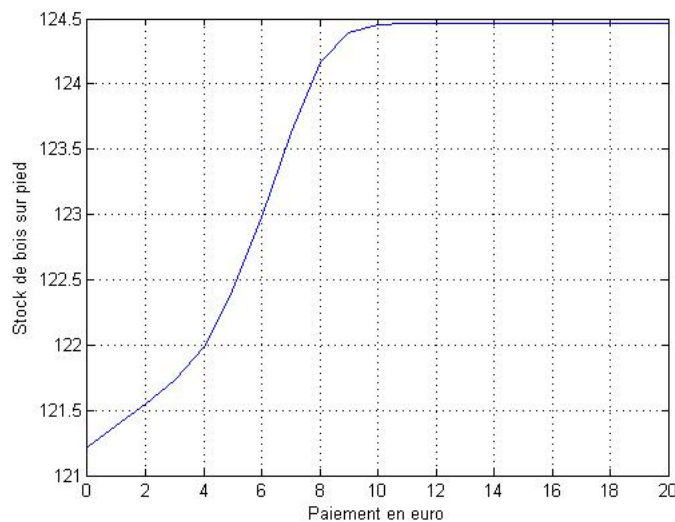


Figure 4.1: Évolution du stock de bois sur pied en fonction du paiement pour services environnementaux

4.4.2 Impact de la mise en place d'une taxe

L'objectif ici c'est de faire une analyse d'équilibre partiel. Nous étudions l'impact de la mise en place d'une taxe sur l'évolution du stock moyen de bois laissé sur pied et donc sur la quantité de bois mobilisée sur la propriété. Nous supposons maintenant que l'objectif de l'État est d'inciter ces producteurs à produire plus du bois. Pour ce faire, il décide de mettre en place une taxe sur le stock de bois d'œuvre sur pied au delà du stock moyen sur pied qu'aurait laissé un producteur industriel c'est à dire un producteur qui n'a aucune préférence pour les aménités ($\gamma = 0$). En fixant $\gamma = 0$ et si p_t , S_{it} , C_{it} et ϵ_{it} sont les mêmes que ceux de l'application empirique, le stock de bois sur pied moyen serait de $115 \text{ m}^3/\text{ha}$. La taxe va porter donc sur tout stock de bois sur pied au delà de $115 \text{ m}^3/\text{ha}$. La fonction d'utilité du propriétaire H_{it} devient :

$$\begin{cases} H_{it}(\pi_{it}^1, A_{it}) = \pi_{it}^1 - \tau (S_{it} - 115) + A_{it}, & \text{si } S_{it} - 115 > 0 \\ H_{it}(\pi_{it}^1, A_{it}) = \pi_{it}^1 - \tau (S_{it} - 115) + A_{it}, & \text{sinon} \end{cases} \quad (4.20)$$

avec τ la valeur de la taxe.

Selon les résultats de nos simulations, présentés sur le Graphique 4.2, toutes choses égales par ailleurs, la mise en place d'une taxe augmentera le volume de bois coupé et donc réduira le stock de bois moyen sur pied au cours de la période étudiée par rapport à la situation sans taxe. Par exemple, une taxe de 10 €/m^3 réduira le volume de bois sur pied de $1 \text{ m}^3/\text{ha}$ en moyenne. Pour avoir un niveau de stock moyen équivalent à celui des producteurs industriels ($115 \text{ m}^3/\text{ha}$), il faut instaurer une taxe d'environ 20 €/m^3 au delà de $115 \text{ m}^3/\text{ha}$. Une fois que le stock de bois moyen sur pied se réduit jusqu'à $112,6 \text{ m}^3/\text{ha}$, la taxe n'est plus efficace. En effet, à partir de ce niveau de stock l'augmentation du niveau taxe n'a plus d'effet sur le stock moyen de bois sur pied.

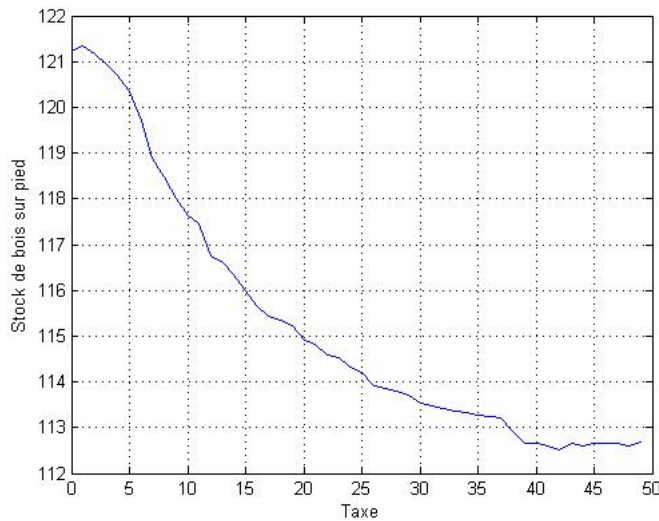


Figure 4.2: Évolution du stock de bois sur pied en fonction d'une taxe sur tout stock supérieur à $115 \text{ m}^3/\text{ha}$

4.4.3 Impact d'une hausse de prix

Supposons maintenant que la volonté de valorisation des usages du bois matériaux, manifestée par le gouvernement français lors du « Grenelle de l'Environnement », aboutisse à une augmentation de la demande de bois produits en France. Cette augmentation de la demande entraînera, toute chose étant égale par ailleurs, une augmentation du prix du bois d'œuvre par m^3 . Il est donc intéressant de voir l'impact qu'aurait cette augmentation du prix du bois en moyenne sur le comportement des propriétaires de notre échantillon. La fonction d'utilité du propriétaire H_{it} devient :

$$p_{t+1} = (\alpha_0 + v) + \alpha_1 p_t + \eta_t \quad (4.21)$$

avec v l'augmentation du prix en moyenne.

Selon nos simulations, toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation de $10 \text{ €}/\text{m}^3$ entrainera une hausse de la production de bois et donc une diminution du stock de bois moyen sur pied d'environ $10 \text{ m}^3/\text{ha}$ sur la période étudiée. Pour une augmentation du prix moyen de $20 \text{ €}/\text{m}^3$ le stock moyen s'établira à $102 \text{ m}^3/\text{ha}$ soit une baisse du stock de bois sur pied de $19 \text{ m}^3/\text{ha}$. Les résultats sont présentés sur le Graphique 4.3.

La valorisation des usages du bois matériau, si elle conduit à une hausse de la demande de bois locale, contribuera à une hausse de la production de bois chez les propriétaires NIPF.

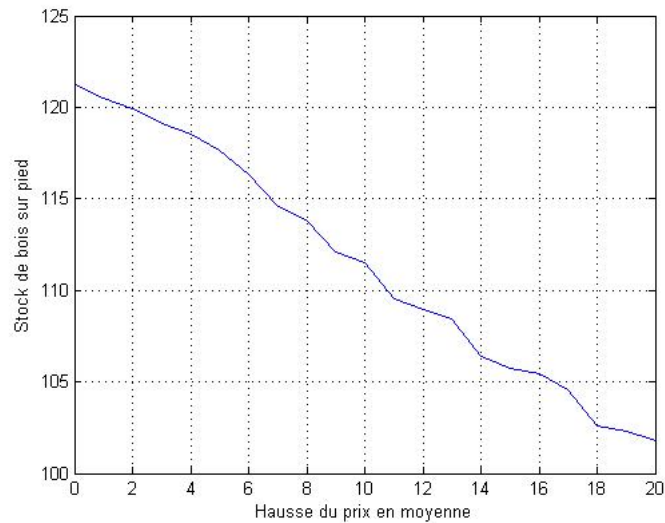


Figure 4.3: Évolution du stock de bois sur pied en fonction de l'évolution du prix du bois en moyenne

4.5 Conclusion

La production jointe de bois et d'aménités devrait avoir un impact sur les décisions des propriétaires et le niveau des aménités produites. Elle doit donc être prise en compte dans la détermination du niveau des aménités produites ou dans les programmes visant à accroître le niveau des aménités ou stock de bois sur pied (la séquestration du carbone).

Dans ce chapitre, nous avons estimé structurellement un modèle de programmation dynamique stochastique des décisions jointes de production de bois et d'aménités non-bois. Ce modèle nous a permis de réconcilier les modèles théoriques et les estimations empiriques existants en prenant en compte le caractère dynamique de la production de bois, les anticipations de prix et les aménités. En effet, les modèles de forme réduite ne tiennent pas compte du caractère dynamique de la forêt et le processus biologique sous-jacent, tandis que les estimations structurelles existantes ne prennent pas en compte la consommation des aménités par les NIPF.

Nos résultats montrent que les propriétaires de cette étude accordent une grande importance aux aménités (poids des aménités dans la fonction d'utilité) de leurs forêts même s'ils en exploitent le bois. En effet, on évalue à 23 € la valeur que ces propriétaires accordent à 1 m^3/ha de bois supplémentaire laissé sur pied par rapport au niveau de stock des propriétaires industriels afin d'avoir des aménités plus importantes.

Un des objectifs majeurs de la politique forestière française est de prélever 21 millions de m^3 supplémentaire dans les forêts françaises d'ici 2020. Nous montrons que la valorisation des usages du bois matériau, si elle abouti à une hausse du prix du bois en moyenne, contribuera à une hausse de la production de bois chez les propriétaires NIPF. En outre, la mise en place d'une taxe peut permettre d'accroître la production de bois. Par exemple, pour réduire le volume de bois sur pied sur les propriétés des propriétaires NIPF de $121 m^3/ha$ à $115 m^3/ha$, il faut une taxe de $20 \text{ €/}m^3/ha$ sur tout volume de bois sur pied au delà de $115 m^3/ha$.

Annexe : Moments et paramètres auxiliaires

Dans cette étude, nous utilisons comme moments standards, la moyenne et la variance de S_{it} et p_t et la covariance entre S_{it} et P_t . Ensuite, pour mieux identifier les paramètres du modèle structurel, nous utilisons, comme moments dans l'inférence indirecte, des paramètres de modèles auxiliaires faciles à estimer. Le premier modèle auxiliaire est l'évolution du prix :

$$p_{t+1} = \alpha_{A0} + p_t \alpha_{A1} + \eta_{pt} \quad (4.22)$$

avec :

$$\hat{\alpha}_A = \arg \min_{\alpha_A} (p_{t+1} - \alpha_{A0} - \alpha_{A1} p_t) \quad (4.23)$$

Les paramètres de cette équation (α_{A0} , α_{A1} et $\sigma_{\eta_{pt}}$) facilitent l'identification des paramètres (α_0 , α_1 et σ_η^2) du processus de prix.

Le deuxième modèle auxiliaires que nous utilisons est l'évolution du stock de bois sur pied.

$$S_{i(t+1)} = \beta_{A0} + S_{it} \beta_{A1} + \eta_{St} \quad (4.24)$$

avec :

$$\hat{\beta}_A = \arg \min_{\beta_A} (S_{i(t+1)} - \beta_{A0} - \beta_{A1} S_{it}) \quad (4.25)$$

Les paramètres de cette équation (β_{A0} , β_{A1} et $\sigma_{\eta_{St}}$) nous permettent d'identifier la variance choc de profit aléatoire σ_{ϵ^1} .

Bibliographie

- ADDA, J. et COOPER, R. W. (2003). *Dynamic economics*. MIT Press.
- ALVAREZ, L. H. et KOSKELA, E. (2006). Does risk aversion accelerate optimal forest rotation under uncertainty? *Journal of Forest Economics*, 12(3):171 – 184.
- AMACHER, G., CONWAY, C. et SULLIVAN, J. (2003). Econometric analysis of forest landowners : is there anything left to study? *Journal of Forest Economics*, 9(2): 137–164.
- ANDERSSON, M. (2012). Assessing non-industrial private forest owners' attitudes to risk : Do owner and property characteristics matter? *Journal of Forest Economics*, 18(1):3 – 13.
- BAGGER, J., FONTAINE, F., POSTEL-VINAY, F. et ROBIN, J. M. (2011). Tenure, experience, human capital and wages : A tractable equilibrium search model of wage dynamic. *miméo*.
- BECKER, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299):pp. 493–517.
- BELLMAN, R. (1957). *Dynamic Programming*. Princeton Univ. Press, Princeton.
- 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 M. KALLIO, D. D. et BINKLEY, C., éditeurs : *The global forest sector : An analytical perspective*, pages 109–136. John Wiley and Sons.
- CALVET, P., LEMOINE, B. et PEYRON., J. (1997). Taux d'actualisation et conduite sylvicole des peuplements forestiers : un exemple dans le cas du pin maritime en france. *Canadian Journal of Forest Resources*, 27:1268–1275.

- DENNIS, D. F. (1989). An economic analysis of harvest behavior : Integrating forest and ownership characteristics. *Forest Science*, 35(17).
- 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(2):176–187.
- FAUSTMANN, M. (1849). Calculation of the value which forestland and immature stands possess for forestry. *Reprinted in Journal of Forest Economics*, 1(1):7–44.
- GONG, P. (1998). Risk preferences and adaptive harvest policies for even-aged stand management. *Forest Science*, 44(4):496–506.
- GOURIÉROUX, C., MONFORT, A. et RENAULT, E. (1993). Indirect inference. *Journal of Applied Econometrics*, 8(S):S85–118.
- HARTMAN, R. (1976). The harvesting decision when a standing forest has value. *Economic Inquiry*, 14(1):52–58.
- HOLT, C. A. et LAURY, S. K. (2002). Risk aversion and incentive effects. *American Economic Review*, 92(5):1644–1655.
- JUDD, K. L. (1998). *Numerical Methods in Economics*. MIT Press.
- KUULUVAINEN, J., KARPPINEN, H. et OVASKAINEN, V. (1996). Landowner objectives and nonindustrial private timber supply. *Forest Science*, 42(3):300–309.
- KUULUVAINEN, J. et 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):1011–1029.
- LÖNNSTEDT, L. et SVENSSON., J. (2000). Non-industrial private forest owner’s risk preferences. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 15(6):651–660.
- MUNN, I. A., BARLOW, S. A., EVANS, D. L. et CLEAVES, D. (2002). Urbanization’s impact on timber harvesting in the south central united states. *Journal of Environmental Management*, 64(1):65 – 76.
- NEWKEY, W. K. et MCFADDEN, D. (1994). Large sample estimation and hypothesis testing. In ENGLE, R. F. et MCFADDEN, D., éditeurs : *Handbook of Econometrics*, volume 4 de *Handbook of Econometrics*, chapitre 36, pages 2111–2245. Elsevier.
- PAARSCH, H. J. et RUST, J. (2008). Implementing faustmann : Stochastic dynamic programming in space. *Working paper*, page 39.

- PATTANAYAK, S., MURRAY, B. et ABT, R. (2002). How joint is joint forest production? an econometric analysis of timber supply conditional on endogenous amenity values. *Forest Science*, 48(3):479–491.
- PATTANAYAK, S. K., ABT, K. L. et HOLMES, T. P. (2003). Timber and amenities on nonindustrial private forest land. In SILLS et ABT, éditeurs : *Forests in a Market Economy*, pages 243–258. Kluwer Academic Publishers : The Netherlands.
- PROVENCHER, B. (1995a). Structural estimation of the stochastic dynamic decision problems of resource users : An application to the timber harvest decision. *Journal of Environmental Economics and Management*, 29(3):321–338.
- PROVENCHER, B. (1995b). An investigation of the harvest decision of timber firms in the south-east united states. *Journal of Applied Econometrics*, 10(S):57–74.
- PROVENCHER, B. (1997). Structural versus reduced-form estimation of optimal stopping problems. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2):357–368.
- RAUNIKAR, R. et BUONGIORNO, J. (2006). Willingness to pay for forest amenities : The case of non-industrial owners in the south central united states. *Ecological Economics*, 56(1):132–143.
- REED, W. J. et CLARKE, H. R. (1990). Harvest decisions and asset valuation for biological resources exhibiting size-dependent stochastic growth. *International Economic Review*, 31(1):147–69.
- SCARPA, R., J. BUONGIORNO, J. H. et ABT, K. L. (2000). Assessing the non-timber value of forests : a revealed-preference, hedonic model. *Journal of Forest Economics*, 6(2):83–108.
- STØRDAL, S., LIEN, G. et BAARDSEN, S. (2008). Analyzing determinants of forest owners' decision-making using a sample selection framework. *Journal of Forest Economics*, 14(3):159 – 176.
- UUSIVUORI, J. et 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.

Conclusion générale

En plus des enjeux économiques (déficit commerciale de la filière bois), la production de bois implique en France et ailleurs, des enjeux climatiques et énergétiques (matière première renouvelable et écologique). C'est pourquoi la France s'est fixée pour objectif de prélever 21 millions de m^3 de bois supplémentaire d'ici 2020. La forêt est également un espace où les propriétaires forestiers profitent des aménités non-bois de leur forêt. Pour relever ces défis, il est essentiel de comprendre le comportement de production jointe de bois et d'aménités non-bois, afin de proposer des mesures de politiques économiques adéquates. C'est pourquoi dans cette thèse nous avons analysé économétriquement les déterminants de la production jointe de bois et d'aménités non-bois des propriétaires NIPF.

Les premières analyses du comportement d'offre de bois des propriétaires NIPF trouvées dans la littérature économique ont considéré que les décisions de production de bois (décision de récolte et intensité de la récolte) et la consommation d'aménités étaient indépendantes (théorème de séparation de Fisher). Cependant, comme le marché des capitaux est imparfait, à cause de l'incertitude sur les prix et les taux d'intérêts, la consommation d'aménités non-bois et la taxation des forêts, le théorème de Fisher n'est pas valide (Binkley 1981, Tahvonen et Salo 1999, Bolkesjo et al. 2002). Ainsi, afin de mieux modéliser l'offre de bois des propriétaires forestiers privés, les préférences des propriétaires NIPF pour les aménités non-bois ont été intégrées dans les analyses économiques du comportement d'offre de bois. Pour ce faire, les auteurs se sont basés sur des modèles microéconométriques fondés sur le modèle théorique du « ménage-producteur » de Becker (1965) adapté à la forêt par Binkley (1981). Ces modèles ont permis de prendre en compte les arbitrages réalisés par les propriétaires NIPF entre la foresterie (production de bois) et les autres décisions du propriétaire (consommation d'aménités non bois). Ils ont également donné lieu à plusieurs applications empiriques. Selon les résultats de ces études, le stock de bois sur pied, le prix, les aménités (Binkley 1981, Pattanayak et al. 2003), la dette (Kuuluvainen et al. 1996), l'incertitude sur les prix (Ollikainen, 1993), les objectifs des propriétaires (Kulluvainen et al. 1996), la distribution du capital forestier (Pattanayak et al. 2002) et les différentes sources de revenus (Stordal et al. 2008) sont les principaux déterminants de l'offre de bois des propriétaires NIPF.

Dans le chapitre 2, nous analysons l'offre de bois des propriétaires forestiers privés en prenant en compte les interactions sociales (effets endogènes, contextuels et corrélés) du milieu forestier. Ces effets sociaux n'ont pas encore fait l'objet d'analyse en économie forestière alors qu'ils peuvent influencer significativement le comportement de production de bois des propriétaires NIPF. En effet, ces effets rendent compte des facteurs qui amènent un propriétaire à changer ses décisions de production en

fonction du comportement constaté chez ses pairs ou en fonction des caractéristiques exogènes de son environnement (ici la Région). Pour identifier ces effets, nous estimons simultanément la décision de récolte et l'intensité de la récolte à l'aide d'un modèle multi-niveaux avec biais de sélection en corrigeant l'endogénéité de la demande de bois locale. Les effets contextuels et corrélés sont identifiés grâce à la nature hiérarchique des données (individuelles et régionales). Les résultats montrent notamment que des propriétaires forestiers ayant les mêmes caractéristiques peuvent avoir des comportements différents en fonction du dynamisme de la filière bois et de l'environnement forestier. Ces résultats ont des implications importantes en termes de politique forestière. Par exemple, une hausse de la demande de bois (effet endogène) pour une partie des propriétaires, va entraîner une hausse de leur récolte de bois, qui va avoir à son tour un effet indirect positif sur la récolte des autres propriétaires de la même région. L'augmentation de la production régionale qui en résultera va entraîner une nouvelle augmentation de la production de bois des propriétaires de la région. Une telle politique aura donc un effet multiplicateur. Une amélioration des caractéristiques exogènes de région (effets contextuels), quant à elle, est perçue par les propriétaires comme un changement de leur capacité de production. Il en résultera une simple hausse de la production conformément au signal perçu. Les politiques forestières, selon les objectifs visés et les caractéristiques des régions, peuvent avoir recours à ces deux effets. Les effets corrélés s'expliquent par des facteurs inobservés propres au groupe. Ils peuvent résulter de facteurs contextuels non observables. Il est donc difficile de mener une politique forestière en se basant uniquement sur les effets corrélés. Nous mettons également en évidence un arbitrage entre la production marchande de bois et les aménités non-bois de la forêt. En effet, les variables qui reflètent les préférences des propriétaires pour les aménités non-bois (nombre de jours de présence en forêt, âge, avoir hérité sa propriété) ont un impact très significatif sur les décisions de production. Les décideurs publics doivent donc tenir compte des préférences des propriétaires NIPF pour les aménités non-bois dans l'élaboration des politiques forestières.

Les modèles multi-niveaux traitent les différentes régions comme des unités indépendantes et complètement déconnectées les unes des autres. De plus, ces modèles ne tiennent pas compte de la proximité entre les propriétaires NIPF dans l'analyse des interactions spatiales. Néanmoins, l'importance des effets de mimétisme et d'entraînement social entre les propriétaires NIPF, qui sont à l'origine des effets sociaux identifiés dans le chapitre 2, dépend de la proximité entre propriétaires. En effet, plus l'éloignement entre deux propriétaires de la même région est important, moins leurs comportements dépendront l'un de l'autre. De fait, les modèles multi-

niveaux ne permettent pas d'analyser les interactions spatiales entre propriétaires voisins par exemple. Dans le chapitre 3 nous analysons ces interactions à l'aide d'un modèle d'économétrie spatiale à variable endogène décalée avec biais de sélection. Cette analyse nous a permis de mettre en évidence une interdépendance des décisions de production de bois (décision de récolte et intensité de la récolte) entre propriétaires NIPF voisins. En d'autres termes, nous montrons que la mise en place d'une politique qui entraîne par exemple, une augmentation de la propension à couper (ou de l'intensité de la récolte) d'un propriétaire, va entraîner une augmentation de la propension à couper (ou de l'intensité de la coupe) des propriétaires voisins. L'amplitude de l'effet de la politique sur les propriétaires voisins diminue avec la distance au propriétaire influencé à l'origine. Nous montrons également que, dans les régions où la filière bois est dynamique (Aquitaine, Lorraine et Franche Comté), les propriétaires NIPF ont tendance à récolter plus souvent et plus intensivement que les propriétaires des autres régions. Les résultats de cette étude confirment ceux du chapitre 2, et suggèrent, que pour mobiliser plus de bois auprès de ces propriétaires, des politiques forestières différenciées selon les caractéristiques des régions et la nature de l'impact de la politique (multiplicatif ou pas).

Les modèles estimés dans les chapitres 2 et 3 ne prennent pas explicitement en compte les aspects biologiques de la forêt (fonction de croissance du stock de bois), les anticipations de prix et la dynamique des décisions de production de bois. De fait, ces modèles sont considérés par Provencher (1997) comme des modèles de forme réduite. Ces modèles bien qu'utiles à la compréhension des déterminants de l'offre de bois des propriétaires NIPF, ne peuvent pas servir à évaluer les effets de politiques structurelles. En outre, dans les modèles de forme réduite, il est facile de faire des erreurs de spécification et d'interprétation des résultats. C'est pourquoi, dans le chapitre 4, nous estimons un modèle structurel de production jointe de bois et d'aménités non-bois. Pour ce faire, nous supposons que le propriétaire tire son utilité du revenu de la vente de bois et de la consommation d'aménités non-bois de sa propriété. Par rapport aux propriétaires industriels, les propriétaires NIPF coupent, toutes choses égales par ailleurs, une quantité moins importante de bois afin d'avoir un stock de bois sur pied plus important afin de bénéficier des aménités non-bois supplémentaires produites. Nous considérons le coût d'opportunité lié à ce choix comme la valeur monétaire que le propriétaire accorde aux aménités non-bois. Ceci nous permet d'estimer la valeur des aménités non-bois pour les propriétaires contrairement aux études existantes (Provencher 1995a, Provencher 1995b et Rust et Paarsch 2008). De plus, contrairement aux études empiriques passées qui supposaient une coupe rase ou finale, nous considérons que le propriétaire peut effectuer une

coupe partielle. Nos résultats montrent que les propriétaires de cette étude accordent une grande importance aux aménités (poids des aménités dans la fonction d'utilité) de leurs forêts même s'ils en exploitent le bois. En effet, on évalue à 23 € la valeur que ces propriétaires accordent à 1 m³ de bois supplémentaire laissé sur pied par rapport au niveau de stock des propriétaires industriels afin d'avoir des aménités plus importantes. Nous montrons également que la valorisation des usages du bois matériau, si elle aboutit à une hausse du prix du bois en moyenne, contribuera à une hausse de la production de bois chez les propriétaires NIPF. En outre, la mise en place d'une taxe peut permettre d'accroître la production de bois. Par exemple, pour réduire le volume de bois sur pied sur les propriétés des propriétaires NIPF de 121 m³/ha à 115 m³/ha, il faut une taxe de 20 €/m³/ha sur tout volume de bois sur pied au delà de 115 m³/ha.

Les travaux présentés dans cette thèse peuvent néanmoins être approfondis en suivant quatre axes. Premièrement, dans les chapitres 2 et 3, nous analysons le comportement des propriétaires forestiers privés à l'aide de données en coupe transversale. Même si les méthodes économétriques que nous avons utilisées sont robustes, avec des données sur plusieurs périodes nous pourrions mieux identifier les effets étudiés et analyser l'évolution des comportements dans le temps à l'aide de modèles économétriques dynamiques. Pour ce faire, il est important de disposer de données récentes (les données utilisées dans les chapitres 2 et 3 datent de 1999), fiables, détaillées (comprenant : le revenu de la vente de bois, le prix du bois, le revenu non-forestier, le coefficient d'aversion au risque) sur plusieurs périodes. De telles données permettront d'affiner nos résultats en prenant mieux en compte l'arbitrage entre revenu bois et revenus non-bois.

Deuxièmement, en présence de risque (tempête, incendie et prix) le comportement du propriétaire varie en fonction de son degré d'aversion au risque. Paradoxalement, il n'existe aucune estimation empirique du coefficient d'aversion au risque des propriétaires forestiers privés en France. Une extension de ce travail de thèse consisterait à estimer le coefficient d'aversion au risque des propriétaires forestiers privés. Ceci nous permettra de faire des profils de propriétaires forestiers en fonction de leur degré d'aversion au risque et à étudier les déterminants de la production jointe de bois et d'aménités non bois pour chaque profil. En outre, nous pouvons étudier la production jointe de bois et d'aménités en utilisant le coefficient d'aversion au risque comme un facteur explicatif. Dans ce cas, il faudra prendre en compte l'endogénéité du coefficient d'aversion au risque. En effet, le degré d'aversion au risque dépend de la part du revenu du propriétaire et de ses préférences.

La troisième direction consisterait à s'intéresser aux déterminants de l'offre de bois des très petits propriétaires forestiers privés (autour d'un hectare ou moins de forêt). Ils sont environ 2,4 millions de propriétaires et au regard de la taille de leur propriété, ils ne devraient pas avoir les mêmes objectifs de gestion forestière que les propriétaires étudiés dans cette thèse. En effet, ces propriétés sont économiquement non-rentables, d'où la difficulté d'y mobiliser du bois. Une telle étude permettra d'analyser le comportement de ces propriétaires, les possibilités de regroupement et les politiques incitatives (subvention, regroupement et coopération) à mettre en place.

Le quatrième axe d'approfondissement se situe au niveau du modèle structurel. En effet, les résultats de ce modèle peuvent être améliorés en estimant l'ensemble des paramètres à l'intérieur du modèle structurel d'une part, et d'autre part en prenant en compte les autres essences présentes sur la propriété. Ceci permettra d'avoir des résultats plus robustes et de mieux prendre en compte les mécanismes qui sous-tendent les décisions des NIPF : les arbitrages entre bois et aménités, entre essences et les anticipations (prix et croissance). Pour ce faire, il est également indispensable de disposer d'une base de données plus riche (stock de bois par essence, accroissement, substitution entre essences, mortalité et prix et volume de vente par essence).

Bibliographie

- BECKER, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299):pp. 493–517.
- BINKLEY, C. (1981). *Timber supply from nonindustrial forests : a microeconomic analysis of landowner behavior*. Yale University Press, New Haven, CT.
- BOLKESJO, T. F. et BAARDSEN, S. (2002). Roundwood supply in norway : micro-level analysis of self-employed forest owners. *Forest Policy and Economics*, 4(1): 55–64.
- KUULUVAINEN, J., KARPPINEN, H. et OVASKAINEN, V. (1996). Landowner objectives and nonindustrial private timber supply. *Forest Science*, 42(3):300–309.
- PAARSCH, H. J. et RUST, J. (2008). Implementing faustmann : Stochastic dynamic programming in space. *Working paper*, page 39.
- PATTANAYAK, S., MURRAY, B. et ABT, R. (2002). How joint is joint forest production ? an econometric analysis of timber supply conditional on endogenous amenity values. *Forest Science*, 48(3):479–491.
- PATTANAYAK, S. K., ABT, K. L. et HOLMES, T. P. (2003). Timber and amenities on nonindustrial private forest land. In SILLS et ABT, éditeurs : *Forests in a Market Economy*, pages 243–258. Kluwer Academic Publishers : The Netherlands.
- PROVENCHER, B. (1995a). Structural estimation of the stochastic dynamic decision problems of resource users : An application to the timber harvest decision. *Journal of Environmental Economics and Management*, 29(3):321–338.
- PROVENCHER, B. (1995b). An investigation of the harvest decision of timber firms in the south-east united states. *Journal of Applied Econometrics*, 10(S):57–74.
- PROVENCHER, B. (1997). Structural versus reduced-form estimation of optimal stopping problems. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2):357–368.

STØRDAL, S., LIEN, G. et BAARDBSEN, S. (2008). Analyzing determinants of forest owners' decision-making using a sample selection framework. *Journal of Forest Economics*, 14(3):159 – 176.

TAHVONEN, O. et SALO, S. (1999). Optimal forest rotation within situpreferences. *Journal of Environmental Economics and Management*, 37(1):106 – 128.

Bibliographie générale

Bibliographie

- ADDA, J. et COOPER, R. W. (2003). *Dynamic economics*. MIT Press.
- AGRESTE (2002). Structure de la propriété forestière privée en 1999. *Agreste Chiffre et Données Agriculture*, (144):94 pages.
- ALVAREZ, L. H. et KOSKELA, E. (2006). Does risk aversion accelerate optimal forest rotation under uncertainty? *Journal of Forest Economics*, 12(3):171 – 184.
- AMACHER, G., CONWAY, C. et SULLIVAN, J. (2003). Econometric analysis of forest landowners : is there anything left to study? *Journal of Forest Economics*, 9(2): 137–164.
- AMACHER, G. S., KOSKELA, E. et OLLIKAINEN, M. (2002). Forest rotations and stand interdependency : Ownership structure and timing of decisions. CESifo Working Paper Series 673, CESifo Group Munich.
- AMEMIYA, T. (1984). Tobit models : A survey. *Journal of Econometrics*, 24(1-2):3–61.
- ANDERSSON, M. (1996). Modeling ecological constraints on tropical forest management : Spatial interdependence, irreversibility and uncertainty. *Journal of Environmental Economics and Management*, 30:73 – 94.
- ANDERSSON, M. (2012). Assessing non-industrial private forest owners' attitudes to risk : Do owner and property characteristics matter? *Journal of Forest Economics*, 18(1):3 – 13.
- ANSELIN, L. (1988). *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Studies in Operational Regional Science. Springer.
- ANSELIN, L. (2001). A companion to theoretical econometrics. In BLACKWELL, O. B., éditeur : *Ch. Spatial Econometrics*, pages 310–330.

- ANSELIN, L., SYABRI, I. et KHO, Y. (2006). Geoda : An introduction to spatial data analysis. *Geographical Analysis*, 38(1):5 – 22.
- ASLAM, A. et CORRADO, L. (2011). The geography of well-being. *Journal of Economic Geography*, pages 1–23.
- BAGGER, J., FONTAINE, F., POSTEL-VINAY, F. et ROBIN, J. M. (2011). Tenure, experience, human capital and wages : A tractable equilibrium search model of wage dynamic. *miméo*.
- BECKER, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299):pp. 493–517.
- BELLMAN, R. (1957). *Dynamic Programming*. Princeton Univ. Press, Princeton.
- BERCK, P. (1979). The economics of timber : a renouvelable resource in the long run. *Bell J. Econom*, 10:447–462.
- BEVERS, M., HOF, J., KENT, B. et RAPHAEL, M. (1995). Sustainable forest management for optimizing multispecies wildlife habitat : A coastal douglas-fir example. *Natural Resource Modelling*, 1:1–24.
- 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 M. KALLIO, D. D. et BINKLEY, C., éditeurs : *The global forest sector : An analytical perspective*, pages 109–136. John Wiley and Sons.
- BOLKESJO, T. F. et BAARDSEN, S. (2002). Roundwood supply in norway : micro-level analysis of self-employed forest owners. *Forest Policy and Economics*, 4(1): 55–64.
- BOWES, M. D. et KRUTILLA, J. V. (1985). Multiple use management of public forestlands. In KNEESE†, A. V. et SWEENEY, J. L., éditeurs : *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, volume 2 de *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, chapitre 12, pages 531–569. Elsevier.
- BRAZEE, R. J. et MENDELSON, R. (1988). Timber harvesting with fluctuating stumpage prices. *Forest Science*, 34(2):359–372.
- CALVET, P., LEMOINE, B. et PEYRON., J. (1997). Taux d’actualisation et conduite sylvicole des peuplements forestiers : un exemple dans le cas du pin maritime en france. *Canadian Journal of Forest Resources*, 27:1268–1275.

- CHAIX, B., BOELLE, P. Y., GUILBERT, P. et CHAUVIN, P. (2005). Area-level determinants of specialty care utilization in france : a multilevel analysis. *Public Health*, 119(2):97–104.
- CONLEY, T. G. et UDRY, C. R. (2001). Social learning through networks : The adoption of new agricultural technologies in ghana. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(3):668–673.
- CONWAY, C. (1998). Effects of shifting populations and preferences on nonindustrial landowner behavior. Rapport technique, M. S.Thesis Virginia Tech Department of Forestry, Blacksburg VA.USA.
- CONWAY, C., AMACHER, G. S., SULLIVAN, J. et WEAR, D. (2003). Decisions nonindustrial forest landowners make : an empirical examination. *Journal of Forest Economics*, 9(3):181–203.
- DENNIS, D. F. (1989). An economic analysis of harvest behavior : Integrating forest and ownership characteristics. *Forest Science*, 35(17).
- 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(2):176–187.
- FAUSTMANN, M. (1849). Calculation of the value which forestland and immature stands possess for forestry. *Reprinted in Journal of Forest Economics*, 1(1):7–44.
- FAVADA, I. M., KUULUVAINEN, J. et UUSIVUORI, J. (2007). Optimal timber stock in finnish nonindustrial private forests. *Forest Policy and Economics*, 9(5):527–535.
- FLORES-LAGUNES, A. et KURT, E. S. (2004). Estimation of sample selection models with spatial dependence. *Mimeo, University of Florida*.
- GONG, P. (1998). Risk preferences and adaptive harvest policies for even-aged stand management. *Forest Science*, 44(4):496–506.
- GOURIÉROUX, C., MONFORT, A. et RENAULT, E. (1993). Indirect inference. *Journal of Applied Econometrics*, 8(S):S85–118.
- HAIGHT, R. et TRAVIS, L. (1997). Wildlife conservation planning using stochastic optimization and importance sampling. *Forest Science*, 43:129–139.
- HAIGHT, R. G. et HOLMES, T. P. (1991). Stochastic price models and optimal tree cutting : Results for loblolly pine. *Natural Resource Modeling*, 5(4):423–443.

- HARTMAN, R. (1976). The harvesting decision when a standing forest has value. *Economic Inquiry*, 14(1):52–58.
- HECKMAN, J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependant variables and a simple estimator for such models. *The Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4):475–492.
- HECKMAN, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1):153–161.
- HOLT, C. A. et LAURY, S. K. (2002). Risk aversion and incentive effects. *American Economic Review*, 92(5):1644–1655.
- HYBERG, B. et HOLTHAUSEN, D. (1989). The behavior of nonindustrial private forest owners. *Canad. J. Forest Ressour*, 15:1014–1023.
- IGN (2012). *La forêt en chiffres et en Cartes*. IGN.
- JUDD, K. L. (1998). *Numerical Methods in Economics*. MIT Press.
- KELEJIAN, H. H. et PRUCHA, I. R. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17:99–121.
- KELEJIAN, H. H. et PRUCHA, I. R. (2001). On the asymptotic distribution of the moran i test statistic with applications. *Journal of Econometrics*, 104(2):219–257.
- KIM, W. C., PHIPPS, T. T. et ANSELIN, L. (2003). Measuring the benefits of air quality improvement : a spatial hedonic approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45(1):24–39.
- KOSKELA, E. et OLLIKAINEN, M. (2001). Optimal private and public harvesting under spatial and temporal interdependence. *Forest Science*, 47:484–496.
- KUULUVAINEN, J., KARPPINEN, H. et OVASKAINEN, V. (1996). Landowner objectives and nonindustrial private timber supply. *Forest Science*, 42(3):300–309.
- KUULUVAINEN, J. et 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):1011–1029.
- LE GALLO, J. (2002). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Economie et prévision*, 4(155):139–157.

- LEBOURGEOIS, F. et PIEDALLU, C. (2005). Comment appréhender le niveau de sécheresse dans le cadre des études stationnelles et de la gestion forestière ? notion d'indices bioclimatiques, méthode d'estimation de l'évapotranspiration potentielle. *Revue forestière Française*, 4:331–356.
- LEE, L. (2001b). Gmm and 2sls estimation of mixed regressive, spatial autoregressive models. Working papers, Ohio State University.
- LESAGE, J. et PACE, R. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Statistics, Textbooks and Monographs. Taylor & Francis.
- LÖNNSTEDT, L. et SVENSSON., J. (2000). Non-industrial private forest owner's risk preferences. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 15(6):651–660.
- LUCAS, R. J. (1976). Econometric policy evaluation : A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1):19–46.
- MANSKI, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects : The reflection problem. *Review of Economic Studies*, 60(3):531–42.
- MAX, W. et LEHMAN, D. E. (1988). A behavioral model of timber supply. *Journal of Environmental Economics and Management*, 15(1):71–86.
- MCFADDEN, D. (1973). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In ZAREMBKA, P., éditeur : *In Frontiers in Econometrics*, pages 105–142. Academic Press : New York.
- MONTGOMERY, C. (1995). Economic analysis of the spatial dimensions of species preservation :the distribution of northern spotted owl habitat. *Forest Science*, 41:67–83.
- MUNDLAK, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, 46(1):69–85.
- MUNN, I. A., BARLOW, S. A., EVANS, D. L. et CLEAVES, D. (2002). Urbanization's impact on timber harvesting in the south central united states. *Journal of Environmental Management*, 64(1):65 – 76.
- NEWHEY, W. K. et MCFADDEN, D. (1994). Large sample estimation and hypothesis testing. In ENGLE, R. F. et MCFADDEN, D., éditeurs : *Handbook of Econometrics*, volume 4 de *Handbook of Econometrics*, chapitre 36, pages 2111–2245. Elsevier.

- NEWMAN, D. H. et WEAR, D. N. (1993). Production economics of private forestry : A comparison of industrial and nonindustrial forest owners. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(3):pp. 674–684.
- OHLIN, B. (1921). Till fragan om skogarnas omloppstid. *Ekonomisk Tidskrift*, 22:89–113.
- PAARSCH, H. J. et RUST, J. (2008). Implementing faustmann : Stochastic dynamic programming in space. *Working paper*, page 39.
- PATTANAYAK, S., MURRAY, B. et ABT, R. (2002). How joint is joint forest production? an econometric analysis of timber supply conditional on endogenous amenity values. *Forest Science*, 48(3):479–491.
- PATTANAYAK, S. K., ABT, K. L. et HOLMES, T. P. (2003). Timber and amenities on nonindustrial private forest land. In SILLS et ABT, éditeurs : *Forests in a Market Economy*, pages 243–258. Kluwer Academic Publishers : The Netherlands.
- PRESSLER, M. (1860). Aus der holzzuwachlehre (zweiter artikel). *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, 36:91–173.
- PROVENCHER, B. (1995a). Structural estimation of the stochastic dynamic decision problems of resource users : An application to the timber harvest decision. *Journal of Environmental Economics and Management*, 29(3):321–338.
- PROVENCHER, B. (1995b). An investigation of the harvest decision of timber firms in the south-east united states. *Journal of Applied Econometrics*, 10(S):57–74.
- PROVENCHER, B. (1997). Structural versus reduced-form estimation of optimal stopping problems. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2):357–368.
- RABE-HESKETH, S., PICKLES, A. et SKRONDAL, A. (2001a). Gllamm : A general class of multilevel models and a stata program. *Multilevel Modelling Newsletter*, 13(1):17–23.
- RABE-HESKETH, S. et SKRONDAL, A. (2008). Review of multilevel and longitudinal modeling using stata, second edition. *Stata Journal*, 8(4):579–582.
- RAUNIKAR, R. et BUONGIORNO, J. (2006). Willingness to pay for forest amenities : The case of non-industrial owners in the south central united states. *Ecological Economics*, 56(1):132–143.

- REED, W. J. et CLARKE, H. R. (1990). Harvest decisions and asset valuation for biological resources exhibiting size-dependent stochastic growth. *International Economic Review*, 31(1):147–69.
- ROUTLEDGE, R. (1980). The effect of potential catastrophic mortality and other unpredictable events on forest rotation policy. *Forest Science*, 28(3):389–399.
- RUSEVA, T. B. (2011). *Exploring the Relationship Between Social Interactions and Private Forest Management Decisions in South-Central Indiana*. Proquest, Umi Dissertation Publishing.
- SAMUELSON, P. A. (1976). Economics of forestry in an evolving society. *Economic Inquiry*, 14(4):466–92.
- SCARPA, R., J. BUONGIORNO, J. H. et ABT, K. L. (2000). Assessing the non-timber value of forests : a revealed-preference, hedonic model. *Journal of Forest Economics*, 6(2):83–108.
- SNIJDERS, T. et BOSKER, R. J. (1994). Modeled Variance in Two-Level Models. *Sociological Methods and Research*, 22(3):342–363.
- SNIJDERS, T. et BOSKER, R. J. (1999). *Multilevel Analysis : An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. Sage Publications, Thousand Oaks, CA.
- SNIJDERS, T. A. B. et BERKHOF, J. (2008). Diagnostic checks for multilevel models. In J. de LEEUW, E. M., éditeur : *Handbook of Multilevel Analysis*, page 141–175. New York : Springer.
- STØRDAL, S., LIEN, G. et BAARDSSEN, S. (2008). Analyzing determinants of forest owners' decision-making using a sample selection framework. *Journal of Forest Economics*, 14(3):159 – 176.
- SWALLOW, S., TALUKDAR, P. et WEAR, D. (1997). Spatial and temporal specialization in forest ecosystem management under sole ownership. *American Journal of Agricultural Economics*, 79:311–326.
- SWALLOW, S. et WEAR, D. (1993). Spatial interactions in multiple-use forestry and substitution and wealth effects for the single stand. *Journal of Environmental Economics and Management*, 25:103–120.
- TAHVONEN, O. et SALO, S. (1999). Optimal forest rotation within situpreferences. *Journal of Environmental Economics and Management*, 37(1):106 – 128.

- UUSIVUORI, J. et 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.
- WEAR, D. et PARKS, P. (1994). The economics of timber supply : An analytical synthesis of modeling approaches. *Natural Resource Modeling*, 8(3):199–223.
- WEAR, D. N. et BOLSTAD, P. (1998). Land-use changes in southern appalachian landscapes : Spatial analysis and forecast evaluation. *Ecosystems*, 1(6):575–594.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 1 édition.

Résumé

La production de bois intègre notamment des enjeux économiques, climatiques et énergétiques. En France, selon les données de l'Institut National de l'Information Géographique et Forestière, l'accroissement biologique de la forêt est largement supérieur aux prélèvements de bois. C'est pourquoi l'État français a fixé l'objectif de prélever 21 millions de m^3 supplémentaires de bois d'ici 2020 (Grenelle de l'environnement, 2007). Cependant, la forêt française appartient majoritairement à des propriétaires forestiers privés qui ont des préférences à la fois pour le revenu issu de la vente de bois et pour les aménités non-bois. Les politiques visant à accroître la production de bois doivent donc intégrer ces aspects. L'objectif de ce travail de thèse est de comprendre les déterminants de la production jointe de bois et d'aménités non-bois en France.

Pour ce faire, nous nous sommes d'abord intéressés aux déterminants individuels et régionaux de l'offre de bois. Nous montrons que le comportement d'offre de bois d'un propriétaire peut varier en fonction du comportement de production de bois constaté chez ses pairs (effets sociaux). Ensuite, nous mettons en évidence un comportement de mimétisme dans les décisions de production jointe de bois et d'aménités des propriétaires forestiers privés. Enfin, nous analysons les arbitrages inter-temporels réalisés par les propriétaires entre aménités non-bois et revenu de la vente de bois en prenant en compte explicitement les anticipations de prix et de croissance. Nous évaluons à 23 € par an la valeur que les propriétaires de notre échantillon accordent à $1m^3/ha$ de bois supplémentaire laissé sur pied par rapport au niveau de stock des propriétaires industriels afin d'avoir des aménités plus importantes.

Un des enjeux de ce travail est d'offrir des pistes pour mobiliser la ressource forestière ne faisant pas l'objet d'une offre, faute d'implication des propriétaires privés, soit par manque de connaissance ou d'intérêt pour leur forêt, soit parce que d'autres aspects sont privilégiés (services d'aménités non-bois par exemple). Dans cette thèse, nous montrons que les effets de mimétisme et d'entraînement social (effets sociaux) peuvent être utilisés pour amener les propriétaires forestiers à produire plus de bois. Nous montrons également, qu'une hausse du prix du bois ou la mise en place d'une taxe peut favoriser la prise de la décision de coupe de bois et augmenter l'intensité de la récolte.

Mots clés : Forêt, interactions spatiales et sociales, biais de sélection, Programmation dynamique stochastique, économétrie spatiale, inférence indirecte.

Abstract

Timber production is related to economic, climate and energy issues. In France, according to data from the National Institute of Geoinformation and Forestry, the biological growth rate of the forest is greater than the timber harvest rate. Thus, the French government has set a target of harvesting an additional quantity of 21 million cubic meter of timber by 2020 ("Grenelle de l'environnement, 2007"). However, the French forest is majority owned by private forest owners who have preferences for both income from timber trade and from non-timber amenities. The policies to increase timber production must include these aspects. The objective of this thesis is to understand the determinants of joint production of timber and non-timber amenities in France.

Therefore, we first analyze private forest owners' timber supply, taking into account individual and regional determinants. Afterwards, we investigate whether the drivers of forest owners behavior differ within and between these different levels. We show that similar timber supply behavior can be observed when regional characteristics or those of peers are similar. Then, we highlight a mimicry behavior in joint production decisions of timber and amenities made by private forest owners. Finally, we analyze inter-temporal trade-offs made by the owners from non-timber amenities and income from the sale of wood. We explicitly take into account the price expectations and growth. Our estimations show that the willingness to pay for non-timber amenities is €23 for our case study. This value is the difference between the value they could have earned if they tried to maximize timber revenue and the revenue of their actual logging.

Mainly because of a lack of involvement of private owners, either through a lack of knowledge or interest in their forest, or because other aspects are privileged (non-timber amenities, e.g.), a part of forest resource is not subject to a commercial offer. Providing ways to mobilize this resource is one of the challenges of this work. We show that the mimetic effects and the contextual effects can be used to encourage forest owners to produce more timber. An effective policy could be a combination of these two effects. We also show that an increase in the price of timber or the adoption of a tax may be an incentive for timber harvesting.

Key words : Forest, spatial and social interactions, selection bias, stochastic dynamic programming, spatial econometrics, indirect inference.

