

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

Éric N. Kéré<sup>\* † ‡</sup> et Jérôme Foncel<sup>§</sup>

2 décembre 2012

**6<sup>ème</sup> Journées de recherches en sciences sociales**

**INRA - SFER - CIRAD**

---

<sup>\*</sup>INRA, UMR 356 Economie Forestière, 54000 Nancy, France. AgroParisTech, Engref, Laboratoire d'Economie Forestière, 54000 Nancy, France.

<sup>†</sup>BETA, UMR 7522 CNRS/Univ. de Strasbourg/Univ. de Lorraine

<sup>‡</sup>Corresponding author: Email : kereneric@yahoo.fr, Phone: +33 (0)3 83 39 68 68. Fax: +33 (0)3 83 37 06 45.

<sup>§</sup>Université Lille 3 Charles-de-Gaulle, Email : jerome.foncel@univ-lille3.fr

## Résumé

Dans cet article, nous estimons structurellement un modèle de programmation dynamique stochastique de production jointe de bois et d'aménités par les propriétaires forestiers non-industriels. Nous supposons que le propriétaire tire son utilité du revenu de la vente de bois et des aménités non-bois de sa propriété. Ceci nous permet d'estimer structurellement le paramètre de préférence du propriétaire pour les aménités. 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  $1m^3$  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  $121m^3/ha$  à  $115m^3/ha$ , il faut une taxe de  $20€/m^3/ha$  sur tout volume de bois sur pied au delà de  $115m^3/ha$ .

*Mots clés* : Économie Forestière, Inférence indirecte, Aménités, Programmation dynamique stochastique

*codes JEL* : C61, C63, C81, Q23

# 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 (récréation, préservation de la biodiversité, séquestration du carbone, amélioration de la qualité de l'eau, etc.). Or, ces aménités sont des biens publics qui ne sont actuellement pas valorisés sur le marché. Leur valeur 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?).<sup>1</sup> La gestion optimale de la production des services d'aménités par les propriétaires NIPF nécessite donc une meilleure connaissance de la production jointe de bois et d'aménités c'est-à-dire, l'arbitrage qu'ils réalisent entre les aménités et la production de bois.

? 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 ? et le modèle « ménage producteur » de ?. Dans ce modèle, ? suppose que la fonction d'utilité des propriétaires NIPF dépend de leurs revenus (forestier et non-forestier) et de leurs consommations d'aménités non-bois. Ce cadre théorique s'applique bien aux propriétaires NIPF car il prend en compte leurs arbitrages entre le bois et les aménités et le processus biologique de la forêt.

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??, Stordal 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

---

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

activités récréatives et les autres caractéristiques socio-démographiques) des propriétaires NIPF. Si ces caractéristiques ont un impact significatif sur leurs décisions alors ils ont des préférences pour les aménités de leurs forêts. 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 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). Donc, en occultant la nature dynamique de la forêt, il peut apparaître des erreurs de spécification<sup>2</sup> du modèle, des problèmes liés à l'interprétation ou à l'analyse des résultats des estimations. De plus, comme le précise Provencher (1997)<sup>?</sup>, 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 modèles 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 empiriques existants (Provencher, 1995a et 1995b<sup>??</sup> et Rust, 2008<sup>?</sup>) sont dérivés du modèle théorique de <sup>?</sup> 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 cet article est de combler les lacunes entre théorie et estimations empiriques des décisions jointes de production de bois et d'aménités en combinant les forces des modèles de forme réduite et des modèles structurels. Pour ce faire, nous estimons structurellement un modèle de programmation dynamique stochastique d'offre de bois qui prend en compte les aménités non-bois des propriétaires NIPF. Nous supposons que le propriétaire tire son utilité du revenu de la vente de bois et des aménités non-bois de

---

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.

sa propriété. Par rapport aux propriétaires industriels, les propriétaires NIPF coupent 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 égale au coût d’opportunité lié à cette décision. Ainsi défini, nous pouvons estimer structurellement le paramètre de préférence des propriétaires NIPF pour les aménités. De plus, contrairement aux études empiriques précédentes, qui supposaient une coupe rase ou finale, nous considérons que le propriétaire peut effectuer une coupe partielle.

Cet article est organisé comme suit. Dans la section 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 3 expose l’application empirique aux propriétaires forestiers du réseau de l’Association de Futaie Irrégulière (AFI). Nous exposons dans la section 4 des simulations de politiques économiques. Nous concluons l’article avec la section 5.

## **2 Un modèle dynamique de production jointe de bois et d’aménités**

### **2.1 Spécification du modèle**

#### **2.1.1 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. Il sera donc composé d’arbres jeunes (bois de feu), d’arbres adultes (bois d’industries) et d’arbres mûrs (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  $\pi_{it}$  et une autre de la consommation d’aménités  $A_{it}$ . 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 :

$$S_{it+1} = f(S_{it} - q_{it}) \quad (1)$$

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.

$$p_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \eta_t \quad (2)$$

avec  $\alpha_0$  et  $\alpha_1$  les coefficients de l'équation de prix et  $\eta_t$  une variable aléatoire identiquement et indépendamment distribuée de moyenne nulle et de variance  $\sigma_\eta^2$ .  $\eta_t$  capture l'incertitude et l'hétérogénéité inobservée (les facteurs inobservés qui affectent le prix) sur les prix.

La dernière variable d'état ( $\epsilon_{it}$ ) 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  $P_t$  (due 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  $\sigma_\epsilon^2$ . 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  $CF$  (frais de gestion) et d'un coût variable  $CV(q_{it})$  croissant avec l'intensité de la coupe.

$$C_{it} = CF + CV(q_{it}) \quad (3)$$

### 2.1.2 Maximisation profit

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

$$\pi_{it}(S_{it}, p_t, \epsilon_{it}) = p_t q_{it} - C_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

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

$$U(\pi_{it}) = \frac{\pi_{it}(S_{it}, p_t, \epsilon_{it})^{1-c}}{1-c} \quad (5)$$

avec  $c$  le coefficient d'aversion relatif au risque.

Sans marché d'aménités non-bois, et en supposons que les propriétaires n'ont aucunes préférences pour les aménités non-bois de leurs forêts, ils maximiseront uniquement le profit inter-temporel de leurs exploitations forestières. Le programme de maximisation s'écrit :

$$\max_{q_{it}^0} \sum_{t=0}^{\infty} \beta U(\pi_{it}) \quad (6)$$

avec  $\beta$  le taux d'escompte et sous contraintes de :

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_{it}^0(S_{it}, p_t, \epsilon_{it}) = p_t q_{it}^0 - C_{it} + \epsilon_{it} \\ S_{it+1} = f(S_{it} - q_{it}^0) \\ C_{it} = CF + CV(q_{it}^0) \\ p_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \eta_t \\ S_{i0} > 0, \quad S_{it} > 0, \quad q_{it}^0 \geq 0, \end{array} \right. \quad (7)$$

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 :

$$V^0(S_{it}, p_t, q_{it}^0, \epsilon_t | \theta) = \max_{q_{it}^0} \left\{ U(\pi_{0,it}) + \beta \mathbb{E} \left[ V_{p_{t+1}|p_t, \epsilon_{i(t+1)}|\epsilon_{it}}^0(S_{i(t+1)}, p_{t+1}, q_{i(t+1)}^0, \epsilon_{i(t+1)} | \theta) \right] \right\} \quad (8)$$

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

La fonction objectif (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 ( $U_{it}(\pi_{0,it})$ ) s'il récolte la quantité  $q_{it}^0$  et l'utilité (future) escomptée ( $\beta \mathbb{E} \left[ V_{p_{t+1}|p_t, \epsilon_{i(t+1)}|\epsilon_{it}}^0(S_{i(t+1)}, p_{t+1}, q_{i(t+1)}^0, \epsilon_{i(t+1)} | \theta) \right]$ ) que le propriétaire pourrait avoir s'il décidait de reporter cette récolte à la période suivante.

### 2.1.3 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 une partie de ces 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 produits (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  $q_{it}^0 > q_{it}^1$ . 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 :

$$A_{it} = \gamma(q_{it}^0 - q_{it}^1) \quad (9)$$

Avec  $\gamma$  le coût d'opportunité de laissé le stock  $(q_{it}^0 - q_{it}^1)$ , il peut être considéré donc comme la valeur monétaire que le propriétaire accorde aux aménités produites par  $(q_{it}^0 - q_{it}^1)$  en  $t$ . Le programme de maximisation devient donc :

$$\max_{q_{it}^1} \sum_{t=0}^{\infty} \beta U_{it}(H_{it}) = \max_{q_{it}^1} \sum_{t=0}^{\infty} \beta \frac{(H_{it}(\pi_{it}^1, A_{it}))^{1-c}}{1-c} \quad (10)$$

sous contraintes de :

$$\left\{ \begin{array}{l} V^0(S_{it}, p_t, q_{it}^0, \epsilon_t | \theta) = \max_{q_{it}^0} \left\{ U(\pi_{0,it}) + \beta E \left[ V_{p_{t+1}|p_t, \epsilon_{i(t+1)}|\epsilon_{it}}^0(S_{i(t+1)}, p_{t+1}, q_{i(t+1)}^0, \epsilon_{i(t+1)} | \theta) \right] \right\} \\ H_{it}(\pi_{it}^1, A_{it}) = \pi_{it}^1 + A_{it} \\ A_{it}(q_{it}^0, q_{it}^1) = \gamma(q_{it}^0 - q_{it}^1) \\ \pi_{it}^1(S_{it}, p_t, \epsilon_{it}) = p_t q_{it}^1 - C_{it} + \epsilon_{it} \\ S_{it+1} = f(S_{it} - q_{it}^1) \\ C_{it} = CF + CV(q_{it}^1) \\ p_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \eta_t \\ S_{i0} > 0, \quad S_{it} > 0, \quad q_{it}^1 \geq 0, \end{array} \right. \quad (11)$$

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

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

$$V^1(S_{it}, p_t, q_{it}^1, \epsilon_t | \theta) = \max_{q_{it}^1} \left\{ U(H_{it}) + \beta E \left[ V_{p_{t+1}|p_t, \epsilon_{i(t+1)}|\epsilon_{it}}^1(S_{i(t+1)}, p_{t+1}, q_{i(t+1)}^1, \epsilon_{i(t+1)} | \theta) \right] \right\} \quad (12)$$

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

### 3 Application empirique aux propriétaires forestiers de l'AFI

#### 3.1 Données

Nous appliquons cette modélisation aux données du réseau AFI (Association Futaie 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 effectuées 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 de valeurs 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 la même. 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.

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.

### 3.2 Identification du paramètre d'aménité

Dans cette étude, nous considérons uniquement le stock de bois des classes d'âges correspondants au bois d'œuvre. Deux raisons principales motive ce choix. Premièrement, l'arbitrage entre la vente de bois et consommation d'aménité a surtout lieu quand le bois atteint l'âge optimale 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 d'âge 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 propriétaires industriels), plus il valorise les aménités non-bois par rapport au 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'états dans notre modèle.

### 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 (1), et la fonction de coût (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 : (2008)?.

$$S_{it+1} = \delta_0(S_{it} - q_{it}) + \delta_1(S_{it} - q_{it})^2 \quad (13)$$

Cette spécification explique bien l'évolution des données de stocks car le coefficient de détermination est de  $R^2 = 0.99$ . dont nous disposons. Les résultats d'estimations sont présentés dans la Tableau (1)

TABLE 1 – Équation de croissance

Variance	Estimation	Ecart-type
$\delta_0$	1.094971***	.0219
$\delta_1$	-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 :

$$C_{it} = 40 + 20q_{it} \quad (14)$$

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

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, ? 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 : neutre au risque ( $c = 0,0001$ ), averse au risque ( $c = 0,5$ ) et très averse 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%.

### 3.3.2 Inférence indirecte

Pour estimer le modèle structurel, nous devons d'abord estimer  $V^0(S_{it}, p_t, q_{it}^0, \epsilon_t | \theta)$  et  $V^1(S_{it}, p_t, q_{it}^1, \epsilon_t | \theta)$  définies par les équations récursives (8 et 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  $V^0(S_{it}, p_t, q_{it}^0, \epsilon_t | \theta)$  et  $V^1(S_{it}, p_t, q_{it}^1, \epsilon_t | \theta)$ . 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)?.

Nous estimons ensuite le modèle structurel par inférence indirecte (Gouriréroux et al. 1993?). Soient  $x(\theta_0)$  la séquence des données observées ( $S_{it}$  et  $p_t$ ), et  $\theta(\sigma_\epsilon^2, \gamma, \alpha_0, \alpha_1, \sigma_\eta^2)$  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 de paramètres de modèles auxiliaires plus simple à estimer que le modèle original structurel<sup>3</sup>.

Nous supposons que le processus générateur des données DGP( $\theta$ ), notre modèle, peut être simulé pour toutes les valeurs de  $\theta$ . Étant donné  $\theta$  et le vecteur des paramètres exogènes (paramètres de la fonction de croissance (13) et de coût (14)), nous simulons une série de données  $x(\theta), t = 1, \dots, T, s = 1, \dots, S$  de longueur  $T$  et  $S$  le nombre de simulations. Nous calculons pour chaque simulation  $s$  le vecteur de paramètres auxiliaires simulés  $\beta_{sN}$ . Nous cherchons ensuite le vecteurs de paramètres structurels  $\hat{\theta}_N$  qui minimisent la distance entre l'ensemble de paramètres auxiliaires choisis  $\beta_N$  sur les données réelles et

---

3. Voir Annexe A

le même vecteur de paramètres auxiliaires calculés sur les données obtenues par simulation du modèle structurel  $\beta_{SN} = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S \beta_{sN}$  pondérée par la métrique  $\Omega$ .<sup>4</sup> L'estimateur par la méthode des moments simulés peut s'écrire comme suit :

$$\hat{\theta}_N(\Omega) = \arg \min_{\theta} [\beta_{SN}(\theta) - \beta_N(\theta_0)]' \Omega [\beta_{SN}(\theta) - \beta_N(\theta_0)] \quad (15)$$

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 :

$$W(S, \Omega, \theta_0) = \left(1 + \frac{1}{S}\right) \left[ H^S(\theta_0)' \Omega H^S(\theta_0) \right]^{-1} H^S(\theta_0)' \Omega \Sigma(\theta_0) \Omega' H^S(\theta_0) \left[ H^S(\theta_0)' \Omega H^S(\theta_0) \right]^{-1} \quad (16)$$

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

La matrice  $W$  est affectée par l'estimation en deux étapes (Newey et McFadden, 1994?). En effet, les paramètres de l'équation de croissances 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 :

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

Les matrices de covariances que nous utilisons dans la première étapes et la deuxième étape de nos

---

4.  $\Omega$  est une matrice définie positive, dans cette étude nous choisissons comme métrique la matrice de variance covariance des moments réels

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 covariances 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 :

$$W_{1,N} = \left(1 + \frac{1}{S}\right) \left[ H'_{1,N} \Omega_1 H_{1,N} \right]^{-1} H'_{1,N} \Omega_1 \Sigma_{11,N} \Omega'_1 H_{1,N} \left[ H'_{1,N} \Omega_1 H_{1,N} \right]^{-1} \quad (17)$$

avec  $H_{1,N}$  la matrice jacobienne du vecteur de paramètres auxiliaires de première étape en  $\theta_1$

Soient  $\theta'_1$  et  $\theta'_2$  respectivement les paramètres estimés en première étape et deuxième étape, et  $\beta'_{1,N}$   $\beta'_{2,N}$  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 covariances corrigés  $W_{2,N}$  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  $\Sigma_N$  la matrice de covariances de  $\beta_N$  et la matrice de poids  $\Omega$  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 artificielle peut donc s'écrire :

$$\widetilde{W}_N = \left(1 + \frac{1}{S}\right) \left[ H'_N \Omega H_N \right]^{-1} H'_N \Omega \Sigma_N \Omega' H_N \left[ H'_N \Omega H_N \right]^{-1} \quad (18)$$

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 covariances corrigés de seconde étape  $\hat{\theta}_{2,N}$ .

### 3.4 Résultats d'estimation préliminaires

Les résultats de nos estimations sont présentés dans la Table 2. Ces résultats montrent que le paramètre des aménités  $\gamma$ , 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 d'un stock de bois sur pied plus important par rapport aux propriétaires industriels est de 23€<sup>5</sup>. 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  $q_{it}^0 - q_{it}^1$  laissé sur pieds 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,  $\gamma$  nous donne une indication précieuse sur la valeur minimale des aménités pour ces propriétaires.

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  $\gamma$  augmente légèrement lorsque le coefficient d'aversion au risque augmente. Mais, comme  $\gamma$  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  $\gamma$  quand le taux d'escompte passe de 2% à 4%.

---

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



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 robuste à la variation du taux d'escompte.

Les paramètres du processus de prix sont significativement de zéro. Comme le processus de prix est différent d'une marche aléatoire ( $\alpha_1 < 1$ ), nous 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'autre terme d'autres facteurs non pris en compte dans la modélisation jouent un rôle essentiel dans la prise de décision de ces propriétaires

$\alpha_0$  et  $\alpha_1$  les coefficients de l'équation de prix et  $\eta_t$  une variable aléatoire identiquement et indépendamment distribuée de moyenne nulle et de variance  $\sigma_\eta^2$ .

## 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. Il s'agit d'une analyse contrefactuelle c'est à dire, quel aurait été le comportement des propriétaires sur la période étudiée si un des déterminants de son comportement change. 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.

### 4.1 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.)

TABLE 2 – Résultats d'estimations

Coefficient d'aver- sion au risque	Paramètres es- timés	$\beta = 0.96$	$\beta = 0.98$
0.0001	$\gamma$	0,1762*** (0,0083)	0,1304*** (0,0048)
	$\alpha_0$	0,3408*** (0,0110)	0,4040*** (0,007)
	$\alpha_1$	0,6845*** (0,0187)	0,6050*** (0,0161)
	$\sigma_\eta$	0,1697*** (0,0208)	0,1066*** (0,0147)
	$\sigma_\epsilon$	1,4672*** (0,6619)	1,4862*** (0,1774)
0.5	$\gamma$	0,2324*** (0,0195)	0,1640*** (0,0048)
	$\alpha_0$	0,2840*** (0,0263)	0,3393*** (0,0124)
	$\alpha_1$	0,6817*** (0,0204)	0,6845*** (0,0189)
	$\sigma_\eta$	0,1176*** (0,0148)	0,1359*** (0,0049)
	$\sigma_\epsilon$	1,6484*** (0,1217)	1,4964*** (0,2001)
0.8	$\gamma$	0,2867*** (0,0304)	0,1966*** (0,0246)
	$\alpha_0$	0,2897*** (0,0305)	0,2841*** (0,0274)
	$\alpha_1$	0,6829*** (0,0215)	0,7145*** (0,0301)
	$\sigma_\eta$	0,1453*** (0,0035)	0,1502*** (0,0156)
	$\sigma_\epsilon$	1,5288*** (0,1850)	1,5196*** (0,0510)

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

ou encourager la séquestration du carbone (le carbone séquestré augmente avec le stock de bois sur pied). Avec l'influence grandissante des effets du changement climatique et la généralisation progressive des programmes REED (Reducing Emission from Deforestation and forest Degradation), le nombre de projets de ce type est amené à croître. Il est donc important de voir 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  $121m^3/ha$  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 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  $121m^3/ha$  est mis en place. Le Graphique 1 présente les résultats de nos simulations.

Selon les résultats, l'existence d'un paiement pour services environnementaux de 10€ par  $m^3$  de bois supplémentaire laissé sur pied par an au delà de  $121m^3/ha$ , augmente le stock moyen de bois sur pied de  $121m^3/ha$  à  $124,4m^3/ha$  toutes choses étant égales par ailleurs. Cette valeur représente, pour ces propriétaires, le coût d'opportunité moyen du maintien sur pied de  $4.4m^3$  supplémentaires, toutes choses étant égales par ailleurs. De fait, le graphique 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  $124,4m^3/ha$ . Le bénéfice marginal d'un paiement est presque nul à ce niveau de stock. Financièrement, il est très coûteux, 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  $121m^3/ha$  et  $124,4m^3/ha$ .

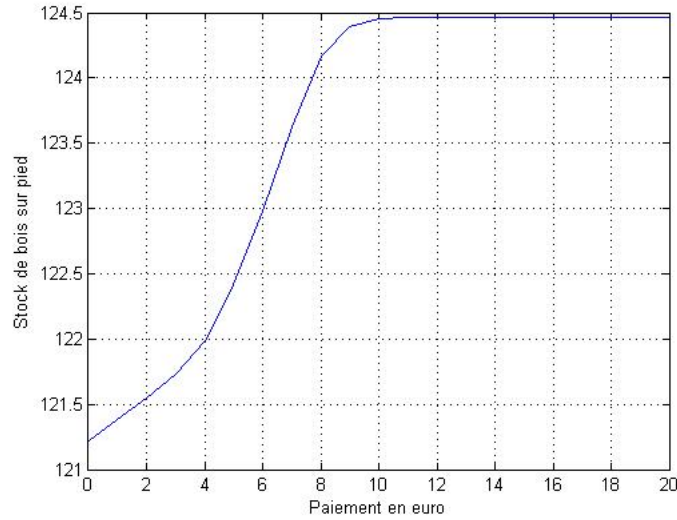


FIGURE 1 – Évolution du stock de bois sur pied en fonction du paiement pour services environnementaux

## 4.2 Impact de la mise en place d'une taxe

L'objectif ici n'est pas de voir si la mise en place d'une taxe est optimale d'un point de vue du bien être sociale, mais de voir son effet 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  $\epsilon_{it}$  sont les mêmes que ceux de l'application empirique, le stock de bois sur pied moyen serait de  $115m^3/ha$ . La taxe va porter donc sur tout stock de bois sur pied au delà de  $115m^3/ha$ .

Selon les résultats de nos simulations, présentés sur le Graphique2, toutes choses égales par ailleurs, la mise en place d'une taxe augmentera le le volume de bois coupé et donc réduira le stock de bois moyen sur pied au cours de la période étudié par rapport à la situation sans taxe. Par exemple, une taxe de  $10€/ha$  réduira le volume de bois sur pied de  $1m^3/ha$  en moyenne. Pour avoir un niveau de stock moyen équivalent à celui des producteurs industriels ( $115m^3/ha$ ), il faut instaurer une taxe d'environ  $20€/m^3/ha$  au delà de  $115m^3/ha$ . Une fois que le stock de bois moyen sur pied se réduit jusqu'à  $112,6m^3/ha$ , 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.

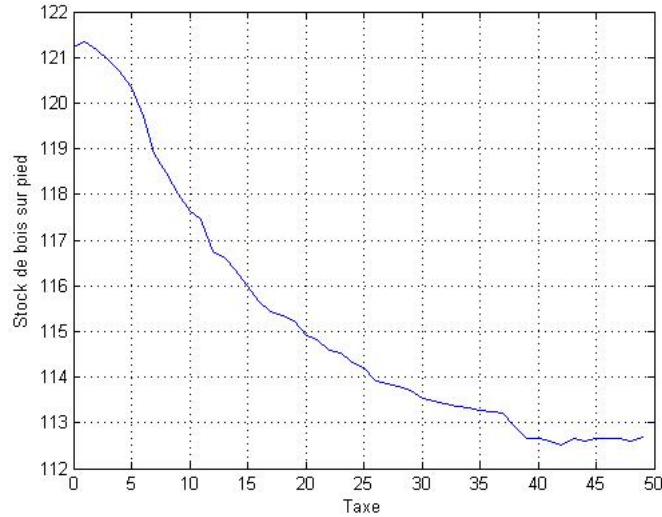


FIGURE 2 – Évolution du stock de bois sur pied en fonction d'une taxe sur tout stock supérieur à  $115m^3/ha$

### 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 entrainera, 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. Selon nos simulations, toute chose étant égale par ailleurs, une augmentation de  $10€/m^3$  entrainera une hausse de la production de bois et donc une diminution du stock de bois moyen sur pied d'environ  $10m^3/ha$  sur la période étudiée. Pour une augmentation du prix moyen de  $20€/m^3$  le stock moyen s'établira à  $102m^3/ha$  soit une baisse du stock de bois sur pied de de  $19m^3/ha$ . Les résultats sont présentés sur le Graphique3.

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

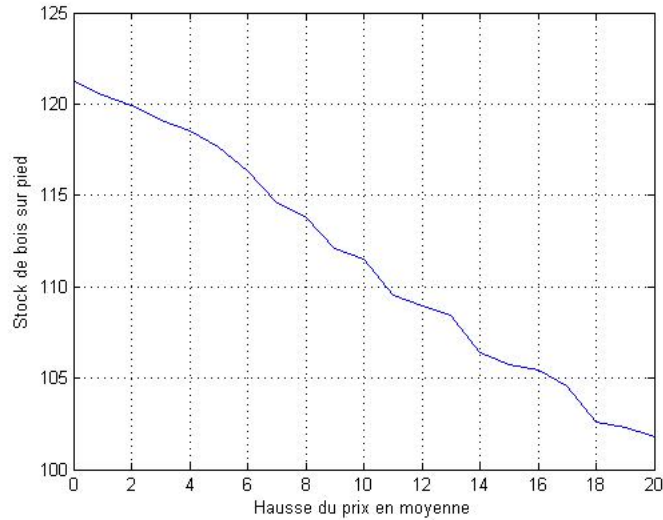


FIGURE 3 – Évolution du stock de bois sur pied en fonction de l'évolution du prix du bois en moyenne

## 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 cet article, 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  $1m^3$  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 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  $121m^3/ha$  à  $115m^3/ha$ , il faut une taxe de  $20€/m^3/ha$  sur tout volume de bois sur pied au delà de  $115m^3/ha$ .

Cette étude peut être améliorée en estimant l'ensemble des paramètres à l'intérieur du modèle structurel et en prenant en compte les autres espèces présentes sur la propriété. Ceci permettra d'une part d'avoir des résultats plus robustes et d'autre part, de mieux prendre en compte les mécanismes qui sous-tendent les décisions des NIPF : les arbitrages entre bois et aménités, entre espèces et les anticipations (prix et croissance). Pour ce faire, il est indispensable de disposer d'une base de données plus riche.

## Annexe A : 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 :

$$p_{t+1} = \alpha_{A0} + p_t \alpha_{A1} + \eta_{pt} \tag{19}$$

avec :

$$\hat{\alpha}_A = \arg \min_{\alpha_A} (p_{t+1} - \alpha_{A0} - \alpha_{A1} p_t) \quad (20)$$

Les paramètres de cette équation ( $\alpha_{A0}$ ,  $\alpha_{A1}$  et  $\sigma_{\eta_{pt}}$ ) facilitent l'identification des paramètres ( $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  et  $\sigma_\eta^2$ ) du processus de prix.

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

$$S_{i(t+1)} = \beta_{A0} + S_{it} \beta_{A1} + \eta_{St} \quad (21)$$

avec :

$$\hat{\beta}_A = \arg \min_{\beta_A} (S_{i(t+1)} - \beta_{A0} - \beta_{A1} S_{it}) \quad (22)$$

Les paramètres de cette équation ( $\beta_{A0}$ ,  $\beta_{A1}$  et  $\sigma_{\eta_{St}}$ ) nous permettent de mieux identifier la variance choc de profit aléatoire  $\sigma_\epsilon$