# RISQUES NATURELS, PREVENTION ET COUVERTURE: UNE APPLICATION AU SECTEUR FORESTIER

THESE
pour l'obtention du grade de Docteur ès Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement par

**BRUNETTE MARIELLE**

Mars 2009

à l'Université Nancy II

**JURY :**

| | |
|---|---|
| **Christophe COURBAGE** | Directeur de Recherche à l'Association de Genève |
| **Johanna ETNER** | Professeur à l'Université Paris Descartes, Rapporteur |
| **Jerôme FONCEL** | Professeur à l'Université Nancy 2 |
| **Marc HANEWINKEL** | Professeur à l'Université de Freiburg, Rapporteur |
| **Eric LANGLAIS** | Professeur à l'Université Nancy 2, Directeur de thèse |
| **Anne STENGER-LETHEUX** | Directeur de Recherche INRA |

*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.*

*A mes parents,*

# Remerciements

Je souhaite tout d'abord remercier Eric Langlais d'avoir dirigé cette thèse. Ses conseils, son aide et sa confiance m'ont permis de progresser dans mon travail. La disponibilité qu'il a manifesté à mon égard m'a permis de travailler de façon efficace.

Je tiens à remercier Mesdames Johanna Etner et Anne Stenger-Letheux ainsi que Messieurs Christophe Courbage, Jerôme Foncel et Marc Hanewinkel de composer ce jury.

Un grand merci au Laboratoire d'Economie Forestière (LEF) pour son accueil et pour m'avoir permis de participer à de nombreuses conférences scientifiques. Je souhaite aussi remercier ses membres pour leur disponibilité et leurs précieux conseils.

Je remercie également le Bureau d'Economie Théorique et Appliqué (BETA) pour son accueil dans un environnement de qualité. Les discussions que j'ai eu avec les différents membres m'ont permis de progresser et je les ai en remercie.

Je souhaite remercier le FVA (Forstliche Versuchs-und Forschungsanstalt Baden-Württemberg) qui m'a accueilli durant 6 semaines au cours des mois de mars et avril 2007. Je remercie Marc Hanewinkel d'avoir été le promoteur de cet échange.

Je remercie également Stéphane Couture qui m'a accompagné tout au long de cette thèse. Bien plus qu'un collègue ou un co-auteur, j'ai trouvé en lui un ami. Ma reconnaissance envers lui va bien au delà de ces quelques lignes.

Pour finir, je remercie ma famille et mes ami(e)s pour avoir cru en moi. Je souhaite remercier tout particulièrement Sébastien pour sa patience et son dévouement. Son soutien m'a été des plus précieux.

# Table des matières

# Introduction générale

Les deux tempêtes, Lothar et Martin, qui ont frappé l'Europe en décembre 1999 ont abattu 140 millions de $m^3$ de bois en France, 30 millions en Allemagne et 13 millions en Suisse. Les incendies de l'été 2003 ont brulé 500 000 hectares de forêt au Portugal, 150 000 en Espagne, 120 000 en Italie et 95 000 en France. En janvier 2005, l'ouragan Erwin a abattu 75 millions de $m^3$ de bois en Suède et 2 millions au Danemark. L'ouragan Kyrill, en janvier 2007, est responsable de dommages de l'ordre de 54 millions de $m^3$ de bois en Europe dont 20 millions en Allemagne, 12 millions en Suède et en République Tchèque, 2,5 millions en Autriche et 1,5 millions en Pologne. Ces derniers événements sont les plus importants en termes de dommages pour les forêts européennes mais, en moyenne, 35 millions de $m^3$ de bois sont endommagés chaque année en Europe par les aléas naturels (période 1950-2000). Ce chiffre correspond à 8,1% des coupes annuelles totales de bois en Europe et à 0,15% du volume total des accroissements annuels. Les tempêtes sont responsables de 53% des dommages, les incendies de 16%, la neige de 3% et les autres causes naturelles de 5%. Les facteurs épidémiques causent 16% des dommages dont la moitié est imputable aux "coléoptères des écorces" (Schelhaas et al., 2003). Nous remarquons qu'en Europe, les risques naturels les plus dommageables pour les forêts sont respectivement la tempête et l'incendie. Un tel classement est également observé au niveau français. Les deux catastrophes naturelles ayant généré les dégâts les plus importants aux forêts françaises sont les tempêtes de 1999 et les incendies de 2003. Ces risques naturels ont un double impact. En menaçant la production de bois, ils affectent le revenu des propriétaires et les services non-marchands, encore appelés services d'aménités, fournis par les peuplements sur pied. En effet, ces risques détruisent les puits de carbone, la biodiversité et altèrent les paysages. Les risques naturels sont donc responsables de pertes économiques et environnementales.

En France, ce sont les propriétaires forestiers privés qui sont le plus touchés par les aléas climatiques et ce, pour deux raisons. La première est une raison de fait. Les propriétaires forestiers privés possèdent 71% de la surface forestière française ; ce sont donc eux qui subissent les pertes les plus importantes. Le reste des surfaces forestières est à répartir entre l'Etat (10%) et les collectivités locales (19%). La seconde raison provient du fait qu'ils ne peuvent pas diversifier leur portefeuille d'actifs forestiers afin de se couvrir contre les risques naturels. La propriété forestière privée moyenne est de 8,8 hectares et se situe généralement dans une zone géographique restreinte (proche de l'habitation du propriétaire). Ceci exclut la possibilité, pour le propriétaire privé, de diversifier son portefeuille d'actifs forestiers en répartissant sa propriété forestière sur l'ensemble du territoire français. L'Etat, les collectivités ou encore de très grands propriétaires adoptent une telle stratégie de diversification. Dans ce cas, le propriétaire peut effectuer des compensations des forêts non sinistrées vers celles qui ont été endommagées par une catastrophe. En France, 76% des surfaces forestières appartiennent à des propriétaires de moins de 100 hectares et seules 2000 propriétés de plus de 1000 hectares existent en France pour une surface totale de 223 000 hectares. En conséquence, la grande majorité des propriétaires forestiers privés français n'est pas en mesure d'effectuer une telle diversification.

En revanche, ces propriétaires peuvent se protéger en souscrivant un contrat d'assurance. Les risques de tempête et d'incendie étant assurables, deux compagnies interviennent donc sur le marché français : Groupama via la Mutuelle Indépendante des Sylviculteurs du Sud-Ouest (MISSO) et le cabinet Xavier de la Bretesche (XLB). Ces deux compagnies proposent des contrats d'assurance contre l'incendie ou contre l'incendie et la tempête. Le cabinet XLB offre également un contrat d'assurance contre le risque de tempête seul. Toutefois, nous constatons que moins de 0,5% des propriétaires forestiers privés sont assurés contre le risque de tempête et/ou d'incendie, soit environ 7% de la surface forestière privée française. Ce faible taux d'assurance pourrait conduire les propriétaires à adopter des mesures de prévention contre les risques naturels. Les activités de prévention permettent soit, de réduire l'ampleur des pertes suite à l'occurrence d'une catastrophe naturelle (actions dites d'auto-assurance), soit de réduire la probabilité d'occurrence de cette catastrophe (actions dites d'auto-protection)[1]. Ils pourraient donc mettre en oeuvre des activités d'auto-assurance telles que la création d'un pare-feu[2] ou encore, adopter des mesures d'auto-protection comme le débroussaillement. Aux dires des experts forestiers et des propriétaires eux-mêmes de telles pratiques sont parfois mises en oeuvre. Cependant, il n'existe pas, à l'heure actuelle, de données sur ces comportements de prévention. Il semblerait toutefois que ces mesures restent encore peu utilisées par les propriétaires forestiers.

Les choix des propriétaires en matière d'assurance et de prévention peuvent être affectés ou expliqués par divers facteurs Nous en identifions quatre qui nous semblent pouvoir jouer un rôle. Deux d'entre eux proviennent des spécificités de la ressource forestière, notamment du lien existant entre niveau de perte et valeur de l'actif forestier et de l'aspect dynamique de sa gestion. Un autre facteur est issu d'une caractéristique propre aux risques naturels : l'incertitude reposant sur la probabilité

[1] Cette distinction entre auto-assurance et auto-protection a été opérée pour la première fois par Ehrlich et Becker (1972).

[2] Le pare-feu correspond à une coupe forestière linéaire créée et/ou entretenue pour freiner l'expansion d'un incendie ainsi que pour faciliter l'accès des secours en cas d'incendie ou de tempête.

d'occurrence des sinistres. Enfin, le dernier facteur provient du système d'assurance en place et particulièrement du rôle de l'Etat au sein de ce système. Nous détaillons chacun de ces facteurs.

En cas de risque naturel, les dommages subis par le propriétaire sont proportionnels à la valeur de son actif forestier. En effet, cette valeur dépend de plusieurs paramètres, comme par exemple le type d'arbre et l'âge du peuplement. Certains arbres ont plus de valeur que d'autres notamment du fait de leur utilisation. Par exemple, le meurisier a une valeur marchande plus élevée que le pin maritime. La valeur du peuplement est croissante avec l'âge de celui-ci. Cela signifie que plus la forêt est mature (plus elle approche de la période de récolte), plus les pertes en cas d'événement naturel sont élevées. Nous remarquons ainsi qu'en cas d'aléa, la perte du propriétaire dépend de la valeur de sa forêt. Plus cette valeur est élevée et plus le dommage subi par le propriétaire est grand. Il est alors important de considérer le lien entre l'aléa, le montant du dommage et la valeur de la forêt. De plus, cela permet de rendre compte qu'en cas de réalisation de l'aléa, les montants de pertes sont très hétérogènes entre les propriétaires. La seconde caractéristique de la ressource forestière à laquelle nous nous intéressons est l'aspect dynamique de la gestion. Le processus de production de bois est de plusieurs décennies et varie en fonction des espèces. Par exemple, le processus de croissance du chêne est plus important que celui du pin maritime. Le peuplement est exposé aux risques naturels tout au long de ce processus de croissance. Il est donc tout à fait possible qu'il subisse plusieurs sinistres naturels. Cette particularité, liée à la ressource forestière, peut être prise en compte par les propriétaires au moment de se prémunir contre les risques naturels.

Le troisième facteur qui nous intéresse est lié à la difficulté de quantification des risques naturels. Un débat existe actuellement sur la relation entre changement climatique et risques naturels. De ce débat ressort que le changement climatique accroît la fréquence et l'intensité des ces risques. Toutefois, un doute demeure sur l'ampleur de ces variations. Les scientifiques se sont interrogés à ce sujet mais les estimations qui en ressortent sont imprécises et variables. Il existe donc, à l'heure actuelle, une ambiguïté sur la probabilité d'occurrence des risques naturels. Des difficultés d'estimation demeurent et peuvent avoir un effet sur la perception des risques des propriétaires. Ceci peut influencer leurs choix en matière de prévention et d'assurance contre les risques naturels.

Finalement, le dernier facteur pouvant, selon nous, influencer le comportement d'assurance et de prévention des propriétaires est le rôle joué par les autorités publiques en cas d'aléa naturel. A la suite d'événements climatiques extrêmes en termes d'intensité et de dommages, l'Etat intervient financièrement pour compenser, du moins partiellement, les victimes. En France, après les tempêtes de 1999, l'Etat a mis en place le "Plan national pour la forêt française". A travers ce plan, le gouvernement s'est engagé à fournir une aide financière annuelle de l'ordre de 91,5 millions d'euros pendant 10 ans aux différents acteurs du secteur forestier français. Les objectifs étaient de mobiliser les bois abattus (déblaiement des accès, renforcement de la desserte, préfinancement des coûts de sortie des bois, acquisition de matériel d'exploitation), de stocker et valoriser les bois (création d'aire de stockage, financement du stockage, transport des bois, promotion des emplois du bois), de reconstituer les forêts sinistrées et de soutenir les communes forestières. Ces différentes aides s'accompagnaient également de dispositions collectives comme l'inventaire global des dégâts, des mesures fiscales, une veille phytosanitaire et des actions de protection ou encore des mesures en faveur de l'emploi et de la formation. Un tel programme ne constitue pas une spécificité liée au système français. De telles aides sont également accordées par le gouvernement danois après des tempêtes exceptionnelles, mais elles sont conditionnées à la souscription d'un contrat d'assurance tempête. Nous constatons que dans ce pays, 65% de la surface forestière privée est assurée contre le risque de tempête. De manière générale, les programmes d'aide publique couvrent donc partiellement les propriétaires forestiers contre les dommages puisque, une partie des pertes est prise en charge par l'Etat. Ces programmes publics peuvent donc influencer les choix des propriétaires en matière de prévention et de couverture contre les risques naturels.

Nous constatons que les propriétaires forestiers français sont peu assurés contre les risques naturels et que, peu de mesures de prévention semble être mises en oeuvre. Ce constat n'est pas une caractéristique du secteur français mais est aussi observé dans d'autres pays européens. Par exemple, en Allemagne, la forêt est majoritairement privée et moins de 2% de la surface forestière privée est assurée contre la tempête. Il existe également très peu d'informations dans ce pays sur la prévention des propriétaires. Ces choix en matière d'assurance et de prévention peuvent être influencer par les caractéristiques des risques naturels (ambiguïté concernant la probabilité d'occurrence), de la ressource naturelle (relation entre l'aléa, le niveau de pertes et la valeur de la forêt ainsi que l'aspect dynamique de la gestion) ou encore du système d'assurance (intervention publique). Nous nous interrogeons donc sur la contribution de chacun de ces facteurs dans l'explication du faible taux d'assurance des propriétaires forestiers privés. Ces facteurs vont également nous permettre d'apporter des éléments de réflexion sur les comportements de prévention des propriétaires, qui jusqu'alors restent très peu étudiés. De ce fait, des comparaisons peuvent être effectuées entre assurance et prévention concernant l'effet de chacun des facteurs. Nous nous posons donc de nombreuses questions : la dépendance entre l'aléa, le dommage potentiel et la valeur de l'actif forestier agit-elle sur les choix des propriétaires ? Plus précisément, l'existence de cette dépendance modifie-t-elle les résultats standards de l'économie de l'assurance en termes d'optimum mais également de statique comparative et de quelle façon ? Cette dépendance devrait inciter le propriétaire à s'assurer lorsque son peuplement approche de l'âge de coupe (valeur commerciale maximale) puisque dans ce cas, la perte potentielle est également à son maximum. Cela devrait également le pousser à mettre en oeuvre des mesures de prévention afin de protéger la croissance de ses arbres. De la même façon, intuitivement, l'incertitude qui règne sur la probabilité d'occurrence des risques naturels devrait inciter les propriétaires à se prémunir contre les risques mais est-ce réellement le cas ? L'aversion à l'ambiguïté, avancée par de nombreux travaux, peut-elle jouer un rôle ? A-t-elle vraiment un effet sur les comportements des propriétaires forestiers ? Les compensations publiques couvrent partiellement les propriétaires contre les dommages dus aux risques naturels, ce qui pourraient les inciter à ne pas adopter des comportements de prévention et de couverture efficaces. Ces aides sont quelquefois considérées comme constituant un frein à l'assurance des propriétaires. Nous nous demandons donc si ces compensations posent réellement un problème d'aléa moral. En d'autres termes, est-ce que le fait que les propriétaires anticipent l'instauration d'un programme public les conduit à réduire leur demande d'assurance et de prévention ? Le montant de l'aide publique ainsi que la fréquence de l'intervention jouent-ils un rôle ? Finalement, le fait d'intégrer l'aspect dynamique de la gestion forestière permet-il d'apporter des éléments de réflexion sur les comportements de couverture et de prévention des propriétaires ? Quel est le rôle de cette gestion dynamique ? Plus le processus de croissance des arbres est long et plus les risques naturels constituent une menace pour le propriétaire. Un modèle dynamique permet de rendre compte de ce processus de croissance, cela devrait donc inciter le propriétaire forestier à se prémunir contre les risques.

Certains facteurs semblent avoir un impact positif sur la prévention et la couverture des propriétaires forestiers contre les risques naturels : lien entre l'aléa, le dommage et la valeur de la forêt, l'incertitude sur la probabilité d'occurrence et l'aspect dynamique de la gestion forestière. En revanche, la présence de programme public d'aide, semble contrebalancer ces impacts positifs. Ce sont ces effets potentiels que nous souhaitons explorer au sein de ce travail.

Objectif du travail de thèse

L'objectif de ce travail de thèse est d'analyser les comportements de prévention et de couverture des propriétaires forestiers privés. Nous souhaitons apporter des éléments de réflexion sur les raisons de leur faible recours à l'assurance. Nous fournissons également des informations sur leur prévention. Ce travail de thèse constitue une étape nécessaire avant de pouvoir apporter des solutions.

Nous nous intéressons principalement aux risques d'incendie et de tempête, bien que certains de nos travaux puissent être généralisés à d'autres types de risques. En matière de prévention, notre travail s'intéresse uniquement à l'auto-assurance. Nous remarquons que les mesures d'auto-protection ne sont pas pertinentes dans le cas du risque de tempête puisque, le propriétaire ne peut pas, du moins individuellement[3], influencer la probabilité d'occurrence de celle-ci. Les propriétaires vont donc privilégier les activités d'auto-assurance puisque celles-ci ont un effet à la fois sur le risque de tempête et sur celui d'incendie, d'où notre intérêt pour ces activités.

Ce travail de recherche applique les outils standards de l'économie du risque et de l'assurance ainsi que ceux de la théorie de la décision en environnement incertain au secteur forestier. Plus précisément, ces outils nous permettent d'appréhender les

[3]Nous précisons individuellement dans le sens où, une relation peut être mise en avant entre changement climatique et fréquence des tempêtes. Ainsi, collectivement, les individus pourraient lutter contre le réchauffement climatique et éventuellement influencer l'occurrence des tempêtes.

comportements microéconomiques d'individus gérant une ressource naturelle ayant des spécificités propres. Ce travail repose aussi partiellement sur l'économie expérimentale. L'approche théorique nous permet de construire des modèles permettant de dégager des résultats et des prédictions qui sont ensuite testées via une expérimentation.

Contenu des chapitres

Le chapitre 1 consiste en une revue de littérature nous permettant de recenser les travaux existants en matière de prévention et de couverture contre les risques naturels. Cette revue de littérature se divise en deux parties. La première partie présente les travaux existants en matière de gestion forestière en situation risquée. Nous présentons le cadre général initié par Faustmann (1849) ainsi que certaines extensions de ce travail précurseur. Ces extensions concernent la prise en compte du risque dans la gestion forestière ainsi que des mesures de prévention et de couverture qui en découlent. La seconde partie traite de la gestion des risques et présente les travaux antérieurs en matière de prévention et de couverture. Nous présentons, dans un premier temps, le cadre général proposé par des économistes comme Mossin (1968) ou encore Ehrlich et Becker (1972). Nous expliquons pourquoi l'existence d'un lien entre l'aléa, la valeur du dommage et la valeur de l'actif forestier ne nous permet pas d'utiliser un tel cadre. Nous analysons, dans un second temps, les extensions des travaux précurseurs qui ont abordé les autres spécificités de notre problématique : incertitude sur la distribution des probabilités, modélisation dynamique et intervention publique. Nous indiquons comment nous étendons ces travaux afin de les adapter à notre sujet de recherche. L'objectif de ce chapitre est donc de montrer que les spécificités de notre thématique sont à l'origine de nos apports au sein de ce travail de thèse.

L'objectif du chapitre 2 est de proposer un cadre analytique propre à l'analyse des risques naturels dans le secteur forestier et visant donc à intégrer leurs spécificités : dépendance entre l'aléa, le montant du dommage et la valeur de l'actif détenu ainsi qu'une probabilité de réalisation de l'aléa parfois ambiguë. Ces spécificités nécessitent des modifications du cadre conceptuel de référence habituellement utilisé par les économistes pour traiter des problèmes d'assurabilité et de prévention. Pour tenir compte du lien existant entre l'aléa, le montant du dommage et la valeur de l'actif possédé, nous considérons ainsi un risque multiplicatif alors que l'analyse traditionnelle opte pour un risque additif. Dans ce cadre, nous caractérisons le montant optimal d'activités d'auto-assurance ainsi que la demande optimale d'assurance des propriétaires. Nous réalisons également des analyses de statique comparative sur le revenu forestier et le coût de la pratique (assurance ou auto-assurance). Nous comparons nos résultats avec ceux obtenus par l'approche standard. Intuitivement des différences sont à supposer, notamment lors de l'analyse de statique comparative sur le revenu puisque désormais celui-ci intervient dans la spécification de la perte. Ensuite, nous analysons l'ambiguïté concernant la probabilité d'occurrence de l'aléa dans une extension. Nous traitons essentiellement de l'effet de l'aversion à l'ambiguïté sur les choix de prévention et de couverture des propriétaires.

Dans le chapitre 3, nous nous plaçons dans le cadre analytique développé dans le chapitre 2 et nous intégrons les programmes publics d'aide. Nous avons indiqué précédemment que ces compensations publiques permettaient de couvrir, du moins partiellement, les pertes occasionnées aux propriétaires par des aléas naturels catastrophiques. Dans ce chapitre, nous nous concentrons donc essentiellement sur les risques naturels de type catastrophique. Nous analysons l'impact de tels programmes sur les décisions de prévention et de couverture des individus. Nous considérons deux types d'aide : une aide forfaitaire indépendante des comportements de prévention et d'assurance des individus (système français) et une aide conditionnée à la souscription d'un contrat d'assurance (système danois) ou à la mise en oeuvre d'activités d'auto-assurance par le propriétaire forestier. Nous fournissons, dans un premier temps, une analyse de l'effet des programmes publics d'aide, respectivement sur les décisions d'auto-assurance et la demande d'assurance. Conformément à ce qui a été dit précédemment, nous nous attendons à ce que ces aides aient un effet négatif sur les décisions des agents. De plus, les propriétaires danois sont très nombreux à être assurés comparativement aux propriétaires français. Il semblerait donc que l'aide publique ait un effet négatif moindre sur les décisions de prévention et de couverture des propriétaires lorsqu'elle est conditionnée comparé au cas où elle est forfaitaire. Nous nous intéressons ensuite au seuil d'intervention de l'Etat. Nous étudions l'effet d'un accroissement de ce seuil (intervention moins fréquente de l'Etat) sur l'auto-assurance et l'assurance des propriétaires. Nous analysons aussi l'impact d'un accroissement du montant de l'aide publique. De façon intuitive, ces deux analyses devraient conduire à des effets opposés : plus la fréquence d'intervention est faible, plus les propriétaires devraient être incités à se prémunir alors que plus les montants d'aide sont élevés et plus cela devrait conduire le propriétaire à ne pas se prémunir. Dans un second temps, nous analysons quatre solutions potentielles permettant d'améliorer l'efficacité de l'intervention publique, en nous basant sur les résultats théoriques obtenus.

Le chapitre 4 permet de tester empiriquement les résultats théoriques obtenus dans le chapitre 2, concernant l'effet de l'aversion à l'ambiguïté sur les choix de prévention et de couverture des propriétaires. Il permet également de tester ceux du chapitre 3, traitant de l'effet des programmes publics d'aide sur les décisions d'assurance et d'auto-assurance des individus. Afin d'analyser si nos travaux théoriques coïncident avec la pratique des propriétaires forestiers en matière de protection contre les risques naturels, nous recourons à l'économie expérimentale. Dans ce chapitre, nous présentons les prédictions théoriques issus des résultats des chapitres précédents. Nous détaillons ensuite la méthode expérimentale ainsi que les résultats obtenus. Finalement, nous proposons une extension visant à intégrer une population naïve dans notre analyse. La dernière section traite des déterminants de la demande d'assurance des propriétaires forestiers. Cette analyse est possible grâce aux données réelles fournies par les propriétaires à la fin de l'expérience. Nous cherchons ainsi à déterminer si les caractéristiques personnelles des propriétaires et de leurs propriétés constituent ou non des facteurs qui sont pris en compte lors de la décision d'assurance. Intuitivement, nous serions tenté de dire que des paramètres tels que le revenu ou encore la superficie jouent un rôle. C'est donc l'impact de tels paramètres sur le choix d'assurance que nous étudions dans la seconde partie de ce chapitre.

Dans le chapitre 5, nous proposons un modèle dynamique à deux périodes prenant en compte l'existence d'un aléa naturel et la possibilité pour le propriétaire de se prémunir pour y faire face. Ce modèle intègre également les services d'aménités fournis par la forêt. L'existence de l'aléa naturel fait peser un risque sur le revenu forestier des propriétaires ainsi que sur la croissance des peuplements. Nous considérons donc une activité de couverture, l'épargne, qui permet de se prémunir contre le risque de revenu. Nous prenons également en compte une activité de prévention, un processus de régénération, qui permet de se prémunir contre le risque de croissance. Il serait alors normal que des arbitrages s'opérent entre lissage du revenu et protection contre les risques naturels. Nous montrons ainsi que le propriétaire forestier n'a aucun intérêt à simultanément épargner et entreprendre un processus de régénération. Par la suite, nous analysons donc séparemment les deux pratiques en termes de comportements optimaux mais également de règles optimales de récolte. Nous fournissons également deux extensions de ce travail initial. La première consiste à relâcher l'hypothèse simplificatrice d'utilité marginale constante pour les services d'aménités que nous avons adopté. En effet, il semblerait qu'une utilité marginale concave permettent de mieux rendre compte de la réalité. Les services d'aménités peuvent être associés à des biens standards et donc à une utilité concave. La seconde extension propose une résolution différente de l'incertitude. Dans la mesure où nous considérons un modèle à deux périodes, l'information concernant l'aléa peut être obtenue à deux moments différents. Dans le chapitre nous considérons une résolution tardive de l'incertitude, c'est-à dire que l'information concernant l'aléa est obtenue au début de la seconde période. Dans cette extension nous considérons une résolution précoce de l'incertitude dans le sens où l'information sur l'aléa est révélée à la fin de la première période.

# Chapitre 1

# Economie de la forêt et gestion des risques : une revue de littérature

## 1.1 Introduction

Ce travail de thèse repose sur l'étude des comportements individuels des propriétaires forestiers privés en matière de prévention et de couverture contre les risques naturels. Deux littératures apparaissent au sein de cette thématique. La première est une littérature d'économie forestière. Celle-ci s'est intéressée à la prévention et à la couverture des risques naturels dans le secteur forestier en partant des travaux existants et notamment des modèles d'optimisation développés initialement par Faustmann (1849). La seconde est une littérature d'économie du risque et de l'assurance qui traite de la prévention et de la couverture des risques. Cette littérature n'aborde ni les risques naturels ni le secteur forestier en particulier mais propose des outils standards en matière d'analyse de la prévention et de la couverture. Notre travail reposera sur cette seconde littérature. Dans un premier temps, nous présentons donc les travaux existants en matière de gestion de la ressource forestière en présence de risque. Cette présentation nous permet de justifier pourquoi nous n'abordons pas le problème en partant de la littérature d'économie forestière mais en privilégiant une approche microéconomique des comportements individuels. Dans un second temps, la revue de littérature présente les travaux fondateurs de l'économie du risque et de l'assurance ainsi que les travaux ultérieurs étant en relation directe avec les spécificités de notre analyse. Nous mettons ainsi en évidence dans quelle mesure nos travaux constituent une extension des travaux existants.

## 1.2 Gestion forestière en situation risquée

La forêt est une ressource naturelle renouvelable qui est exposée aux risques naturels. De ce fait, sa gestion peut entrainer des décisions en termes de prévention et de couverture. L'article fondateur en matière d'économie forestière s'est intéressé à la gestion forestière sans prendre en compte le risque. La présentation de ce travail nous permet de présenter la problématique générale de l'économie forestière et la façon dont elle a été abordée en termes de modélisation. Nous développons ensuite certains travaux qui ont consistés à étendre le cadre standard en intégrant les risques mais aussi la prévention contre ces risques.

### 1.2.1 Les fondements de l'économie forestière

L'économie forestière s'intéresse principalement au problème de gestion forestière, c'est-à-dire à la détermination de l'âge optimal de coupe d'un peuplement. Les travaux permettant de déterminer pour la première fois cet optimum ont eu lieu en deux étapes.

La première étape a été réalisée par Faustmann (1849). L'auteur part du principe selon lequel la gestion optimale d'une forêt nécessite de connaître au préalable la valeur de cette forêt. Selon lui, cette valeur est composée de deux éléments : la valeur de la terre et la valeur du peuplement. L'idée de Faustmann est de considérer la forêt comme un actif financier qui serait géré sur un horizon temporel infini. Il applique ainsi le principe d'actualisation au problème de gestion forestière. Faustmann développe un cadre d'analyse qui repose sur plusieurs hypothèses : les coûts et les prix sont donnés, l'environnement est certain, le peuplement forestier est équienne[1] et le taux d'actualisation est fixe. Dans ce cadre, l'objectif de l'auteur est de déterminer la valeur d'une forêt. Sa démarche comporte deux niveaux. Dans le premier niveau, il détermine la valeur de la terre en s'intéressant au problème de gestion d'une terre nue sur laquelle une forêt doit être plantée. Pour Faustmann, cette dernière correspond aux revenus que la terre permet de dégager, c'est-à-dire à la somme infinie de toutes les recettes et dépenses futures actualisées. Le second niveau de la démarche de Faustmann consiste à calculer la valeur du peuplement. Faustmann indique que la valeur de la forêt, à un âge quelconque, est égale à la somme infinie des revenus nets futurs actualisés. Pour obtenir la valeur du peuplement, il suffit alors de déduire du résultat la valeur de la terre obtenue dans le premier niveau.

La seconde étape a été réalisée par Pressler (1860) et Ohlin (1921), qui se sont servis de l'estimation de la valeur d'une forêt fournie par Faustmann afin de déterminer l'âge optimal de coupe d'un peuplement. C'est de cette façon qu'est né le modèle Faustmann-Pressler-Ohlin ou FPO. L'objectif du propriétaire est de déterminer l'âge optimal d'exploitation qui maximise le bénéfice actualisé de la gestion forestière sur une infinité de périodes. Cet âge est déterminé par le principe suivant : il correspond à l'âge du peuplement pour lequel le propriétaire forestier est indifférent entre cou-

[1] Un peuplement équienne est composé d'arbres ayant tous le même âge.

per aujourd'hui ou repousser la récolte d'une période. Ce principe est couramment appelée la règle de Faustmann. En d'autres termes, le propriétaire doit couper son peuplement lorsque les gains issus de laisser les arbres sur pied une période supplémentaire (accroissement marginal de revenu) sont égaux aux gains provenant de la coupe (coût d'opportunité de la récolte + coût d'opportunité du terrain nu). Le modèle FPO établit donc une liaison entre deux problèmes qui, jusque là avaient été traités séparément : celui de l'estimation de la valeur d'un peuplement forestier et celui de l'optimisation de la gestion correspondante.

Ces travaux reposent sur des hypothèses fortes que des recherches ultérieures ont tenté de lever. Nous présentons ainsi les extensions qui se sont attachées à prendre en compte le risque.

### 1.2.2 Risque et mesures de prévention en économie forestière

Reed (1984) constitue le modèle de référence en matière de gestion forestière en présence de risque. L'auteur étend le modèle de Faustmann au cadre risqué en prenant en compte le risque d'incendie. L'objectif est d'étudier l'effet du risque de feu sur l'âge optimal de coupe. Si ce risque se produit, le peuplement est entièrement détruit. Il considère que l'occurrence de ce risque est indépendante d'une année à l'autre et qu'elle est gouvernée par une loi de Poisson. Dans ce cadre, l'auteur montre que la prise en compte du risque se traduit par un réajustement du taux d'escompte qui est augmenté du niveau de risque. Concrètement cela peut être assimilé à un taux d'escompte plus élevé, ce qui a pour effet de réduire la date optimale de coupe. L'auteur généralise la règle de Faustmann au cadre risqué : le propriétaire forestier, à la date optimale de coupe doit être indifférent entre couper son peuplement et placer l'argent tiré de cette coupe et de sa terre nue immobilisée et laisser son peu-

plement sur pied. Nous retrouvons le même principe que dans la règle de Faustmann initiale en univers déterministe. La conclusion de Reed (1984) est alors la suivante : le risque d'incendie a pour effet de réduire l'âge optimal de coupe d'un peuplement comparé à celui obtenu en univers certain.
Dans un tel cadre, Reed (1984, 1987) intègre la possibilité pour le propriétaire de mettre en oeuvre des activités d'auto-protection qui permettent de réduire la probabilité d'occurrence du risque d'incendie (le paramètre de Poisson passe à un niveau plus faible). Tous les ans le propriétaire effectue donc une activité d'auto-protection. L'auteur montre que l'âge optimal de coupe augmente avec les activités d'auto-protection.

Amacher et al. (2005) s'intéressent aux activités d'auto-assurance en supposant, non pas comme Reed (1984, 1987), que les activités de prévention sont mises en place chaque année mais uniquement une seule fois sur la période entre la plantation et la coupe. L'objectif de l'auto-assurance est de réduire la valeur de sauvetage (perte) en cas de sinistre. Au cours de la période, le propriétaire prend donc à un moment donné la décision de mettre en oeuvre des activités d'auto-assurance. Si l'aléa se réalise après l'instauration d'activités d'auto-assurance, alors ces activités augmentent le volume de bois sauvé en cas d'incendie. L'objectif des auteurs est donc d'étudier l'incidence de la prise en compte d'une action d'auto-assurance sur la règle optimale de décision en univers risqué. La résolution analytique du modèle de Amacher et al. (2005) est impossible, de sorte que les auteurs recourent à des méthodes numériques pour résoudre le programme du propriétaire forestier. Il est donc impossible d'obtenir une généralisation de la règle de Faustmann en univers risqué et avec action d'auto-assurance. Bien que nous ne puissions pas avoir de règle générale, les simulations fournissent quand même un résultat intéressant : la présence du risque a pour effet d'avancer l'âge optimal de coupe alors que la présence de mesures d'auto-assurance tend à atténuer cet effet voire à repousser la date de coupe.

Ces modèles présentent plusieurs limites. Dans un premier temps, bien qu'ils prennent en compte les décisions de prévention, celles-ci ne peuvent pas être modifiées ou corrigées au cours du temps ; elles sont figées. Cette hypothèse n'est pas très réaliste et elle est trop forte pour étudier le choix d'assurance. En effet, l'assurance est une décision annuelle, de sorte qu'elle peut être modifiée chaque année. Une méthodologie différente doit donc être adoptée au sein de notre travail de thèse. Dans un second temps, la complexité du modèle de Amacher et al. (2005) ne permet pas de résolution analytique, ce qui, si nous ne souhaitons pas faire appel à des simulations, rend impossible une analyse de statique comparative. Or, l'objectif de cette thèse est d'analyser l'effet d'un certain nombre de facteurs sur les comportements individuels de prévention et de couverture des propriétaires forestiers privés. Une résolution analytique du problème doit donc être privilégiée.

En conclusion, la méthodologie traditionnellement employée par cette littérature d'économie forestière ne nous semble pas la mieux adaptée pour traiter notre problématique. Dans la mesure où nous souhaitons analyser les comportements microéconomiques des propriétaires forestiers, nous nous sommes orientés vers la littérature d'économie du risque et de l'assurance qui s'est intéressée à la prévention et à la couverture des risques.

## 1.3 Littérature d'économie du risque et de l'assurance

Il est standard en économie d'étudier les problèmes de prévention et de couverture en ayant recours à la littérature d'économie du risque et de l'assurance où existe déjà un cadre d'analyse standard ainsi que des résultats principaux. De ce fait, dans une première partie, nous présentons le cadre général servant de base à l'analyse de la demande d'assurance et de la prévention ainsi que les principaux résultats qui s'en dégagent. Nous présentons les travaux de Mossin (1968) et de Ehrlich et Becker (1972) qui constituent des travaux fondateurs dans ce domaine. Notre objectif n'est pas de fournir une revue de littérature exhaustive mais plutôt de nous concentrer sur les travaux fondamentaux pour notre travail de recherche ainsi que sur les dernières synthèses sur le sujet. Nous étudions ensuite si un tel cadre nous permet d'analyser notre problème ainsi que les spécificités y étant associées (lien entre l'aléa, le montant du dommage et la valeur de la forêt ; incertitude sur la probabilité d'occurrence du risque ; intervention publique et aspect dynamique de la gestion forestière).

### 1.3.1 Les travaux fondateurs : l'approche traditionnelle dans un cadre d'utilité espérée

Après avoir présenté les travaux fondateurs en matière d'analyse de la demande d'assurance, nous décrirons ceux relatifs à la prévention.

#### L'assurance

L'article fondateur en matière de demande d'assurance est celui de Mossin (1968). Cet article aborde la détermination de la demande optimale d'assurance ainsi que les variations de cette demande optimale en fonction des paramètres qui la caractérisent.

L'auteur considère un consommateur dont les préférences sont représentées par une fonction d'utilité $u$ de type Von Neumann et Morgenstern croissante et concave. Cet individu riscophobe possède une richesse initiale $R$ soumise à un risque de sinistre pouvant survenir avec une probabilité $p$ et qui engendre une perte exogène $L$. Il choisit une demande d'assurance $\alpha$ avec $\alpha \in [0, 1]$. Si $\alpha > 0$ alors l'individu paie une prime d'assurance notée $P(\alpha)$ et en cas de dommage, il reçoit une indemnité $I(\alpha)$. L'objectif de l'individu est alors de maximiser l'utilité espérée de sa richesse finale : $pu(R - L + I - P) + (1 - p)u(R - P)$. Dans ce contexte, l'auteur montre si la prime d'assurance n'est pas actuarielle[2], il n'est jamais optimal, pour un agent riscophobe, de souscrire à une assurance complète. Par contre, si la prime est actuarielle alors, un agent présentant de l'aversion pour le risque optera pour une assurance complète. Ce résultat est connu sous le nom de Théorème de Mossin. L'auteur s'intéresse ensuite à l'effet d'une hausse de richesse sur cette demande optimale d'assurance, c'est-à-dire à l'effet richesse. Cet effet dépend de l'aversion au risque caractérisant l'individu. Sous une hypothèse d'aversion absolue au risque constante avec la richesse (CARA : Constant Absolute Risk Aversion), cet effet richesse est nul de sorte qu'une hausse de la richesse n'a pas d'effet sur la demande d'assurance. En revanche, sous une hypothèse d'aversion absolue au risque décroissante (DARA : Decreasing Absolute Risk Aversion), une hausse de la richesse réduit la demande d'assurance (effet richesse négatif) alors qu'elle l'accroît (effet richesse positif) sous une hypothèse d'aversion absolue au risque croissante (IARA : Increasing Absolute Risk Aversion). Afin d'obtenir ces résultats, Mossin (1968) s'est reposé sur les travaux de Pratt (1964) et Arrow (1971) qui montrent qu'une hausse du degré individuel d'aversion au risque accroît la demande d'assurance.

[2]Une prime d'assurance actuarielle, encore appelée prime pure, est égale à l'espérance de dommage. Lorsque la prime n'est pas actuarielle, un taux de chargement positif (lié au coût de gestion du contrat...) intervient, de sorte que la prime est plus élevée que la prime pure.

Les articles ultérieurs se sont attachés à fournir des résultats de statique comparative concernant l'impact d'une hausse du taux de chargement sur la demande optimale d'assurance. Cet impact se décompose en deux effets. Le premier est un effet substitution pur. La hausse du taux de chargement accroît la prime d'assurance, de sorte que l'individu réduit sa demande d'assurance. Le second est un effet richesse qui dépend du comportement face au risque des individus. Une hausse du taux de chargement correspond à un appauvrissement réel pour le propriétaire forestier qui va alors réagir différemment en fonction de son aversion au risque. Sous une hypothèse CARA, l'effet richesse est nul alors qu'il est négatif sour une hypothèse IARA et positif sous DARA. L'effet substitution pur et l'effet richesse vont parfois dans des directions opposées, ce qui peut conduire à des résultats ambigus. Sous une hypothèse CARA, seul l'effet substitution apparaît. Une hausse du taux de chargement se traduit donc par une réduction de la demande d'assurance. Sous une hypothèse IARA, l'effet revenu et l'effet substitution sont tous les deux négatifs. Une hausse du taux de chargement réduit ainsi la demande optimale d'assurance. Enfin sous DARA, l'effet revenu est positif et l'effet substitution négatif. Par conséquent, l'effet total est indéterminé.

Bien que le résultat standard concernant l'effet d'une hausse du taux de chargement sur la demande optimale d'assurance sous une hypothèse DARA soit ambigu, des analyses approfondies ont tout de même permis de préciser ce résultat. Hoy et Robson (1981) ont prouvé qu'un coefficient d'aversion relative au risque supérieur à 1 est une condition théorique nécessaire pour que l'assurance soit un bien Giffen. Bryis, Dionne et Eeckhoudt (1989) étendent cette analyse en fournissant la condition nécessaire et suffisante sous laquelle l'assurance n'est pas un bien Giffen. Cette condition stipule que l'aversion absolue au risque doit décroître de façon suffisamment rapide ou que la variation de l'aversion au risque doit être plus faible qu'une borne minimale. Cette condition garantit que l'effet substitution est toujours supérieur à l'effet richesse. Le tableau 1.1 récapitule les résultats énoncés ci-dessus :

TAB. 1.1 – Quelques résultats classiques de statique comparative pour l'assurance

| | Demande d'assurance | Auteurs |
|---|---|---|
| Aversion au risque | $\nearrow$ demande | Pratt (1964) et Arrow (1971) |
| Richesse initiale | CARA : pas d'effet<br>IARA : $\nearrow$ demande<br>DARA : $\searrow$ demande | Mossin (1968) |
| Taux de chargement | CARA : $\searrow$ demande<br>IARA : $\searrow$ demande<br>DARA : ambigu | Mossin (1968) |

Ce cadre d'analyse ainsi que les résultats qui en découlent (cf. tableau 1.1) sont repris dans des travaux synthétiques notamment ceux de Gollier et Haritchabalet (2000) et Schlesinger (2000).

L'assurance permet de se couvrir en transférant du risque vers une tierce personne, mais il existe également des mécanismes de prévention qui agissent directement sur l'aléa et sur ses conséquences.

**La prévention**

Ehrlich et Becker (1972) sont les premiers à s'intéresser aux mécanismes de prévention contre les risques qu'ils appellent auto-assurance et auto-protection. L'auto-assurance regroupe l'ensemble des activités de prévention qui permettent de réduire l'ampleur des pertes suite à l'occurrence d'un risque alors que l'auto-protection permet de réduire la probabilité d'occurrence de ce risque. Par exemple, l'installation d'un système d'alarme, en réduisant la probabilité d'intrusion et donc de vol, constitue un mécanisme d'auto-protection. En revanche, l'installation d'un système de diffusion d'eau en cas d'incendie dans un bâtiment n'agira pas sur la probabilité de réalisation de l'incendie mais sur le montant des pertes, ce qui représente donc une activité d'auto-assurance. Ces auteurs ont proposé le premier cadre d'analyse permettant d'étudier l'interaction entre assurance de marché, auto-assurance et auto-protection. Ils considèrent un individu dont les préférences sont représentées par une fonction d'utilité $u$ de type Von Neuman et Morgenstern croissante et concave. Cet individu est doté d'une richesse exogène $R$ soumise à un risque survenant avec une probabilité $p$ et générant une perte $L$. Les auteurs analysent chacune des activités de prévention seule et ensuite en présence d'assurance. Les dépenses d'auto-assurance sont notées $c$ de sorte que la perte s'écrit : $L(c)$. La richesse finale de l'agent est alors $pu(R - L(c) - c) + (1 - p)u(R - c)$. Deux hypothèses sont généralement faites sur la fonction de dommage. La première considère qu'une hausse des dépenses d'auto-assurance réduit la perte en cas de dommage ($L_c < 0$) alors que, la seconde, stipule que plus les dépenses d'auto-assurance augmentent et plus la réduction marginale de la perte augmente ($L_{cc} > 0$). Les dépenses d'auto-protection sont notées $e$, de sorte que la probabilité de perte s'écrit $p(e)$. La richesse finale de l'agent est alors $p(e)u(R - L - e) + (1 - p(e))u(R - e)$. Les hypothèses standards concernant la probabilité de sinistre sont : $p_e < 0$ et $p_{ee} > 0$. La première hypothèse implique que plus les dépenses d'auto-protection sont élevées et plus la probabilité de perte diminue. La seconde hypothèse stipule que plus les dépenses d'auto-protection augmentent et plus le rendement marginal de l'activité diminue. L'efficacité de l'auto-protection est décroissante. Dans un tel cadre, les auteurs montrent que l'assurance de marché et l'auto-assurance sont des substituts dans le sens où, une hausse du prix de l'assurance, à probabilité de perte inchangée, réduit la demande pour l'assurance de marché et accroît celle pour l'auto-assurance. En revanche, les auteurs montrent que, dans certains cas, assurance de marché et auto-protection peuvent être des compléments. Si le prix de l'assurance dépend des dépenses d'auto-protection, alors, dans ce cas, assurance de marché et auto-protection sont des compléments. Ce résultat se justifie de deux façons : 1/ la disponibilité de l'assurance peut augmenter la demande pour l'auto-protection ; 2/ une hausse de la productivité de l'auto-protection ou une réduction du coût réel de l'assurance augmente à la fois la demande d'assurance et celle d'auto-protection. Si le prix de l'assurance est indépendant des dépenses d'auto-protection, alors l'assurance de marché et l'auto-protection peuvent être des substituts. En effet, dans ce cas, le taux de chargement augmente suffisamment pour compenser exactement la réduction de la probabilité de perte permise par l'auto-protection. La présence d'un marché de l'assurance décourage alors les individus à s'auto-protéger.

Dionne et Eeckhoudt (1985) se sont intéressés à l'effet de l'aversion au risque sur le montant optimal d'activités de prévention. Leur modélisation est légérement différente de celle de Ehrlich et Becker (1972) dans le sens où les auteurs différencient l'effort de prévention de son coût. Dans le cas de l'auto-assurance, l'effort d'auto-assurance est noté $q$ et le coût de cet effort est $c(q)$. La richesse finale est alors : $pu(R - L(q) - c(q)) + (1 - p)u(R - c(q))$. Les hypothèses associées à la fonction de dommage sont alors : $L_q > 0$ et $L_{qq} < 0$. L'effort d'auto-protection est noté $e$ et son coût est $c(e)$, de sorte que la richesse finale de l'individu est : $p(e)u(R-L-c(e))+(1-p(e))u(R-c(e))$. Les hypothèses concernant la probabilité de dommage sont : $p_e < 0$ et $p_{ee} > 0$. Dans ce contexte, ils montrent qu'une hausse de l'aversion au risque accroît les activités d'auto-assurance alors que le résultat est ambigu dans le cas de l'auto-protection. En intégrant une richesse finale aléatoire, au sein du modèle de Dionne et Eeckhoudt (1985), Bryis et Schlesinger (1990) confirment la relation ambiguë existante entre aversion au risque et auto-protection. La relation positive entre degré de riscophobie et auto-assurance a permis de dégager des résultats de statique comparative concernant une hausse de la richesse initiale et du coût des pratiques d'auto-assurance à partir des travaux de Ehrlich et Becker (1972), Dionne et Eeckhoudt (1985) et Bryis et Schlesinger (1990). Une hausse de la richesse initiale ne change pas, réduit ou augmente le montant optimal d'activités d'auto-assurance sous les hypothèses respectives d'aversion absolue au risque constante (CARA), décroissante (DARA) et croissante (IARA) avec la richesse. Ce résultat est identique à celui obtenu dans un cadre d'assurance. Une hausse du coût des activités d'auto-assurance réduit les activités entreprises par les agents, dès lors qu'ils sont caractérisés par une aversion absolue au risque constante ou croissante alors que le résultat est indéterminé sous une hypothèse DARA. Ce résultat est également identique à celui obtenu dans le cas de l'assurance et dépend aussi des effets substitution et revenu.

L'absence de relation claire entre riscophobie et effort d'auto-protection rend l'obtention des résultats de statique comparative plus délicate. Sweeney et Beard (1992) parviennent à obtenir des résultats concernant l'effet d'une hausse de richesse initiale et du coût de l'auto-protection mais qui dépendent de la probabilité d'occurrence du sinistre. Les auteurs montrent que, sous une hypothèse CARA, une hausse de la richesse n'a pas d'effet sur le montant optimal d'auto-protection. Cet effet est négatif sous IARA (DARA) si la probabilité de perte est supérieure (inférieure) à une probabilité critique. Ils prouvent également qu'une hausse du coût des activités d'auto-protection a un effet négatif sur les dépenses en auto-protection sous l'hypothèse IARA (DARA) si la probabilité de perte est inférieure (supérieure) à la probabilité critique. Le fait de considérer une probabilité critique rend alors l'effet de statique comparative dépendant à la fois de l'aversion au risque du sujet et de la probabilité d'occurrence du sinistre. Mahul (1998) synthétise ces résultats.

Cette section nous a permis de constater que, dans les modèles traditionnels, il n'existe pas de lien entre l'aléa, le montant des dommages et la richesse de l'individu puisque ceux-ci considèrent un risque additif. Cela signifie que, la partie aléatoire (perte) vient en déduction de la partie certaine (richesse initiale). Notre spécificité requiert le recours à un risque multiplicatif, c'est-à-dire que la partie aléatoire (perte) est proportionnelle à la partie certaine (richesse initiale). Nous allons donc considérer un tel risque.

Ces modèles traditionnels ont donné lieu à de nombreuses extensions. Nous nous intéressons cependant uniquement aux extensions qui sont directement liées à notre problématique de recherche.

### 1.3.2 Quelques extensions des travaux précurseurs

Nous étudions respectivement comment la littérature d'économie du risque et de l'assurance a appréhendé l'ambiguïté regnant sur la probabilité d'occurrence de certains risques ainsi que l'impact de l'intervention publique sur les comportements individuels. Nous analysons également la modélisation qui est traditionnellement employée pour analyser les décisions de prévention et de couverture en dynamique. Pour chacune des ces extensions, nous mettons en évidence les manques qui ne nous permettent pas d'étudier notre problématique.

#### L'incertitude caractérisant la probabilité d'occurrence des risques naturels

De nombreuses recherches ont mis en exergue les limites des modèles fondamentaux, développés initialement par Mossin (1968) et Ehrlich et Becker (1972), et ont tenté de les lever. Ces modèles considèrent un cadre d'utilité espérée reposant sur l'axiomatique Von Neumann et Morgenstern et c'est principalement ce cadre qui a fait l'objet de critiques. La critique d'Ellsberg (1961) consiste à dire que le critère d'espérance d'utilité n'est pas adaptée à des situations incertaines. L'expérience menée en 1961 par Ellsberg prouve que les sujets expriment une préférence pour les probabilités connues (par rapport aux probabilités incertaines), ce qu'il nomme "aversion à l'ambiguïté". Le résultat d'Ellsberg est confirmé par d'autres travaux empiriques. Becker et Brownson (1964) offrent à leurs sujets des loteries ambiguës qui diffèrent dans la longueur de l'intervalle des probabilités possibles mais avec une valeur espérée identique. Les auteurs montrent que les sujets ont une préférence pour les intervalles de probabilités plus étroits. Les sujets exprimeraient donc une aversion à l'ambiguïté lorsque celle-ci porte sur la distribution des probabilités. Viscusi et Chesson (1999) et Chakravarty et Roy (2008) reproduisent l'expérience menée par Ellsberg (1961) dans le domaine des pertes et prouvent la présence d'aversion à l'ambiguïté. Des expériences similaires et conduisant au même résultat sont apparues dans le domaine de l'assurance et de la prévention. Kunreuther et al. (1995) étudient la façon dont les assureurs fixent la prime d'assurance lorsqu'ils font face à une ambiguïté à propos de la probabilité d'occurrence d'un événement. Les auteurs montrent que cette ambiguïté conduit les assureurs à accroître le montant de la prime d'assurance[3]. L'aversion à l'ambiguïté des assureurs est confirmée par Cabantous (2007). Di Mauro et Maffioletti (1996) analysent l'impact de l'ambiguïté concernant la distribution de probabilités sur l'auto-assurance et l'auto-protection. Lorsque la probabilité d'occurrence de l'aléa est faible, ils observent une aversion à l'ambiguïté pour les pertes et une préférence à l'ambiguïté pour les gains. Le résultat inverse est observé lorsque la probabilité est élevée. Finalement, Ozdemir (2007) montre que ses sujets sont averses à l'ambiguïté dans un cadre d'auto-assurance.

[3]Pour un résultat différent, voir Ho et al. (2002) qui montrent que, conformément à Kahn et Sarin (1988), la plupart des managers expriment une préférence pour l'ambiguïté.

Nous constatons que, bien que certaines expériences aient eu lieu dans un cadre d'assurance, aucune d'entres elles ne s'est intéressée à l'aversion à l'ambiguïté des assurés.

L'existence de cette aversion à l'ambiguïté a conduit au développement de nombreux modèles de décision en incertitude[4]. Ces modèles permettent explicitement de prendre en considération l'aversion au risque, l'ambiguïté ainsi que l'aversion à l'ambiguïté. Le cadre proposé est donc plus général que celui d'utilité espérée. Nous retrouvons ainsi la théorie de l'utilité espérée Maxmin (Maxmin Expected Utility Theory) développée par Gilboa et Schmeidler (1989) et étendu par Klibanoff, Marinacci et Mukerji (2005). D'autres théories existent : la théorie de l'utilité espérée à la Choquet (Choquet Expected Utility Theory) proposée par Schmeidler (1989), la théorie de l'utilité non-espérée recursive (Recursive Nonexpected Utility Theory) de Segal (1987) ou encore la théorie développée par Gilboa (1987) et Epstein et Schneider (2003). Ces théories ont servi de support à de nombreux travaux. Pour certains d'entres eux, l'aversion à l'ambiguïté constitue un renfort à l'aversion au risque (Kahn et Sarin, 1988 ; Lauriola et Levin, 2001 ; Gollier, 2006 ; Potamites et Zhang, 2007 ; Bossaerts et al., 2007) alors que pour d'autres non (Cohen et al., 1985 ; Hogarth et Einhorn, 1990 ; Di Mauro et Maffioletti, 2004 ; Chakravarty et Roy, 2008). Toutefois, il n'existe pas de travaux qui se sont intéressés de façon explicite aux choix individuels d'assurance et de prévention en présence d'ambiguïté et encore moins appliqués à la forêt.

[4]Pour une présentation générale des différentes théories en ambiguïté, voir les travaux de Epstein (1999) ou encore Halevy (2007).

**L'intervention publique**

Lewis et Nickerson (1989) sont les premiers à analyser théoriquement les incitations et les effets de l'aide publique sur les comportements individuels de prévention face aux risques naturels. Les dépenses d'auto-assurance sont examinées dans un modèle où les individus sont partiellement assurés contre les pertes financières par un programme public et où l'assurance privée est indisponible. Les auteurs se placent dans un cadre de type Dionne et Eeckhoudt (1985) mais en considérant un continuum d'états de la nature, de sorte que désormais la perte dépend de l'effort d'auto-assurance mais également de l'intensité de l'aléa $\epsilon$ comme suit : $L(q, \epsilon)$, avec $\epsilon \in [\underline{\epsilon}, \overline{\epsilon}]$. Ainsi, des hypothèses supplémentaires sur les dérivées croisées apparaissent. Les auteurs qualifient les dépenses d'auto-assurance de "réductrices de risque" dès lors que leur rendement marginal varie directement avec la sévérité du sinistre ($L_{q\epsilon} < 0$) et de "risquée" lorsque leur rendement marginal est négativement corrélé avec la sévérité du sinistre ($L_{q\epsilon} > 0$). Dans ce contexte, ils intègrent un programme public d'aide. Le programme public consiste en une aide forfaitaire accordée à la victime dès lors que le sinistre dépasse une certaine intensité $\widehat{\epsilon}$. Les auteurs montrent que les dépenses privées optimales d'auto-assurance sont excessives lorsque l'investissement en auto-assurance est risqué ou insuffisantes lorsque l'investissement est réducteur de risque. Kaplow (1991) analyse l'effet des aides publiques sur les incitations individuelles à s'assurer dans un modèle standard d'assurance de type Mossin (1968). Il considère deux états de la nature. L'aide publique intervient donc systématiquement dès lors que l'aléa s'est produit (l'aide n'est plus accordée au dessus d'une certaine intensité de l'aléa, comme dans Lewis et Nickerson (1989)). Dans ce contexte, l'auteur montre que l'aide du gouvernement est inefficace. Celle-ci déforme les incitations individuelles : pour prendre leur décision, les agents prennent en compte uniquement leur propre exposition aux pertes - portion de perte non-couverte par le programme

- plutôt que la perte totale. Arvan et Nickerson (2000, 2006) abordent cette question en utilisant les concepts de la théorie des jeux. Ils analysent la structure des incitations dans un jeu entre des victimes potentielles et un planificateur social accordant des aides publiques. Ils montrent que, étant donné l'existence d'aide publique, il est rationnel pour les agents de ne pas s'assurer ou de se sous-assurer. Harrington (2000) part du constat selon lequel l'intervention de l'Etat à la suite de catastrophes se justifie par un problème survenant du coté offre du marché : l'échec du marché de l'assurance à fournir des couvertures adéquates et abordables. L'auteur décrit les problèmes engendrés par ces aides et fait des recommandations afin d'améliorer l'intervention de l'Etat : 1/ mettre les assureurs privés à même de pouvoir offrir des couvertures plus abordables en leur permettant de faire des réserves ; 2/ encourager une meilleure gestion des risques via les programmes d'assurance du gouvernement en appliquant la garantie du secteur privé et les techniques de classification des risques. Toutefois, l'auteur ne fournit pas de fondements théoriques à ces recommandations. Kelly et Kleffner (2003) examinent l'interaction entre le taux de prime instauré par un assureur et les incitations individuelles à souscrire une assurance et à entreprendre des activités de prévention dans un cadre de type Ehrlich et Becker (1972). Ils considèrent un assureur neutre au risque et en situation de monopole qui fixe le prix de l'assurance en fonction de l'élasticité prix de la demande de couverture. Cette dernière est par ailleurs affectée par la présence de prévention et d'une intervention financière publique. Les auteurs montrent, à l'aide de simulations, que l'intervention du gouvernement réduit les dépenses de prévention et le taux de chargement fixé par l'assureur. Kim et Schlesinger (2005) examinent comment la participation du gouvernement, dans la fourniture d'un niveau de richesse de subsistance, affecte l'équilibre du marché de l'assurance. Les auteurs montrent qu'un niveau faible de l'aide gouvernementale n'affecte pas le marché de l'assurance alors qu'un niveau élevé fait que les individus préfèrent l'assistance du gouvernement au marché de l'assurance. Cette conclusion est également obtenue par Raschky et Weck-Hannemann (2007). Les auteurs se placent dans un contexte à la Ehrlich et Becker (1972) afin d'analyser l'effet de l'aide publique sur la demande d'assurance. Ils considèrent que l'Etat prend en charge une proportion des pertes non-couvertes par l'assurance. Dans ce cadre, ils déterminent la demande optimale d'assurance et montrent que la différence principale avec un cadre basique sans aide publique est que, désormais le montant optimal d'assurance dépend de l'aide financière espérée du gouvernement. Les auteurs considèrent ensuite trois niveaux différents de l'aide. Ils prouvent que, pour un niveau faible de l'aide, l'individu choisit la pleine assurance. Un niveau intermédiaire de l'aide rend l'agent indifférent entre pleine assurance et absence d'assurance, c'est-à dire couverture partielle par l'Etat. Finalement, un niveau élevé de l'aide conduit l'agent à se reposer uniquement sur les aides publiques sans recourir à l'assurance.

Ces travaux semblent unanimes concernant l'effet de l'intervention publique et ce quelle que soit la méthodologie employée : une aide publique réduit les incitations individuelles à se prémunir contre les risques naturels. Cependant, aucun d'eux ne fournit un cadre d'analyse nous permettant de traiter notre problème. En effet, ces travaux reposent sur les modèles standards de prévention et de couverture, de sorte qu'ils considèrent un risque additif. Nous souhaitons modifier cette hypothèse en considérant un risque multiplicatif. Ensuite, Raschky et Weck-Hannemann (2007) considèrent que l'Etat prend en charge une proportion des pertes non-couvertes par l'assurance. Dans le secteur forestier, la réalité est différente : l'aide financière de l'Etat en cas d'aléa naturel vient s'ajouter à l'indemnité d'assurance du propriétaire y compris lorsque celui-ci a opté pour la pleine assurance. De plus, dans le secteur forestier l'aide publique peut prendre diverses formes. Par exemple, après les tempêtes de 1999, l'Etat français a fourni des aides de type forfaitaire, indépendantes de tout comportement de prévention ou de couverture. Au Danemark, des aides sont également accordées par le gouvernement après des tempêtes exceptionnelles mais elles sont conditionnées à la souscription d'un contrat d'assurance. Pour finir, en Allemagne, les aides publiques sont fournies sous forme de subvention de la prime d'assurance. Aucun des travaux présentés ne s'intéresse à la forme de l'aide publique ni à son impact potentiel sur les décisions de prévention et de couverture des individus. Enfin, aucun travail ne porte sur l'intervention publique dans le secteur forestier, même si Birot et Gollier (2001) et Holecy et Hanewinkel (2006) mettent en exergue le problème d'aléa moral qui peut exister.

Des travaux empiriques sur ce sujet existent également. Kunreuther (1976) analyse l'impact d'une subvention de la prime d'assurance sur les décisions individuelles d'assurance. L'auteur observe que seule la moitié des particuliers californiens interrogés lors de l'étude souscrivent à une assurance contre les catastrophes naturelles malgré le risque de séisme qui est important et une assurance subventionnée (prime à payer $<$ prime actuarielle). Browne et Hoyt (2000) examinent les éventuels déterminants des décisions d'achat d'assurance contre les inondations en se focalisant sur l'expérience financière du programme américain d'assurance pour les inondations de 1983 à 1993. Ils observent plusieurs déterminants parmi lesquels, l'existence d'un "risque de charité". Ce risque exprime "la tendance d'un individu, devant faire face à un risque, à ne pas souscrire d'assurance ou d'autres formes de financement du risque, parce qu'il a confiance en la charité espérée provenant des amis, de la famille, de la communauté, d'organisation à but non lucratif ou des programmes d'urgence du gouvernement". Botzen et Van den Bergh (2008) ont réalisé une étude sur les propriétaires d'habitation afin d'estimer les effets du changement climatique et de l'existence de compensation publique sur la demande d'assurance inondation en Hollande. Les auteurs comparent le consentement à payer des agents avec et sans compensation publique pour les dommages d'inondation. Ils estiment également la dépendance du consentement à payer à la perception antérieure des risques, à des mesures objectives du risque, à l'aversion au risque et à l'achat d'assurance. Les compensations publiques existantes en Hollande peuvent être jugées indésirables car les incitations à réduire les dommages potentiels d'inondations sont minimum.

Ces travaux montrent aussi un effet négatif de l'intervention publique sur la demande de prévention et de couverture contre les risques naturels des individus. Cependant, ces travaux empiriques s'intéressent essentiellement à l'assurance habitation pour se protéger des risques naturels or, notre analyse porte sur l'assurance d'un actif productif. De plus, aucun d'eux ne considère plusieurs types de compensation publique et les différents effets associés en termes d'incitations individuelles à s'assurer ou à s'auto-assurer.

### La gestion forestière dynamique

Les modèles traditionnels de prévention et d'assurance, développés au sein de cette revue de littérature, se placent dans un cadre statique. Toutefois, la gestion forestière risquée est un processus dynamique qui entrainent des choix dynamiques de prévention et de couverture. Le problème de choix de prévention et de couverture en dynamique peut être assimilié à un problème standard de décision en dynamique. Ce problème standard a été analysé d'un point de vue théorique. La méthodologie employée est toujours la même : un modèle à deux périodes avec résolution dynamique d'un programme de décision. Cette méthodologie a été utilisée pour analyser les choix de portefeuille. Or, les choix de prévention et de couverture sont souvent assimilés à des choix de portefeuille et donc étudiés comme tels (Gollier, 2001 ; Eeckhoudt, Gollier et Schlesinger, 2005). Cette méthodologie a également été employée en matière de gestion forestière notamment par Koskela et Ollikainen (1997, 1999). L'objectif de ces auteurs est d'analyser les conséquences du risque sur les utilisations multiples de la forêt : production de bois et de services d'aménités. Les auteurs se placent dans un cadre à deux périodes au sein duquel le propriétaire forestier retire de l'utilité de sa consommation et des services d'aménités. Le risque porte soit sur le stock de bois disponible, soit sur la fonction de croissance du peuplement. Les auteurs considèrent deux cas de figures : soit la variable de décision du propriétaire est la récolte à chaque période soit ce sont les services d'aménités à chaque période. Cependant, ces travaux n'intègrent pas la possibilité de prévention et de couverture contre les risques.

Nous souhaitons mixer les travaux qui ont consisté à analyser les choix de prévention et de couverture comme des choix de portefeuille et ceux qui se sont intéressés à la gestion forestière. Notre objectif est alors d'analyser les choix de prévention et de couverture des propriétaires forestiers en nous reposant sur la méthodologie traditionnellement employée pour étudier un problème de décision en dynamique.

Cette section nous a permis de constater que les travaux existants, en matière d'incertitude sur la probabilité d'occurrence de l'aléa, d'intervention publique et de modélisation dynamique d'assurance, présentent certaines limites. Ce sont ces limites que nous souhaitons lever afin d'intégrer au mieux les spécificités de notre thématique.

## 1.4 Conclusion

Les outils standards de l'économie forestière ne nous semblent pas les mieux adaptés pour étudier les comportements de prévention et d'assurance. C'est pourquoi dans le cadre de ce travail nous avons privilégié les cadres proposés par l'économie du risque et de l'assurance. Toutefois ces cadres nécessitent d'être adaptés aux spécificités de notre problématique. Tel est alors notre objectif. Dans un premier temps, nous intégrons un risque multiplicatif (plutôt qu'un risque additif) dans l'analyse standard afin d'établir un lien entre l'aléa, le montant des dommages et la valeur de l'actif détenu (chapitre 2). Nous constatons ensuite que des extensions des modèles standards ont traité des thématiques liées à nos trois autres spécificités. De ce fait, dans un second temps, nous proposons une application des théories de l'ambiguïté existantes aux choix de prévention et de couverture (chapitre 2). Dans un troisième temps, nous présentons une extension des travaux existants en matière d'effet de l'intervention publique sur les comportements individuels des agents en considérant un risque multiplicatif ainsi que différentes formes pouvant être prises par la compensation publique (chapitre 3). Dans un quatrième temps, ces résultats sont testés empiriquement (chapitre 4). Dans un cinquième temps, nous appliquons les outils standards d'analyse d'un problème de décision en dynamique à la gestion forestière, en partant des travaux de Koskela et Ollikainen (1997, 1999) (chapitre 5). Ce modèle dynamique permettra au propriétaire de prendre simultanément des décisions de récolte et de prévention ou de couverture.

# Chapitre 2

# Assurance et auto-assurance en foresterie : une approche théorique[1]

## 2.1 Introduction

Les spécificités du risque naturel nécessite de considérer un risque multiplicatif permettant un lien entre l'aléa, le niveau des dommages et la valeur de la forêt. Cette particularité est à l'origine de l'extension des modèles standards que nous proposons. L'objectif de ce chapitre est ainsi de présenter un modèle propre à l'analyse du comportement d'assurance et d'auto-assurance des propriétaires forestiers privés faisant face à un risque naturel. Nous déterminons les activités optimales de prévention et de couverture et nous analysons le comportement des propriétaires forestiers en fonction de certaines modifications de leur environnement quotidien, comme par exemples les revenus ou les coûts. Nous étudions séparément auto-assurance et as-

[1]Ce chapitre s'inspire d'un travail réalisé en collaboration avec Stéphane Couture (Brunette et Couture (2008c.)).

surance[2].

Nous proposons ensuite une extension de ce travail initial en considérant un cadre d'assurance ou d'auto-assurance en présence d'ambiguïté sur la probabilité d'occurrence de l'aléa. En effet, la probabilité de réalisation d'un risque naturel n'est pas toujours connue de façon précise et certaine. En France, il existe des estimations de la probabilité de réalisation des risques d'incendie et de tempête mais qui sont imprécises et qui varient en fonction de leur origine. Il est alors plus aisé de déterminer un intervalle des réalisations possibles de l'aléa ou encore de fournir plusieurs estimations de la probabilité d'occurrence. Le chapitre premier a permis d'observer que : 1/ aucune étude théorique portant sur l'ambiguïté ne s'est intéressée explicitement à la prévention et à la couverture contre les risques naturels ; 2/ des analyses empiriques prouvent l'existence d'aversion à l'ambiguïté (Ellsberg, 1961 ; Becker et Brownson, 1964 ; Viscusi et Chesson, 1999 ; Kunreuther et al. , 1995 ; Di Mauro et Maffioletti, 1996 ; Cabantous, 2007 ; Ozdemir, 2007) et plus particulièrement dans le domaine des pertes (Di Mauro et Maffioletti, 1996 ; Viscusi et Chesson, 1999). Partant de ces deux points, nous analysons théoriquement les implications de l'aversion à l'ambiguïté sur la demande d'assurance et les décisions d'auto-assurance des propriétaires afin de faire face à un risque naturel.

La suite du chapitre se déroule comme suit. Dans un premier temps, nous analysons respectivement les choix d'auto-assurance et d'assurance (2.2). Pour chacune de ces activités, nous caractérisons les choix optimaux, puis nous réalisons des analyses de statique comparative sur la valeur du peuplement et le coût de la prévention ou de la couverture. Dans un second temps, nous proposons une extension analy-

[2] Une analyse séparée de l'assurance et de l'auto-assurance constitue une première approche satisfaisante du problème. Une analyse silmultanée constituera une étape supplémentaire qui sera abordée dans de futures recherches.

sant l'effet de l'aversion à l'ambiguïté sur les décisions optimales d'auto-assurance et d'assurance des propriétaires (2.3). Enfin, dans la dernière section (2.4), nous concluons.

## 2.2 Choix individuels d'auto-assurance ou d'assurance dans le secteur forestier

Nous considérons un propriétaire forestier privé présentant de l'aversion au risque. Bien que l'aversion au risque soit une hypothèse standard justifiant les transferts de risque entre agents économiques, certains travaux ont toutefois montré la difficulté à capter cette aversion au risque. Celle-ci aurait ainsi tendance à varier avec les probabilités mais aussi avec le domaine (Kahneman et Tversky, 1979 ; Hershey et Schoemaker, 1980 ; Cohen, Jaffray et Said, 1987 ; Tversky et Kahneman, 1992). Dans le domaine des gains, les individus exprimeraient une aversion au risque lorsque la probabilité est élevée et une préférence au risque lorsqu'elle est faible. Des comportements inverses seraient observés dans le domaine des pertes. Nous considérons une représentation simple de l'aversion au risque qui repose sur l'hypothèse de concavité de la fonction d'utilité. Les préférences du propriétaire forestier privé sont donc représentées par une fonction d'utilité Von Neumann et Morgenstern $u$, croissante et concave : $u' > 0$ et $u'' < 0$. Cette hypothèse est renforcée par les travaux de Lönnstedt et Svensson (2000) et Stenger (2008) qui montrent que les propriétaires forestiers privés présentent de l'aversion au risque.
Nous considérons un propriétaire forestier privé qui possède un peuplement équienne[3] lui fournissant un revenu optimal $R$ qui correspond à la valeur commerciale de sa

[3] Un peuplement équienne est composé d'arbres ayant tous le même âge.

forêt à la période optimale de coupe[4]. Le fait de considérer un peuplement non-équienne complexifierait l'analyse en situant les décisions du propriétaire au niveau de l'arbre et non au niveau du peuplement dans son ensemble. Ce revenu $R$ est exposé à un risque naturel et donc à une perte potentielle. Considérons $\epsilon \in [0, 1]$ la variable aléatoire dont la réalisation représente un état de la nature. Lorsque $\epsilon = 0$, le dommage est nul alors que $\epsilon = 1$ implique une destruction complète du peuplement forestier. $f(\epsilon)$ et $F(\epsilon)$ correspondent respectivement à la fonction de densité et la fonction de répartition de $\epsilon$. La proportion du peuplement touchée par l'aléa est notée $L(\epsilon, q) \in [0, 1]$, avec $L(0, q) = 0$ et $L(1, q) = 1$. Le montant de la perte en cas d'aléa naturel est alors noté : $L(\epsilon, q)R$. La perte est donc proportionnelle à la valeur du peuplement. Notons que dans un contexte d'assurance $q = 0$, de sorte que la fonction de perte s'écrit $L(\epsilon)R$. L'originalité de notre approche réside sur la forme multiplicative de cette fonction de dommage. Les travaux existants, que ce soit en matière d'assurance ou d'auto-assurance, considèrent une perte indépendante de la richesse (risque additif). Or, l'analyse des risques naturels en foresterie nécessite de considérer une fonction de perte dépendante de la valeur de l'actif forestier.
Nous formulons les hypothèses suivantes concernant la fonction de perte :

<u>Hypothèse 1</u> :

A) $L_\epsilon > 0$

B) $L_{\epsilon\epsilon} > 0$

A travers l'hypothèse 1A, nous considérons que plus l'aléa est élevé, plus la proportion endommagée du peuplement est grande. L'hypothèse 1B signifie que plus $\epsilon$ augmente et plus l'accroissement de dommage devient grand. Pour illustrer cette hypothèse, nous nous référons au risque de tempête et à l'échelle de Beaufort qui

[4]Cette hypothèse nous permet, pour le moment, de raisonner dans un cadre statique. Un cadre dynamique sera proposé dans le chapitre 5.

correspond à une échelle de mesure empirique, comportant 13 degrés (de 0 à 12), de la vitesse moyenne du vent sur une durée de dix minutes. A chacun des degrés correspond une observation. Un degré 0 correspond ainsi à une observation du type : "La fumée des cheminées s'élève verticalement" alors que le dernier degré (degré 12) implique une dévastation complète de tout ce qui se trouve au sol. L'hypothèse 1A signifie que le passage d'une tempête de catégorie 8 à 12 par exemple, permet de passer de la situation où quelques branches d'arbres cassent à celle d'une dévastation complète. L'hypothèse 1B implique que le fait de passer d'une tempête de catégorie 11 à 12 (11 = dommages très étendus et 12 = dévastation) accroît davantage les dommages, que lors du passage d'une tempête de catégorie 8 à 9 (8 = quelques branches cassent et 9 = le vent endommage les habitations).

Hypothèse 2 :

A) $L_q \leq 0, \forall \epsilon$

B) $L_{qq} > 0, \forall \epsilon$

L'hypothèse 2A signifie qu'une hausse des activités d'auto-assurance a pour conséquence de réduire la part du peuplement endommagée. Cette hypothèse semble raisonnable dans la mesure où, si elle n'est pas respectée, les individus n'ont aucun intérêt à mettre en oeuvre des activités de prévention. L'hypothèse 2B indique que plus $q$ augmente et plus la réduction de dommage est faible. Ces hypothèses sont standards (cf. analyse de la prévention dans la section 1.3.1 de la revue de littérature).

Hypothèse 3 : $L_{q\epsilon} < 0$

Cette hypothèse signifie que l'intérêt de la prévention pour le propriétaire est d'autant plus grand que le risque tend vers des dommages catastrophiques. En d'autres termes, lorsque la catastrophe est de petite ampleur en termes d'intensité et de dégâts, alors le bénéfice à la marge de la prévention est minime. En revanche, ce bénéfice s'accroît lorsque la catastrophe prend une ampleur plus importante.

Dans un premier temps, nous analysons les activités d'auto-assurance puis, dans un second temps, le choix d'assurance.

### 2.2.1 Une analyse des activités d'auto-assurance

Nous déterminons tout d'abord les activités optimales d'auto-assurance, ensuite nous présentons les résultats de l'analyse de statique comparative concernant l'impact d'une hausse de la valeur du peuplement forestier et du coût des activités d'auto-assurance.

#### Activités optimales d'auto-assurance

Nous analysons le comportement d'auto-assurance d'un propriétaire forestier privé qui n'a pas accès au marché de l'assurance. Notons $cq$ le coût des activités d'auto-assurance. $W$ correspond à la richesse finale du propriétaire avec $W = R - L(\epsilon, q)R - cq$. L'objectif du propriétaire est de choisir le montant d'auto-assurance $q$ qui maximise l'utilité espérée de cette richesse finale :

$$Eu(W) = Eu(R - L(\epsilon, q)R - cq) \tag{2.1}$$

avec $E$ le terme d'espérance mathématique.

Les conditions d'optimalité pour une solution intérieure $q^* > 0$ sont :

$$E\left\{u'(W^*)(-L_q(\epsilon,q^*)R-c)\right\}=0 \tag{2.2}$$

$$E\left\{u''(W^*)(-L_q(\epsilon,q^*)R-c)^2\right\}+E\left\{u'(W^*)(-L_{qq}(\epsilon,q^*))\right\}<0 \tag{2.3}$$

avec $W^* = R - L(\epsilon, q^*)R - cq^*$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum.
La condition de second ordre (2.3) est satisfaite sous les hypothèses $u' > 0$, $u'' < 0$ et sous l'hypothèse 2.

La condition de premier ordre (2.2) peut se réécrire :

$$E\left\{u'(W^*)(-L_q(\epsilon,q^*)R)\right\}=cE\left\{u'(W^*)\right\} \tag{2.4}$$

A l'optimum, le bénéfice marginal de la prévention, en termes d'utilité espérée $E\left\{u'(W^*)(-L_q(\epsilon,q^*)R)\right\}$, égalise le coût marginal, en termes d'utilité espérée, issu de l'accroissement des activités d'auto-assurance $cE\left\{u'(W^*)\right\}$.

En utilisant la définition de la covariance pour développer le terme de gauche de l'égalité (2.4), nous pouvons réécrire la condition de premier ordre :

$$E\left\{u'(W^*)\right\}E\left\{-L_q(\epsilon,q^*)R\right\}+cov(u'(W^*),-L_q(\epsilon,q^*)R)=cE\left\{u'(W^*)\right\}$$

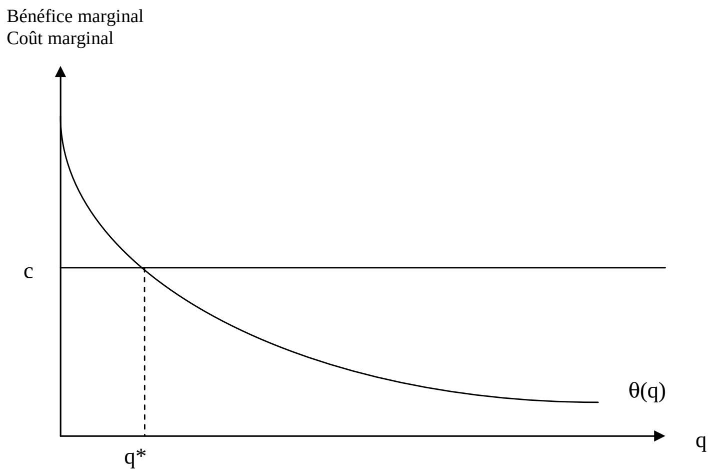
En divisant à gauche et à droite par $E\left\{u'(W^*)\right\} > 0$, nous obtenons :

$$E\left\{-L_q(\epsilon,q^*)R\right\}+\frac{cov(u'(W^*),-L_q(\epsilon,q^*)R)}{E\left\{u'(W^*)\right\}}=c \tag{2.5}$$

Le terme de droite représente le coût marginal physique, le coût d'opportunité d'une unité supplémentaire d'auto-assurance. Le terme de gauche représente le bénéfice marginal brut en termes d'utilité espérée. Il se compose de deux éléments : 1/ le terme $E\{-L_q(\epsilon, q^*)R\}$ correspond à la contribution d'une unité monétaire supplémentaire investie en $q$, à l'espérance de la richesse finale ; 2/ le terme $\frac{cov(u'(W^*), -L_q(\epsilon,q^*)R)}{E\{u'(W^*)\}}$ représente le coût psychologique lié à la riscophobie du propriétaire. Comme $u' > 0$, le signe de ce second terme dépend du signe de la covariance. Or, l'hypothèse 3 indique que lorsque $\epsilon$ augmente, $-L_q(\epsilon, q^*)$ augmente. L'expression $-L_q(\epsilon, q^*)R$ est donc croissante en $\epsilon$. Une hausse de $\epsilon$ génère une réduction de $W^*$, qui implique un $u'(W^*)$ croissant en $\epsilon$. Le terme de covariance étant positif, le coût psychologique est aussi positif.

Il est possible que plusieurs valeurs de $q$ satisfassent la condition (2.5) si des restrictions ne sont pas imposées. En cas de multiplicité de $q$ satisfaisant cette condition, nous avons des extrema locaux. Afin d'obtenir le maxima global, il conviendrait de calculer l'espérance d'utilité associée à chacun des maxima local et de retenir celui ayant l'espérance d'utilité la plus élevée. Afin de proposer une représentation graphique de l'optimum à partir de la condition (2.5) nous considérons que des restrictions sont imposées de façon à identifier une valeur unique de $q$ correspondant au maxima global. Ces restrictions nous assurent une courbe de bénéfice marginal brut décroissante et une unicité de l'équilibre $q^*$.

FIG. 2.1 – Activités optimales d'auto-assurance




Sur le graphique, nous notons $\theta(q) = E\{-L_q(\epsilon, q)R\} + \frac{cov(u'(W), -L_q(\epsilon,q)R)}{E\{u'(W)\}}$, le bénéfice marginal brut, en termes d'utilité espérée, de l'activité d'auto-assurance. Le coût marginal physique de l'auto-assurance $c$ est exogène. Il est indépendant des décisions du propriétaire, de sorte qu'il est représenté par une droite horizontale. L'optimum $q^*$ correspond au point d'intersection entre les courbes de coût marginal physique et de bénéfice marginal brut.

L'auto-assurance optimale $q^*$ dépend, entre autres choses, des préférences vis-à-vis du risque du propriétaire, de la valeur du peuplement forestier et du coût marginal physique de l'auto-assurance. Nous intéressons donc à l'effet de chacun de ces paramètres sur le comportement optimal de prévention du propriétaire forestier. Nous comparons nos résultats aux résultats standards obtenus en considérant un risque additif.

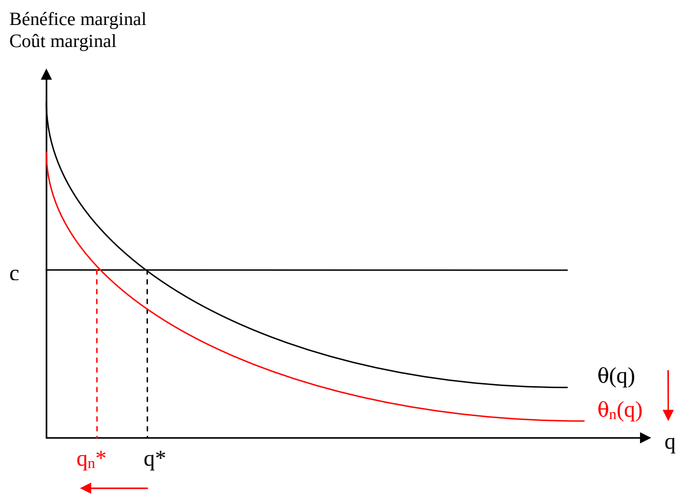
**Analyse de statique comparative**

Nous nous demandons si un propriétaire présentant de l'aversion au risque entreprend davantage d'activités d'auto-assurance qu'un propriétaire neutre à l'égard du risque. Nous obtenons le résultat suivant :

**Proposition 1** *: Un propriétaire riscophobe a un niveau optimal d'activités d'auto-assurance supérieur à celui d'un propriétaire neutre vis-à-vis du risque.*

La condition (2.5) fait apparaître le coût psychologique lié à la riscophobie du propriétaire. En cas de neutralité au risque, ce coût est nul. Le bénéfice marginal brut, en termes d'utilité espérée, d'un propriétaire neutre au risque $\theta_n(q)$ est alors : $E\{-L_q(\epsilon, q^*)R\}$. Or, en cas d'aversion, le terme de covariance est positif, la courbe de bénéfice marginal brut du propriétaire neutre au risque, représentée en rouge sur la figure 2.2, est donc inférieure à celle du propriétaire présentant de l'aversion.

FIG. 2.2 – Activités optimales d'auto-assurance en fonction de l'attitude face au risque




Le niveau optimal d'activités d'auto-assurance d'un propriétaire éprouvant de l'aversion au risque, noté $q^*$ sur le graphique, est donc supérieur à celui d'un propriétaire neutre au risque $q_n^*$. Par définition, un propriétaire neutre est indifférent au risque, de sorte que ses mesures de prévention sont nécessairement plus faibles que celles mises en oeuvre par un agent riscophobe, qui lui n'est pas insensible au risque.

Rappelons qu'il existe plusieurs mesures locales d'aversion au risque. Les coefficients d'aversion absolue et relative au risque ont été découverts de façon indépendante par Pratt (1964) et Arrow (1965, 1971). Le coefficient d'aversion partielle au risque a été introduit simultanément par Menezes et Hanson (1970) et Zeckhauser et Keeler (1970). Nous détaillons ces trois mesures locales d'aversion au risque. Le coefficient d'aversion absolue au risque s'écrit : $\beta(W) = -\frac{u''(W)}{u'(W)}$, avec $W$ un niveau de richesse quelconque. Ce coefficient est constant avec $W$ lorsque les préférences expriment une aversion absolue au risque constante avec la richesse (CARA : Constant Absolute Risk Aversion). De façon similaire, il existe une aversion absolue au risque décroissante avec la richesse (DARA : Decreasing Absolute Risk Aversion) et croissante (IARA : Increasing Absolute Risk Aversion). Le coefficient d'aversion relative au risque se note : $\gamma(W) = -W\frac{u''(W)}{u'(W)}$, avec $W$ un niveau de richesse quelconque. Trois déclinaisons de ce coefficient existent en fonction de sa variation avec la richesse $W$ : l'aversion relative au risque constante avec la richesse (CRRA : Constant Relative Risk Aversion)), croissante (IRRA : Increasing Relative Risk Aversion) et décroissante (DRRA : Decreasing Relative Risk Aversion). La dernière mesure est le coefficient d'aversion partielle au risque. Supposons une richesse quelconque $W$ composée d'une partie certaine $z$ et d'une partie aléatoire $X$ avec $W = X + z$, alors le coefficient d'aversion partielle s'écrit comme suit : $\eta(W,X) = -X\frac{u''(W)}{u'(W)}$. L'aversion partielle au risque est constante avec la richesse (CPRA : Constant Partial Risk Aversion) lorsque $\eta(W,X)$ est constant avec $W$. De la même façon, il

existe une aversion partielle au risque croissante (IPRA : Increasing Partial Risk Aversion) et décroissante (DPRA : Deacreasing Partial Risk Aversion) avec la richesse. Ces trois coefficients sont reliés les uns aux autres de la façon suivante : $\eta(W, X) = X\beta(W) = \frac{X}{W}\gamma(W)$.
Nous avons besoin du coefficient d'aversion partielle au risque pour l'analyse de statique comparative suivante alors que les autres coefficients nous serviront par la suite.

Nous nous intéressons à l'impact d'une hausse de la valeur du peuplement sur le comportement d'auto-assurance du propriétaire. La valeur d'un peuplement forestier varie fortement selon les essences, la taille de la forêt ou le prix du bois. En cas de tempête, par exemple, l'offre de bois augmente entraînant une diminution du prix et de ce fait, une réduction de la valeur du peuplement, d'où l'intérêt de cette analyse. Nous nous posons donc la question suivante : si la valeur du peuplement forestier se modifie mais que l'exposition au risque reste la même, le propriétaire choisira t'il plus ou moins d'auto-assurance ? En d'autres termes, l'auto-assurance est-elle un bien inférieur ou supérieur ? La réponse est fournie par la proposition suivante :

**Proposition 2** *: Si le propriétaire est caractérisé par une aversion partielle au risque constante avec la richesse (CPRA), alors une hausse de la valeur commerciale du peuplement forestier n'a pas d'effet sur le niveau optimal d'activités d'auto-assurance du propriétaire forestier. En revanche, sous une hypothèse d'aversion partielle au risque croissante avec la richesse (IPRA), l'effet est positif et sous une hypothèse d'aversion partielle au risque décroissante avec la richesse (DPRA) il est indéterminé.*

**Démonstration.** Afin de connaître l'effet d'une hausse de $R$ sur l'activité optimale de prévention, nous différencions la condition de premier ordre (2.2) par rapport à $R$. Nous cherchons ainsi le signe de $\frac{dq}{dR}$ qui s'écrit comme suit :

$$\frac{dq}{dR} = -\frac{\partial^2 Eu(W)/\partial q \partial R}{\partial^2 Eu(W)/\partial q^2}$$

Le dénominateur est négatif par la condition de second ordre. Nous avons alors :

$$\text{sign}\left(\frac{dq}{dR}\right) = \text{sign}\left(\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial q \partial R}\right)$$

Or :

$$\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial q \partial R} = E\left\{u''(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)(1 - L(\epsilon, q^*))\right\} + E\left\{u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*))\right\} \tag{2.6}$$

Comme $u' > 0$ et $-L_q(\epsilon, q^*) > 0$ par l'hypothèse 2A, nous savons que le second terme de l'expression ci-dessus est positif. Nous nous concentrons alors sur le signe du premier terme : $E\{u''(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)(1 - L(\epsilon, q^*))\}$. Pour cela introduisons le coefficient d'aversion partielle au risque. Notre richesse finale à l'optimum s'écrit : $W^* = R - L(\epsilon, q^*)R - cq$. Notons $X$ la partie aléatoire de la richesse avec $X = R - L(\epsilon, q^*)R = R(1 - L(\epsilon, q^*))$ et $z$ la partie certaine de la richesse avec $z = -cq$. Le coefficient d'aversion partielle se note : $\eta(W^*, X) = -X \times \frac{u''(W^*)}{u'(W^*)}$.

En utilisant l'égalité : $1 - L(\epsilon, q^*) = R(1 - L(\epsilon, q^*)) \times \frac{1}{R}$ ainsi que le coefficient d'aversion partielle au risque $\eta(W^*, X)$, nous avons :

$$\begin{aligned}
E & \quad \{u''(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)(1 - L(\epsilon, q^*))\} \qquad (2.7)\\
= & \quad -E\left\{-\frac{u''(W^*)}{u'(W^*)}R(1 - L(\epsilon, q^*))u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)\right\}\\
= & \quad -\frac{1}{R}E\left\{-\frac{u''(W^*)}{u'(W^*)}(1 - L(\epsilon, q^*))u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)\right\}\\
= & \quad -\frac{1}{R}E\left\{\eta(W^*, X)u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)\right\}\\
= & \quad -\frac{1}{R}\left\{E(\eta(W^*, X))E(u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c))\right\}\\
- & \quad \frac{1}{R}\left\{cov(\eta(W^*, X), u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c))\right\}
\end{aligned}$$

Or, comme $E(u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)) = 0$ par la condition de premier ordre (2.2), la condition (2.7) s'écrit :

$$E\{u''(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)(1 - L(\epsilon, q^*))\} =$$
$$-\frac{1}{R}\left\{cov(\eta(W^*, X), u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c))\right\}$$

Nous avons alors à déterminer le signe de la covariance. Lorsque $\epsilon$ croît, $W^*$ diminue et comme $u' > 0$, nous avons $u'(W^*)$ qui est croissant en $\epsilon$. Ensuite, selon l'hypothèse 3, une hausse de l'aléa accroît $-L_q(\epsilon, q^*)$ de sorte que $-L_q(\epsilon, q^*)R - c$ est croissant avec l'aléa. Tout dépend alors du coefficient d'aversion partielle au risque.

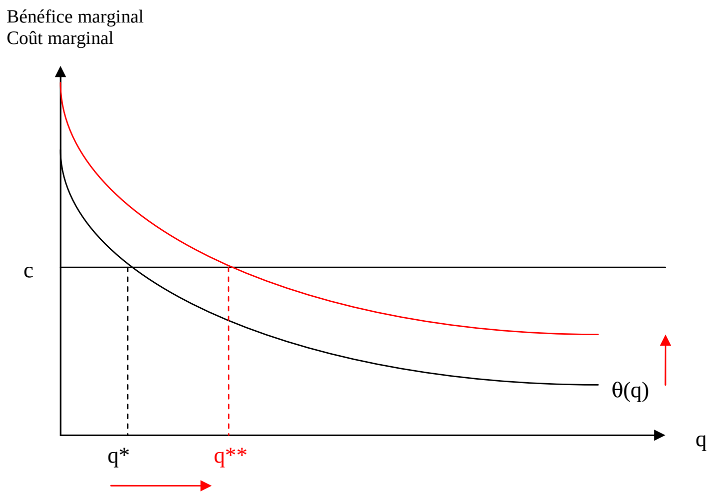
Si l'aversion partielle au risque est constante avec la richesse (CPRA) alors $\eta(W^*, X))$ est constant. La covariance est donc nulle et nous avons $\frac{dq}{dR} = 0$. L'effet richesse est nul sous une hypothèse CPRA.

Si le coefficient d'aversion partielle au risque est croissant avec la richesse (IPRA) alors une hausse de $\epsilon$ réduit $W^*$ ce qui réduit $\eta(W^*, X)$. La covariance est donc négative puisque $\eta(W^*, X)$ est décroissant en $\epsilon$ et $u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)$ est croissant en $\epsilon$. Toutefois, elle est précédée d'un signe négatif de sorte que nous avons : $-cov(\eta(W^*), u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)) > 0$ et $E\{u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)) > 0$. Les deux termes de droite de l'égalité (2.6) sont positifs. Le résultat final est donc : $\frac{dq}{dR} \geq 0$.

Si le coefficient d'aversion partielle au risque est décroissant avec la richesse (DPRA) alors une hausse de $\epsilon$ réduit $W^*$ ce qui accroît $\eta(W^*, X)$. La covariance est donc positive puisque les termes $\eta(W^*, X)$ et $u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)$ sont tous deux croissants en $\epsilon$ mais comme elle est précédée par un signe négatif, nous avons : $-cov(\eta(W^*), u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)) < 0$. Ainsi, les deux termes de droite de l'égalité (2.6) ont des signes opposés puisque $E\{u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)) > 0$. Le résultat final est donc ambigu. ■

Un graphique permet de représenter l'effet d'une hausse de $R$ sur les activités optimales d'auto-assurance.

FIG. 2.3 – Effet d'une hausse de la valeur du peuplement



Sous une hypothèse d'aversion partielle au risque constante (CPRA), l'effet richesse est nul. L'optimum reste donc en $q^*$. Si l'aversion partielle au risque est croissante avec la richesse, alors l'effet richesse est positif, de sorte que la courbe de bénéfice marginal brut se déplace vers le haut et que l'optimum passe de $q^*$ en $q^{**}$. Sous l'hypothèse DPRA, nous ne sommes pas en mesure d'indiquer dans quel sens s'opère la variation de $q$ puisque l'effet richesse est indéterminé.

La proposition 2 indique que l'auto-assurance est un bien supérieur sous l'hypothèse d'aversion partielle au risque croissante avec la richesse. Menezes et Hanson (1970) montrent que l'hypothèse d'aversion relative au risque croissante avec la richesse formulée par Arrow (1965, 1971) implique une aversion partielle au risque également croissante avec la richesse. Notre analyse montre donc qu'une hausse de la valeur du peuplement conduit le propriétaire forestier à accroître ses activités de prévention. Ce résultat est différent de celui énoncé par l'approche standard. Le tableau ci-dessous résume les résultats de notre approche (avec un risque multiplicatif) et ceux de l'approche standard obtenus par Ehrlich et Becker (1972), Dionne et Eeckhoudt (1985) et Bryis et Schlesinger (1990) avec un risque additif.

TAB. 2.1 – Effet d'une hausse de la richesse initiale sur l'auto-assurance optimale

| Résultats de notre analyse (risque multiplicatif) | Résultats standards (risque additif) |
|---|---|
| CPRA : pas d'effet sur $q^*$ | CARA : pas d'effet sur $q^*$ |
| IPRA : $\nearrow$ de $q^*$ | IARA : $\nearrow$ de $q^*$ |
| DPRA : indéterminé | DARA : $\searrow$ de $q^*$ |

Sous l'hypothèse standard d'aversion absolue au risque décroissante avec la richesse, l'approche traditionnelle montre qu'une hausse de la richesse conduit l'individu a réduire sa prévention. Sous une hypothèse DARA, l'auto-assurance est donc un bien inférieur. Le fait de considérer un risque multiplicatif nous conduit à recourir à l'indice d'aversion partielle au risque alors que l'analyse traditionnelle repose sur le coefficient d'aversion absolue. De ce fait, notre conclusion principale est opposée : une hausse de $R$ accroît l'auto-assurance du propriétaire forestier. Notre résultat semble donc indiquer qu'un peuplement avec une faible valeur commerciale constitue un frein à la prévention des propriétaires. L'anticipation d'un faible retour financier du peuplement aurait alors pour incidence de réduire les dépenses du propriétaire au cours du processus de croissance.

Le choix du montant optimal d'auto-assurance dépend également du coût marginal physique de l'activité d'auto-assurance. Nous analysons donc l'impact d'une modification de $c$, toutes choses égales par ailleurs, sur la décision optimale d'auto-assurance. Si le coût des activités d'auto-assurance est plus important, le propriétaire forestier accroît-il ses activités d'auto-assurance ? La réponse à cette question est fournie par la proposition suivante :

**Proposition 3** *: Un accroissement du coût des activités d'auto-assurance engendre une réduction des activités de prévention entreprises par le propriétaire si celui-ci est caractérisé par une aversion absolue au risque constante (CARA) ou croissante (IARA) avec la richesse. Avec des préférences DARA, le résultat est indéterminé.*

**Démonstration.** Notre objectif est de déterminer le signe de $\frac{dq}{dc}$. Cette expression s'écrit de la façon suivante :

$$\frac{dq}{dc} = -\frac{\partial^2 Eu(W)/\partial q \partial c}{\partial^2 Eu(W)/\partial q^2}$$

Le dénominateur est négatif par la condition de second ordre. Nous avons alors :

$$\text{sign}\left(\frac{dq}{dc}\right) = \text{sign}\left(\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial q \partial c}\right)$$

Nous cherchons à déterminer le signe de $\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial q \partial c}$. En considérant le coefficient d'aversion absolue au risque d'Arrow-Pratt $\beta(W^*) = -\frac{u''(W^*)}{u'(W^*)}$, nous avons :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial q \partial c} &= E\left\{u''(W^*)(-q^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c) + u'(W^*)(-1)\right\} && (2.8) \\ &= E\left\{u'(W^*)\beta(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)q^*\right\} - E\left\{u'(W^*)\right\} && (2.9) \end{aligned}$$

Deux effets apparaissent lorsqu'il s'agit d'analyser l'effet d'une hausse de $c$ sur les activités optimales d'auto-assurance. Un accroissement du coût des activités d'auto-assurance incite le propriétaire forestier à réduire ses activités d'auto-assurance, c'est l'effet substitution pur. Cet effet est représenté par le terme $(-1)$ dans la condition (2.8) et implique $-E\left\{u'(W^*)\right\} < 0$ dans (2.9). Le second effet est un effet richesse. Une hausse de $c$ est perçue par le propriétaire comme un niveau de richesse finale plus faible. La réaction de ce dernier dépend donc de son aversion vis-à-vis du risque. Cet effet apparaîtra par la suite.

Comme $-E\left\{u'(W^*)\right\} < 0$ du fait de l'effet substitution pur négatif, nous nous intéressons au signe du premier terme $E\left\{u'(W^*)\beta(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)q^*\right\}$. Celui-ci se réécrit comme suit :

$$q^*\{E(\beta(W^*))E(u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)) + cov(\beta(W^*), u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c))$$

Or, $E(u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)) = 0$ par la condition de premier ordre (2.2). Nous cherchons donc le signe de la covariance, qui, par ailleurs matérialise l'effet richesse. Une hausse de $\epsilon$ accroît $u'(W^*)$ du fait de l'hypothèse $u' > 0$. De plus, l'hypothèse 3 indique que $-L_q(\epsilon, q^*)$ augmente lorsque $\epsilon$ augmente de sorte que le terme $u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)$ est croissant avec l'aléa. Le signe de la covariance dépend alors de l'aversion absolue au risque du propriétaire.

Lorsque l'aversion absolue au risque est constante avec la richesse (CARA), l'effet richesse est nul. En effet, $\beta(W^*) = \beta$ qui est constant. Dans ce cas, le terme de covariance est nul et sous CARA, l'effet d'une hausse de $c$ sur le montant optimal d'auto-assurance dépend uniquement de l'effet substitution pur qui est négatif. En conséquence, sous CARA nous avons : $\frac{dq}{dc} \leq 0$.

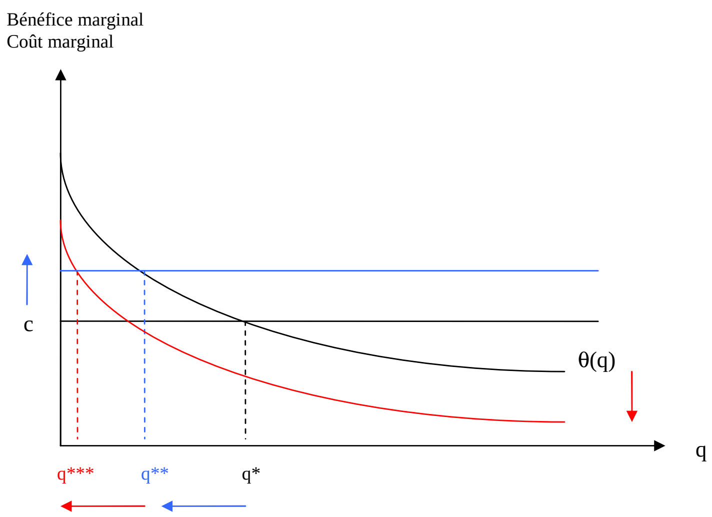
Lorsque l'aversion absolue au risque est croissante avec la richesse (IARA), l'aversion au risque se réduit car une hausse de $c$ est perçue comme une réduction de richesse finale par le propriétaire, ce qui le conduit à réduire son auto-assurance. Sous l'hypothèse IARA, $\beta(W^*)$ est décroissant avec $\epsilon$. En effet, une hausse de $\epsilon$ réduit $W^*$ et sous une hypothèse IARA, cela se traduit par une réduction de $\beta(W^*)$. De ce fait, $\beta(W^*)$ est décroissant en $\epsilon$ et $u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)$ est croissant en $\epsilon$. La covariance est négative, ce qui signifie que l'effet richesse est négatif sous une hypothèse IARA. Au final, nous avons un effet richesse négatif et un effet substitution pur également négatif, ce qui implique : $\frac{dq}{dc} \leq 0$.

Lorsque l'aversion absolue au risque est décroissante avec la richesse (DARA), une hausse de $c$ engendre un accroissement de l'aversion au risque du propriétaire puisque la richesse diminue, ce qui conduit le propriétaire à accroître ses activités de prévention. Sous l'hypothèse DARA, $\beta(W^*)$ est croissant avec $\epsilon$. Une hausse de l'aléa réduit $W^*$, ce qui, sous une hypothèse DARA, implique une hausse de $\beta(W^*)$.

En conséquence, $\beta(W^*)$ et $u'(W^*)(-L_q(\epsilon, q^*)R - c)$ sont tous deux croissants avec $\epsilon$. La covariance est alors positive (effet richesse positif) et l'effet substitution pur est négatif. Nous ne pouvons donc pas conclure quant à l'effet d'une hausse de $c$ sur l'auto-assurance optimale dans le cas d'une hypothèse DARA. Le résultat dépend de l'ampleur de chacun des effets. ■

Un graphique permet de représenter les effets substitution pur et richesse qui apparaissent lors de l'analyse de statique comparative sur $c$.

FIG. 2.4 – Effet d'une hausse du coût des activités d'auto-assurance




Une hausse de $c$ se traduit par un déplacement parallèle vers le haut de la droite de coût marginal physique. Ce déplacement correspond à l'effet substitution pur qui est alors représenté en bleu sur le graphique. Cet effet substitution pur conduit le propriétaire à réduire ses activités d'auto-assurance. En cas d'aversion absolue au risque constante (CARA), l'effet richesse est nul donc seul l'effet substitution intervient. Le montant optimal d'auto-assurance se situe donc en $q^{**}$. L'effet richesse, représenté en rouge, se traduit par un déplacement vers le bas de la courbe de bénéfice marginal. Lorsque le propriétaire est caractérisé par une aversion absolue au risque croissante avec la richesse (IARA), l'effet richesse est négatif donc, ce dernier vient renforcer l'effet substitution pur. L'optimum se situe alors en $q^{***}$. Sous une hypothèse DARA, il nous est impossible d'indiquer si une hausse du coût des activités d'auto-assurance accroît ou réduit la prévention du propriétaire puisque les deux effets présents ont des impacts opposés sur le montant optimal d'activités d'auto-assurance.

En conclusion, si le propriétaire forestier est caractérisé par une aversion absolue au risque constante (CARA) ou croissante (IARA) avec la richesse, alors l'auto-assurance est un bien normal. Toutefois, l'hypothèse communément admise depuis Arrow (1965, 1971) est celle d'aversion absolue au risque décroissante avec la richesse. Sous cette hypothèse, notre résultat est ambigu donc l'auto-assurance peut être un bien Giffen. Ce résultat est identique à celui obtenu dans la littérature et les deux effets à l'oeuvre sont similaires. Notre spécification de la perte n'a pas d'effet lors de l'analyse de statique comparative sur $c$.

Pour conclure cette section, rappelons que le fait de considérer un risque multiplicatif altère les résultats standards de statique comparative concernant l'effet d'une hausse de $R$ sur les activités optimales d'auto-assurance mais pas ceux relatifs à l'impact d'un accroissement de $c$. Nous nous intéressons maintenant à l'assurance comme moyen de couverture contre les risques naturels. Désormais, nous considérons que le propriétaire ne peut se couvrir que par l'assurance et que l'auto-assurance n'est plus disponible.

### 2.2.2 Une analyse de la demande d'assurance

Dans cette section, nous déterminons le montant optimal d'assurance, ensuite nous présentons les résultats des analyses de statique comparative concernant l'impact d'une hausse de la valeur du peuplement forestier et du coût de la couverture d'assurance, sur la demande optimale d'assurance des propriétaires forestiers.

#### Montant optimal d'assurance

Dorénavant, la perte s'écrit $L(\epsilon)R$ car nous considérons que le propriétaire n'a plus la possibilité de s'auto-assurer ($q = 0$). Rappelons les hypothèses associées à $L(\epsilon)R$. L'hypothèse 1A indique que $L_\epsilon > 0$ donc lorsque $\epsilon$ croît, $L(\epsilon)$ croît également de sorte que la perte $L(\epsilon)R$ est croissante avec l'aléa. L'hypothèse 1B stipule que $L_{\epsilon\epsilon} > 0$, ce qui signifie que plus l'aléa augmente et plus l'accroissement de dommage est important. Dans ce contexte, le propriétaire forestier peut acheter une police d'assurance afin de se couvrir contre le risque auquel il est exposé. Ce contrat d'assurance est composé d'une indemnité $\alpha L(\epsilon)R$, en cas de réalisation de la perte $L(\epsilon)R$ mais aussi d'une prime $P$ qui sera payée *ex ante*. Le propriétaire forestier choisit $\alpha \in [0, 1]$, avec $\alpha = 0$ représentant l'absence d'assurance et $\alpha = 1$, la pleine assurance. Considérons $\mu$ l'espérance de l'aléa, notée : $\mu = E\{L(\epsilon)\}$. La prime d'assurance prend alors la forme suivante : $P(\alpha) = (1 + \lambda)\alpha R\mu$, avec $\lambda \geq 0$, le taux de chargement. Nous considérons que l'assureur possède la même information que le propriétaire concernant le risque et la valeur du peuplement, d'où l'absence d'asymétrie d'information.

Le problème du propriétaire forestier est de choisir $\alpha$ qui maximise l'utilité espérée de sa richesse finale $W$, avec $W = R - L(\epsilon)R + \alpha L(\epsilon)R - (1 + \lambda)\alpha R\mu =$

$R(1 - L(\epsilon) + \alpha L(\epsilon) - (1 + \lambda)\alpha\mu)$ donc :

$$Eu(W) = Eu\left(R(1 - L(\epsilon) + \alpha L(\epsilon) - (1 + \lambda)\alpha\mu)\right) \tag{2.10}$$

avec $E$ le terme d'espérance mathématique.
Les conditions d'optimalité pour une solution intérieure $\alpha^* \in ]0; 1[$ sont :

$$E\left\{u'(W^*)(L(\epsilon) - (1 + \lambda)\mu)\right\} = 0 \tag{2.11}$$

$$E\left\{u''(W^*)(L(\epsilon) - (1 + \lambda)\mu)^2\right\} < 0 \tag{2.12}$$

avec $W^* = R(1 - L(\epsilon) + \alpha^* L(\epsilon) - (1 + \lambda)\alpha^*\mu)$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum.
La condition de second ordre est vérifiée sous les hypothèses $u'' < 0$ et $u' > 0$.

La condition de premier ordre peut se réécrire :

$$E\left\{u'(W^*)L(\epsilon)\right\} = ((1 + \lambda)\mu)E\left\{u'(W^*)\right\} \tag{2.13}$$

A l'optimum, le bénéfice marginal de l'assurance, en termes d'utilité espérée $E\left\{u'(W^*)L(\epsilon)\right\}$, est égal à son coût marginal, en termes d'utilité espérée $((1 + \lambda)\mu)E\left\{u'(W^*)\right\}$.

En utilisant la définition de la covariance pour développer le terme de gauche de l'égalité (2.13), nous pouvons réécrire la condition de premier ordre :

$$E\left\{u'(W^*)\right\}E\left\{L(\epsilon)\right\} + cov(u'(W^*), L(\epsilon)) = ((1 + \lambda)\mu)E\left\{u'(W^*)\right\}$$

En divisant à gauche et à droite par $E\left\{u'(W^*)\right\} > 0$, nous obtenons :

$$E\left\{L(\epsilon)\right\} + \frac{cov(u'(W^*), L(\epsilon))}{E\left\{u'(W^*)\right\}} = (1+\lambda)\mu$$

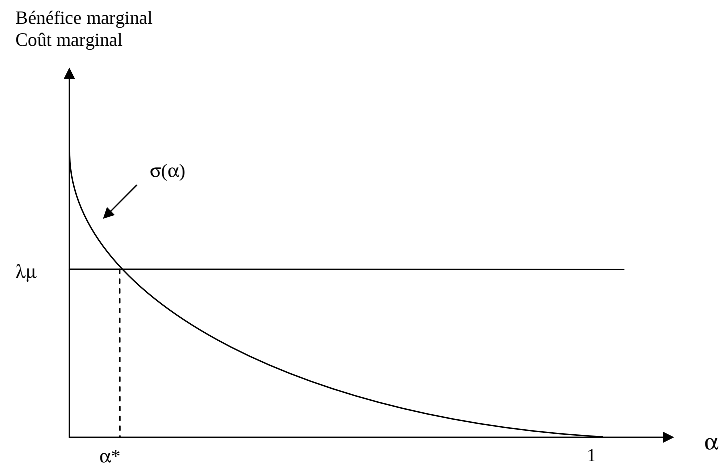
Or, comme $\mu = E\{L(\epsilon)\}$, nous avons :

$$\frac{cov(u'(W^*), L(\epsilon))}{E\left\{u'(W^*)\right\}} = \lambda\mu \tag{2.14}$$

Le terme de droite de l'égalité, $\lambda\mu$, représente le coût de l'accroissement de $\alpha$ par unité de valeur de la propriété forestière. Le terme de gauche est lié à l'aversion au risque du propriétaire. L'hypothèse 1A indique qu'une hausse de $\epsilon$ génère une hausse de $L(\epsilon)$. De plus, un accroissement de $\epsilon$ réduit $W^*$, ce qui rend $u'(W^*)$ croissant en $\epsilon$. La covariance est positive et comme $u' > 0$, le terme de gauche de la condition (2.14) est donc positif. Il mesure le bénéfice marginal, en termes d'utilité espérée, d'une meilleure couverture par unité d'actif forestier détenue.

Plusieurs valeurs de $\alpha$ peuvent satisfaire la condition (2.14) si des restrictions ne sont pas imposées. Afin de proposer une représentation graphique de l'optimum à partir de la condition (2.14) nous considérons, comme pour l'auto-assurance, que des restrictions sont imposées de façon à obenir une courbe de bénéfice marginal décroissante et un équilibre unique $\alpha^*$.

FIG. 2.5 – Demande optimale d'assurance




Sur le graphique, nous notons $\sigma(\alpha) = \frac{cov(u'(W),L(\epsilon))}{E\{u'(W)\}}$, le bénéfice marginal, en termes d'utilité espérée, de l'assurance par unité d'actif forestier détenue. La courbe $\sigma(\alpha)$ atteint une valeur nulle en $\alpha = 1$. En effet, lorsque $\alpha = 1$, tout le risque est éliminé et le développement de $\alpha$, s'il était permis, n'entrainerait plus aucun bénéfice marginal. Le terme $\lambda\mu$ est indépendant de $\alpha$ de sorte qu'il est représenté par une droite horizontale. L'optimum $\alpha^*$ correspond donc à l'intersection entre $\sigma(\alpha)$ et $\lambda\mu$.

Le fait de considérer un risque multiplicatif n'altère en rien le résultat du Théorème de Mossin (1968).

**Proposition 4** *: Si l'assurance est disponible à un prix actuariel* $(\lambda = 0)$*, alors la couverture complète est optimale* $(\alpha^* = 1)$ *; si le prix de l'assurance inclut un taux de chargement positif* $(\lambda > 0)$*, alors l'assurance partielle est optimale* $(\alpha^* < 1)$*.*

**Démonstration.** La condition de premier ordre pour un $\alpha^*$ maximum est (2.11). Lorsque $\alpha = 1$, la richesse finale est : $W_1^* = R - (1+\lambda)R\mu = 1 - (1+\lambda)\mu$ et nous avons :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial Eu(W)}{\partial \alpha}|_{\alpha=1} &= E\{u'(W_1^*)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)\} \\
&= E\{u'(W_1^*)L(\epsilon)\} - E\{u'(W_1^*)\}\mu - \lambda E\{u'(W_1^*)\}\mu \\
&= E\{u'(W_1^*)\}E\{L(\epsilon)\} + cov(u'(W_1^*), L(\epsilon)) - E\{u'(W_1^*)\}\mu - \lambda E\{u'(W_1^*)\}\mu
\end{aligned}$$

Or, comme $E\{L(\epsilon)\} = \mu$ et que $W_1^*$ est non-stochastique, nous avons :

$$\frac{\partial Eu(W)}{\partial \alpha}|_{\alpha=1} = -\lambda E\{u'(W_1^*)\}\mu$$

$u' > 0$ et $\mu > 0$, le résultat dépend donc du taux de chargement :

- Si $\lambda = 0$ alors $-\lambda E\{u'(W_1^*)\}\mu = 0$ et $\alpha = 1$.
- Si $\lambda > 0$ alors $-\lambda E\{u'(W_1^*)\}\mu < 0$ et $\alpha < 1$.

■

Nous retrouvons aisément ce résultat sur le graphique 2.5. En effet, lorsque le taux de chargement est nul, la droite horizontale $\lambda\mu$ se confond avec l'axe des abscisses et l'optimum se situe alors à l'intersection de la courbe de bénéfice marginal et de l'axe des abscisses, c'est-à-dire en $\alpha^* = 1$. En revanche, dès que le taux de chargement est positif alors la droite $\lambda\mu$ se déplace parallèlement vers le haut à l'axe des abscisses, de sorte que l'optimum est nécessairement en $\alpha^* < 1$.

Nous réalisons maintenant une analyse de statique comparative sur la valeur du peuplement forestier et le taux de chargement de l'assurance. Nous comparons ces résultats à ceux de la littérature.

#### Analyse de statique comparative

Nous nous intéressons à l'effet d'une hausse de la richesse initiale sur la demande optimale d'assurance. Nous montrons que :

**Proposition 5** *: Sous une hypothèse d'aversion relative au risque constante avec la richesse (CRRA), une hausse de la valeur du peuplement n'a pas d'effet sur la demande d'assurance du propriétaire. Sous une hypothèse d'aversion relative au risque croissante avec la richesse (IRRA), l'effet est positif sur la demande d'assurance et négatif sous une hypothèse DRRA.*

**Démonstration.** Nous cherchons à déterminer le signe de $\frac{d\alpha}{dR}$. Cette expression s'écrit de la façon suivante :

$$\frac{d\alpha}{dR} = -\frac{\partial^2 Eu(W)/\partial\alpha\partial R}{\partial^2 Eu(W)/\partial\alpha^2}$$

Le dénominateur est négatif par la condition de second ordre. Nous avons alors :

$$\text{sign}\left(\frac{d\alpha}{dR}\right) = \text{sign}\left(\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial R}\right)$$

Or,

$$\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial R} = E\left\{u''(W^*)(1 - L(\epsilon) + \alpha^* L(\epsilon) - (1+\lambda)\alpha^*\mu)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)\right\} \tag{2.15}$$

Nous savons que $u'' > 0$. Le second terme peut se réécrire à l'aide de la richesse finale à l'optimum comme suit : $1 - L(\epsilon) + \alpha^* L(\epsilon) - (1+\lambda)\alpha^*\mu = \frac{W^*}{R} > 0$. En revanche, nous ne connaissons pas le signe du dernier terme : $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu$. Nous utilisons le coefficient d'aversion relative au risque afin de réécrire l'expression (2.15).

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial R} &= -\frac{1}{R}E\left\{-\frac{u''(W^*)}{u'(W^*)}W^*u'(W^*)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu)\right\} \\
&= -\frac{1}{R}E\{\gamma(W^*)u'(W^*)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu)\} \\
&= -\frac{1}{R}\{E(\gamma(W^*))E(u'(W^*)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu))\} \\
&- \frac{1}{R}\{cov(\gamma(W^*),u'(W^*)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu))\}
\end{aligned}$$

Or, $E(u'(W^*)(L(\epsilon) - (1 + \lambda)\mu)) = 0$ par la condition de premier ordre (2.11) donc nous avons :

$$\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial R} = -\frac{1}{R}\{cov(\gamma(W^*),u'(W^*)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu))\}$$

Nous cherchons alors le signe de la covariance. Comme $u' > 0$, lorsque $\epsilon$ croît, $u'(W^*)$ augmente et comme l'indique l'hypothèse 1A, $L(\epsilon)$ augmente aussi donc $L(\epsilon) - (1 + \lambda)\mu$ augmente. Le signe de la covariance dépend alors du coefficient d'aversion relative au risque.

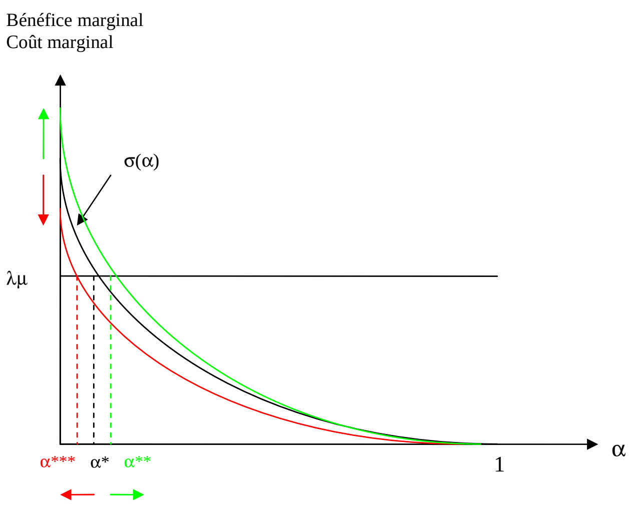
Si l'aversion relative au risque est constante avec la richesse (CRRA), alors $\gamma(W^*)$ est constant. La covariance est donc nulle et une hausse de $R$ n'a pas d'effet sur la demande optimale d'assurance. L'effet richesse est donc nul sous une hypothèse CRRA.

Si l'aversion relative au risque est croissante (IRRA), alors une hausse de $\epsilon$ réduit $W^*$ ce qui conduit à une réduction de $\gamma(W^*)$. Dans ce cas, $\gamma(W^*)$ est décroissant en $\epsilon$ alors que $u'(W^*)(L(\epsilon) - (1 + \lambda)\mu)$ est croissant en $\epsilon$. La covariance est alors négative mais elle est précédée d'un signe négatif donc notre résultat est : $\frac{d\alpha}{dR} \geq 0$. L'effet richesse est positif sous IRRA.

Si l'aversion relative au risque est décroissante (DRRA), alors la covariance est positive puisque $\gamma(W^*)$ et $u'(W^*)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)$ sont tous les deux croissants en $\epsilon$. La covariance est cependant précédée d'un signe négatif donc : $\frac{d\alpha}{dR} \leq 0$. L'effet richesse est négatif sous DRRA. ■

Nous proposons une représentation graphique.

FIG. 2.6 – Effet d'une hausse de la valeur du peuplement




Sous une hypothèse d'aversion relative au risque constante, l'effet richesse est nul, de sorte que l'optimum demeure en $\alpha^*$. Sous une hypothèse d'aversion relative croissante, l'effet richesse est positif, ce qui implique un déplacement de $\sigma(\alpha)$ vers le haut, et un optimum en $\alpha^{**}$. Enfin, sous une hypothèse DRRA, l'optimum est en $\alpha^{***}$ car l'effet richesse est négatif.

Notre résultat indique que, sous l'hypothèse d'aversion relative au risque croissante avec la richesse formulée par Arrow (1965, 1971), une hausse de la valeur du peuplement accroît la demande d'assurance du propriétaire forestier. Ce résultat est différent de celui obtenu par Mossin (1968). Le tableau ci-dessous fait apparaître simultanément les résultats de notre analyse de statique comparative ainsi que les résultats standards.

TAB. 2.2 – Effet d'une hausse de la richesse initiale sur la demande optimale d'assurance

| Résultats de notre analyse (risque multiplicatif) | Résultats standards (risque additif) |
|---|---|
| CRRA : pas d'effet sur $\alpha^*$ | CARA : pas d'effet sur $\alpha^*$ |
| IRRA : $\nearrow$ de $\alpha^*$ | IARA : $\nearrow$ de $\alpha^*$ |
| DRRA : $\searrow$ de $\alpha^*$ | DARA : $\searrow$ de $\alpha^*$ |

Les effets de statique comparative, en considérant un risque multiplicatif, sont identiques à ceux de l'approche standard. En revanche, l'hypothèse sur l'aversion au risque de l'agent est différente. Nous utilisons le coefficient d'aversion relative au risque pour caractériser les préférences du propriétaire forestier alors que traditonnellement, c'est l'aversion absolue au risque qui est employée. Notre résultat principal est donc opposé au résultat standard obtenu sous l'hypothèse DARA. Nous concluons en indiquant qu'un accroisssement de richesse conduit le propriétaire à accroître sa demande d'assurance. Ce résultat permettrait alors d'expliquer la faible demande d'assurance des propriétaires par la faible valeur commerciale de leur peuplement.

Nous nous interrogeons maintenant sur l'effet d'une hausse du taux de chargement sur la demande d'assurance du propriétaire. Notre résultat indique que :

**Proposition 6** *: Lorsque les préférences du propriétaire forestier sont caractérisées par une aversion absolue au risque constante (CARA) ou croissante (IARA) avec la richesse alors lorsque le taux de chargement de l'assurance s'accroît, le propriétaire* *réduit sa demande d'assurance. Sous l'hypothèse DARA, le résultat est indéterminé.*

**Démonstration.** Nous recherchons le signe de $\frac{d\alpha}{d\lambda}$. Cette expression s'écrit de la façon suivante :

$$\frac{d\alpha}{d\lambda} = -\frac{\partial^2 Eu(W)/\partial\alpha\partial\lambda}{\partial^2 Eu(W)/\partial\alpha^2}$$

Le dénominateur est négatif par la condition de second ordre. Nous avons alors :

$$\text{sign}\left(\frac{d\alpha}{d\lambda}\right) = \text{sign}\left(\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial\lambda}\right)$$

Nous cherchons à déterminer le signe de $\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial\lambda}$ qui s'écrit :

$$E\left\{u''(W^*)[-\alpha^* R\mu](L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)\right\} + E\left\{u'(W^*)[-\mu]\right\} \tag{2.16}$$

Deux effets apparaissent lorsqu'il s'agit d'analyser l'effet d'une hausse de $\lambda$ sur le montant optimal d'assurance : un effet substitution pur et un effet richesse. Une hausse du taux de chargement accroît la prime d'assurance, ce qui incite le propriétaire à réduire sa demande de couverture. Cet effet correspond à l'effet substitution pur et se matérialise par le terme $-\mu$ dans l'expression (2.16). Ainsi, comme $u' > 0$ et $\mu > 0$, nous avons $E\left\{u'(W^*)[-\mu]\right\}$ qui est strictement négatif. L'effet richesse apparaît car le propriétaire assimile une hausse du taux de chargement à une réduction de richesse finale. Cet effet sera identifié par la suite.

Intéressons nous désormais au signe du premier terme, qui s'écrit à l'aide du coefficient d'aversion absolue au risque d'Arrow-Pratt, $\beta(W^*) = -\frac{u''(W^*)}{u'(W^*)}$, comme suit :

$$
\begin{aligned}
E & \quad \{u''(W^*)[-\alpha^* R\mu](L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)\} \\
= & \quad [\alpha^* R\mu] E \left\{ -\frac{u'(W^*)}{u'(W^*)} u'(W^*)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu) \right\} \\
= & \quad [\alpha^* R\mu] E \{\beta(W^*) u'(W^*)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)\} \\
= & \quad [\alpha^* R\mu] \{E\{\beta(W^*)\} E\{u'(W^*)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)\} \\
+ & \quad [\alpha^* R\mu] \{cov(\beta(W^*), u'(W^*)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu))\}
\end{aligned}
$$

Or, $E\{u'(W^*)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu) = 0$ par la condition du premier ordre (2.11). Nous avons alors :

$$
\begin{gathered}
E \{u''(W^*)[-\alpha^* R\mu](L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)\} \\
= [\alpha^* R\mu] \{cov(\beta(W^*), u'(W^*)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu))\}
\end{gathered}
$$

Il nous reste donc à déterminer le signe de $cov(\beta(W^*), u'(W^*)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu))$, qui matérialise l'effet richesse. Or, lorsque $\epsilon$ augmente, $u'(W^*)$ augmente et comme l'indique l'hypothèse 1A, $L(\epsilon)$ augmente aussi donc $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu$ croît. Le signe de la covariance dépend alors du coefficient d'aversion absolue au risque.

Sous une hypothèse d'aversion absolue au risque constante avec la richesse (CARA), le terme de covariance est nul puisque $\beta(W^*)$ est constant. L'effet d'une hausse de $c$ sur la demande d'assurance dépend alors uniquement de l'effet substitution pur qui est négatif. Nous avons alors : $\frac{d\alpha}{d\lambda} \leq 0$.

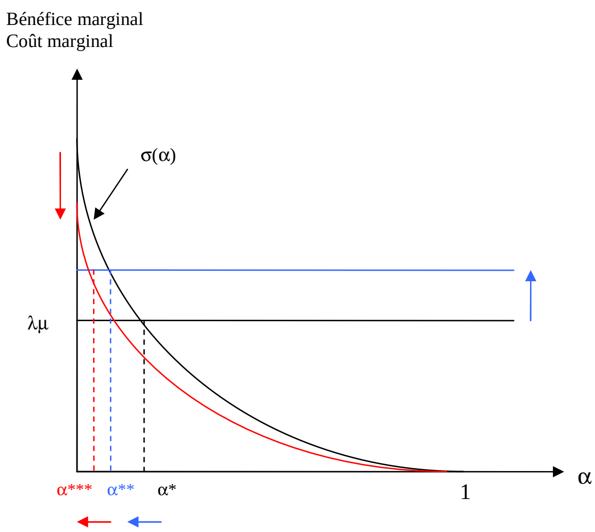
Sous une hypothèse d'aversion absolue au risque croissante avec la richesse (IARA), l'effet richesse agit négativement sur la demande optimale d'assurance. Une hausse de $\epsilon$ se traduit par une réduction de $W^*$, qui sous une hypothèse IARA, génère une diminution de $\beta(W^*)$. La covariance est alors négative puisque $u'(W^*)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu)$ est croissant avec $\epsilon$ alors que $\beta(W^*)$ est décroissant avec $\epsilon$. En conséquence, nous avons un effet richesse négatif et un effet substitution pur négatif donc, sous IARA : $\frac{d\alpha}{d\lambda} \leq 0$.

Si le propriétaire est caractérisé par une aversion absolue au risque décroissante avec la richesse (DARA), alors suite à son appauvrissement réel le propriétaire accroît $\alpha$. Sous une hypothèse DARA, $\beta(W^*)$ et $u'(W^*)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu)$ sont tous les deux croissants avec $\epsilon$, de sorte que la covariance est positive. Comme l'effet substitution pur est négatif, nous ne sommes pas en mesure de conclure quant à l'effet d'une hausse du taux de chargement sur la demande optimale d'assurance.

$\blacksquare$

Une représentation graphique permet de faire apparaître chacun des ces effets.

FIG. 2.7 – Effet d'une hausse du taux de chargement



Une hausse du taux de chargement conduit la droite horizontale $\lambda\mu$ à se déplacer vers le haut. Cet effet substitution pur, représenté en bleu, réduit la demande d'assurance du propriétaire et fait passer l'optimum en $\alpha^{**}$. Sous une hypothèse CARA, seul l'effet substitution pur intervient car l'effet richesse est nul. L'équilibre se trouve alors en $\alpha^{**}$. Sous une hypothèse IARA, l'effet richesse réduit également la demande d'assurance du propriétaire, ce qui se traduit par une réduction supplémentaire de $\alpha$. En définitive, la demande optimale d'assurance se situe en $\alpha^{***}$. Sous une hypothèse DARA, l'effet substitution pur réduit la demande optimale d'assurance mais l'effet richesse l'accroît, donc le résultat final est ambigu.

En conclusion, sous les hypothèses d'aversion absolue au risque constante (CARA) ou croissante (IARA) avec la richesse, l'assurance est un bien normal. Lorsque l'aversion absolue au risque est décroissante avec la richesse, l'assurance peut être un bien Giffen, cela dépend de l'importance de chacun des effets. Bryis, Dionne et Eeckhoudt (1989) ont déterminé une limite à la variation de l'aversion absolue au risque qui permet à l'effet substitution de toujours dominer l'effet richesse et ainsi à l'assurance de ne jamais être un bien Giffen. Une telle limite permettrait donc de lever l'ambiguïté concernant l'effet d'une hausse du taux de chargement sur la demande d'assurance sous une hypothèse DARA. En effet, une hausse du taux de chargement génèrerait alors une réduction de demande d'assurance sous DARA puisque l'effet substitution négatif l'emporterait toujours sur l'effet richesse positif. Notre résultat est standard et donc similaire à celui de la littérature. L'originalité de notre fonction de perte n'altère pas l'analyse de statique comparative concernant une hausse du paramètre de coût de l'assurance.

Pour conclure, nous remarquons que le fait de considérer un risque multiplicatif modifie les résultats de statique comparative sur la richesse initiale et ce pour le modèle avec auto-assurance mais aussi pour celui avec assurance. A contrario, les résultats de statique comparative sur le coût ($c$ pour l'auto-assurance et $\lambda$ pour l'assurance) restent parfaitement identiques à ceux obtenus dans le cas d'un risque additif.

## 2.3 Une application de la théorie de l'ambiguïté à l'auto-assurance et à l'assurance

Parfois, il y a ambiguïté concernant la probabilité d'occurrence des risques naturels. Même lorsque les risques d'incendie ou de tempête sont correctement anticipés, l'estimation d'une distribution de probabilités caractérisant ces risques est souvent très difficile. Pour les propriétaires forestiers la probabilité annuelle qu'une catastrophe détruise leur peuplement est plutôt incertaine. Même pour les assureurs, avoir une estimation précise de cette probabilité peut être difficile. Bien que les preuves scientifiques du changement climatique soient maintenant évidentes, il existe toujours un débat sur la relation entre risques naturels et changement climatique. En conséquence, même les assureurs peuvent percevoir des difficultés à estimer la vraisemblance d'un aléa naturel dans certaines zones géographiques.
Ce constat nous conduit à analyser l'effet de cette imprécision concernant la probabilité d'occurrence du sinistre sur les comportements de prévention et de couverture des propriétaires.

Dans un premier temps, nous décrivons le cadre d'analyse dans lequel nous nous plaçons et ensuite, nous développons un modèle destiné à observer l'effet de l'aversion à l'ambiguïté sur les choix d'auto-assurance et d'assurance des propriétaires forestiers.

### 2.3.1 Description du cadre d'analyse de Klibanoff, Marinacci et Mukerji (2005)[5]

Le cadre proposé par Klibanoff et al. (2005) consiste en une extension du modèle Maxmin de Gilboa et Schmeidler (1989) en considérant des croyances multiples. Dans ce cadre, le décideur fait face à plusieurs distributions de probabilités pour un résultat donné, tout en sachant qu'une seule d'entres elles représente la vraie distribution. Considérons une loterie $(x, 0; 1, 0)$ où les deux issues sont $x$ et 0 et où, nous avons deux distributions de probabilités objectives possibles. La première assigne une probabilité de 1 à l'issue $x$ alors que la seconde assigne une probabilité de 1 à l'issue 0. La question est ici de savoir comment le décideur évalue cette loterie ambiguë. L'idée de la théorie développée par Klibanoff et al. (2005) est la suivante : considérons un individu qui parie sur une couleur provenant d'une urne de type Ellsberg qui contient 10 boules, qui sont soit toutes rouges soit toutes jaunes. Cette urne implique deux distributions de probabilités : $\{(1, 0); (0, 1)\}$. Supposons que $u : \{0, x\} \rightarrow R$ est une fonction d'utilité. Klibanoff et al. (2005) fournissent des axiomes qui permettent de représenter la valeur de la loterie ambiguë par un opérateur. L'axiome 1 requiert que le décideur satisfasse l'hypothèse d'utilité espérée concernant $u$ et les deux distributions de probabilités $(1, 0)$ et $(0, 1)$ sur la série d'issues possibles $\{0, x\}$. Supposons maintenant que le pari ne concerne plus directement la couleur mais la composition de l'urne. Le décideur doit, de ce fait, annoncer la composition exacte et gagne $x$ si sa prédiction est correcte. Considérons $\sigma = (\sigma_R, \sigma_j)$, $\sigma_R \geq 0$ et $\sigma_J \geq 0$ représentant toutes les croyances subjectives sur les probabilités

[5]Cette description est empruntée à Chakravarty et Roy (2008).

concernant la série {R : toutes rouges, J : toutes jaunes} avec $\sigma_R+\sigma_J = 1$. Supposons qu'il y ait une fonction d'utilité $v : \{0, x\} \rightarrow R$. Le deuxième axiome de Klibanoff et al. (2005) requiert que le décideur satisfasse l'hypothèse d'utilité espérée subjective concernant $v$ et la série de toutes les croyances subjectives sur les probabilités. Le troisième axiome requiert que les préférences, dans l'exercice de pari originel, soient conformes aux préférences du second exercice de pari.

Etant donné ces trois axiomes, Klibanoff et al. (2005) montrent que la valeur de la loterie ambiguë $(x, 0; 1, 0)$ peut être représentée par une valeur espérée de la fonction : $\phi = v \circ u^{-1}$. Ainsi, pour un décideur pariant sur la couleur rouge, la valeur de Klibanoff et al. (2005) de la loterie ambiguë, représentée comme "une utilité espérée subjective sur les utilités espérées", est donnée par : $\sigma_R \phi(Eu(x, 0; 1)) + \sigma_J \phi(Eu(x, 0; 0))$. De ce fait, l'avantage principal de ce cadre d'analyse est qu'il permet de séparer l'attitude envers le risque, représentée par la fonction d'utilité $u$, de l'attitude envers l'ambiguïté, captée par la fonction $\phi$. Plus la fonction $\phi$ est concave et plus le décideur présente de l'aversion à l'ambiguïté. La perception de l'ambiguïté du décideur est alors capturée par $\sigma$. Un second avantage du cadre développé par Klibanoff et al. (2005) est qu'il permet d'appliquer les mécanismes standards utilisés pour étudier l'attitude envers le risque à l'analyse de l'attitude envers l'ambiguïté. Finalement, ce cadre d'analyse constitue un des développements les plus récents en matière de théorie de l'ambiguïté, ce qui nous a incité à y recourir.

### 2.3.2 Aversion à l'ambiguïté : effet sur les choix optimaux de prévention et de couverture

Nous considérons un propriétaire forestier doté d'une richesse initiale $R$ correspondant à la valeur commerciale de son peuplement forestier. L'aléa est représenté par un paramètre $\epsilon$ qui se produit avec une probabilité $p$ et qui se traduit par un montant de perte $L(\epsilon, q)R$ dans une situation d'auto-assurance et $L(\epsilon)R$ dans un cas d'assurance. La valeur de ce paramètre $\epsilon$ est exogène. Nous souhaitons conserver cette spécification de la perte afin de conserver une homogénéité dans les travaux présentés au sein du chapitre. Nous considérons que le propriétaire présente de l'aversion à l'ambiguïté et que l'ambiguïté porte sur la probabilité de perte liée à la catastrophe naturelle $p$. Par conséquent, nous avons deux aléas, un exogène qui porte sur la sévérité de la catastrophe, noté $\epsilon$ et l'autre qui porte sur la probabilité d'occurrence du sinistre, noté $\chi$.

Nous analysons dans un premier temps l'effet de l'ambiguïté sur le niveau optimal d'activités d'auto-assurance puis, dans un second temps, sur la décision optimale d'assurance.

**Niveau optimal d'activités d'auto-assurance**

Le propriétaire a la possibilité d'entreprendre des activités d'auto-assurance $q$ dont le coût est noté $cq$. En cas de réalisation de l'aléa, le propriétaire perd $L(\epsilon, q)R$ avec une probabilité $p$.

Notons, $W = p(R - L(\epsilon, q)R - cq) + (1 - p)(R - cq)$, la richesse finale du propriétaire. Sa fonction objectif s'écrit alors :

$$V = E\phi\{Eu(W)\}$$

avec

- $u(.)$ une fonction d'utilité Von Neumann et Morgenstern représentant l'attitude envers le risque du propriétaire et définie par : $u' > 0$ et $u'' < 0$,

- $\phi\{.\}$ une fonction de transformation de la fonction d'utilité VNM capturant les préférences du propriétaire vis-à-vis de l'ambiguïté. La fonction $\phi\{.\}$ est croissante et différentiable. Si $\phi\{.\}$ est concave, elle traduit une aversion à l'ambiguïté et si elle est convexe, une préférence pour l'ambiguïté. Lorsque l'individu est neutre vis-à-vis de l'ambiguïté, sa fonction objectif avec un tel critère est identique à celle proposée par la théorie de l'utilité espérée subjective (Ghirardato et Marinacci, 2002).

Cette fonction objectif peut être réécrite, en détaillant $Eu(W)$, de la façon suivante :

$$V = E\phi\{\tilde{p}u(R - L(\epsilon, q)R - cq) + (1 - \tilde{p})u(R - cq)\} \tag{2.17}$$

avec

- $\tilde{p} = p + \tilde{\chi}$, la variable aléatoire représentant l'ambiguïté sur la probabilité,
- $E$, le terme d'espérance pour $\tilde{\chi}$, avec $E(\tilde{\chi}) = 0$.

Le niveau optimal d'auto-assurance en situation ambiguë $q_a^*$ est déterminé par la condition de premier ordre suivante :

$$E\phi'\{Eu(W_a^*)\}\{\tilde{p}u'(R - L(\epsilon, q_a^*)R - cq_a^*)(-L_q(\epsilon, q_a^*)R - c) - (1 - \tilde{p})u'(R - cq_a^*)c\} = 0 \tag{2.18}$$

avec $W_a^* = p(R - L(\epsilon, q_a^*)R - cq_a^*) + (1 - p)(R - cq_a^*)$, la richesse finale du propriétaire forestier présentant de l'aversion à l'ambiguïté à l'optimum.

En cas de neutralité à l'ambiguïté ($\phi'$ constant), le niveau optimal d'activités d'auto-assurance, noté $q_n^*$, est défini par la condition suivante :

$$E\{\tilde{p}u'(R - L(\epsilon, q_n^*)R - cq_n^*)(-L_q(\epsilon, q_n^*)R - c) - (1-\tilde{p})u'(R - cq_n^*)c\} = 0 \quad (2.19)$$

L'objectif ici est de comparer $q_a^*$ avec $q_n^*$ et de vérifier si un propriétaire forestier ayant de l'aversion à l'ambiguïté choisit un niveau optimal d'activités d'auto-assurance plus élevé qu'un autre neutre à l'ambiguïté. Nous obtenons le résultat suivant :

**Proposition 7** *: En situation ambiguë, le niveau optimal d'activités d'auto-assurance est plus élevé si le propriétaire forestier présente de l'aversion à l'ambiguïté que s'il est neutre vis-à-vis de l'ambiguïté.*

**Démonstration.** La condition (2.18) étant égale à zéro, un propriétaire présentant de l'aversion à l'ambiguïté entreprendra davantage d'activités d'auto-assurance qu'un propriétaire neutre, si et seulement si la condition (2.18) évaluée en $q_n^*$ est positive, c'est-à-dire si :

$$E\phi'\{Eu(W_n^*)\}\{\tilde{p}u'(R - L(\epsilon, q_n^*)R - cq_n^*)(-L_q(\epsilon, q_n^*)R - c) - (1-\tilde{p})u'(R - cq_n^*)c\} > 0$$

avec $W_n^* = p(R - L(\epsilon, q_n^*)R - cq_n^*) + (1-p)(R - cq_n^*)$, la richesse finale à l'optimum lorsque le propriétaire est neutre à l'ambiguïté.

Par la définition de la covariance, la condition (2.18) peut être réécrite :

$$E\phi'\{Eu(W_a^*)\}Eu'(W_a^*) + cov(\phi'\{Eu(W_a^*)\}, Eu'(W_a^*)) = 0$$

Dans ce cas, le niveau optimal d'auto-assurance est plus élevé si la covariance est positive, c'est-à-dire si les termes $\phi'\{Eu(W_a^*)\}$ et $Eu'(W_a^*)$ varient dans le même sens lorsque $\tilde{\chi}$ s'accroît.

Premièrement, l'aversion à l'ambiguïté de notre propriétaire forestier implique $\phi'' < 0$ et donc, un terme $\phi'\{Eu(W_a^*)\}$ croissant en $\tilde{\chi}$.

Deuxièmement, lorsque $\tilde{\chi}$ augmente, $p$ augmente donc $W_a^*$ diminue. Comme $u' > 0$, nous avons le terme $Eu'(W_a^*)$ qui est croissant en $\tilde{\chi}$.

En conclusion, les termes $\phi'\{Eu(W_a^*)\}$ et $Eu'(W_a^*)$ sont tous deux croissants avec $\tilde{\chi}$, de sorte que la covariance est positive et que $q_a^* > q_n^*$.

■

L'aversion à l'ambiguïté accroît donc le niveau optimal d'activités d'auto-assurance d'un propriétaire. Cette aversion à l'ambiguïté constitue un renfort à l'aversion au risque, ce qui pousse le propriétaire à mettre en oeuvre davantage d'activités d'auto-assurance.

**Décision optimale d'assurance**

Le propriétaire a la possibilité de s'assurer avec $\alpha \in [0, 1]$ le paramètre d'assurance. Si $\alpha = 0$, le propriétaire n'est pas assuré et la perte est à sa charge. En revanche, si $\alpha = 1$, le propriétaire possède un contrat de pleine assurance et il est entièrement indemnisé de sa perte en cas de dommage. La perte du propriétaire s'écrit $L(\epsilon)R$, de sorte que la prime d'assurance se note $\alpha(1 + \lambda)pL(\epsilon)R$, avec $\lambda$ le taux de chargement de l'assurance et $pL(\epsilon)R$ l'espérance de dommage. L'indemnité d'assurance s'écrit : $\alpha L(\epsilon)R$.

Notons $W = p(R - L(\epsilon)R + \alpha L(\epsilon)R - \alpha(1+\lambda)pL(\epsilon)R) + (1-p)(R - \alpha(1+\lambda)pL(\epsilon)R)$, la richesse finale du propriétaire. Sa fonction objectif s'écrit alors :

$$V = E\phi\{Eu(W)\}$$

Les définitions de $u(.)$ et $\phi(.)$ sont similaires à celles énoncées dans le cas de l'auto-assurance.

La fonction objectif peut être détaillée comme suit :

$$V = E\phi\{\tilde{p}u(R-L(\epsilon)R+\alpha L(\epsilon)R-\alpha(1+\lambda)pL(\epsilon)R)+(1-\tilde{p})u(R-\alpha(1+\lambda)pL(\epsilon)R)\} \tag{2.20}$$

La définition des termes $E$ et $\tilde{p}$ reste identique à celle de l'auto-assurance.

Le niveau optimal d'assurance en situation ambiguë $\alpha_a^*$ est déterminé par la condition de premier ordre suivante :

$$\begin{aligned} E\phi'\{Eu(W_a^*)\}\{\tilde{p}u'(R - L(\epsilon)R + \alpha_a^* L(\epsilon)R - \alpha_a^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R)(L(\epsilon)R - (1+\lambda)pL(\epsilon)R) \\ -(1-\tilde{p})(1+\lambda)u'(R - \alpha_a^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R)pL(\epsilon)R\} = 0 \end{aligned} \tag{2.21}$$

avec $W_a^* = p(R-L(\epsilon)R+\alpha_a^*L(\epsilon)R-\alpha_a^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R)+(1-p)(R-\alpha_a^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R)$, la richesse finale du propriétaire forestier présentant de l'aversion à l'ambiguïté à l'optimum.

En cas de neutralité à l'ambiguïté, la demande d'assurance optimale, notée $\alpha_n^*$, est définie par la condition suivante :

$$E\{\tilde{p}u'(R - L(\epsilon)R + \alpha_n^* L(\epsilon)R - \alpha_n^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R)(L(\epsilon)R - (1+\lambda)pL(\epsilon)R)$$
$$-(1-\tilde{p})u'(R - \alpha_n^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R)(1+\lambda)pL(\epsilon)R\} = 0 \quad (2.22)$$

Nous souhaitons comparer $\alpha_a^*$ avec $\alpha_n^*$ afin d'observer si l'aversion à l'ambiguïté d'un individu le conduit à choisir un montant d'assurance plus élevé qu'un individu neutre à l'ambiguïté. Notre résultat est le suivant :

**Proposition 8** *: En situation ambiguë, la demande d'assurance optimale est plus élevée si le propriétaire forestier présente de l'aversion à l'ambiguïté que s'il est neutre vis-à-vis de l'ambiguïté.*

**Démonstration.** La condition (2.21) étant égale à zéro, un propriétaire présentant de l'aversion à l'ambiguïté aura une demande d'assurance plus élevée qu'un propriétaire neutre, si et seulement si la condition (2.21) évaluée en $\alpha_n^*$ est positive, c'est-à-dire si :

$$E\phi'\{Eu(W_n^*)\}\{\tilde{p}u'(R - L(\epsilon)R + \alpha_n^* L(\epsilon)R - \alpha_n^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R)(L(\epsilon)R - (1+\lambda)pL(\epsilon)R)$$
$$-(1-\tilde{p})u'(R - \alpha_n^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R)(1+\lambda)pL(\epsilon)R\} > 0$$

avec $W_n^* = p(R - L(\epsilon)R + \alpha_n^* L(\epsilon)R - \alpha_n^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R) + (1-p)(R - \alpha_n^*(1+\lambda)pL(\epsilon)R)$, la richesse finale du propriétaire forestier neutre à l'ambiguïté à l'optimum.

La condition (2.21) peut être réécrite à l'aide de la covariance de la façon suivante :

$$E\phi'\{Eu(W_a^*)\}Eu'(W_a^*) + cov(\phi'\{Eu(W_a^*)\}, Eu'(W_a^*)) = 0$$

La demande d'assurance est donc plus élevée si la covariance est positive. Pour cela, il faut que les termes $\phi'\{Eu(W_a^*)\}$ et $Eu'(W_a^*)$ varient dans le même sens lorsque $\tilde{\chi}$ augmente.

Or, l'aversion à l'ambiguïté du propriétaire forestier implique $\phi'' < 0$ et donc, un terme $\phi'\{Eu(\alpha_a^*)\}$ croissant en $\tilde{\chi}$. De plus, lorsque $\tilde{\chi}$ augmente, $p$ augmente et $W_a^*$ s'accroît. Comme $u' > 0$, nous avons le terme $Eu'(W_a^*)$ qui est croissant en $\tilde{\chi}$.

En conclusion, les termes $\phi'\{Eu(W_a^*)\}$ et $Eu'(W_a^*)$ sont tous deux croissants avec $\tilde{\chi}$, de sorte que la covariance est positive et que $\alpha_a^* > \alpha_n^*$.

$\blacksquare$

Cette proposition indique que l'aversion à l'ambiguïté pousse le propriétaire forestier à accroître sa demande d'assurance. L'ambiguïté caractérisant la probabilité d'occurrence de certains risques naturels semble donc influencer les choix de couverture des propriétaires forestiers. Une étape supplémentaire nécessiterait le recours à un nombre infini d'états de la nature car les risques naturels ne se produisent jamais avec la même intensité. Nous laissons cependant cette généralisation de côté pour de futures recherches.

## 2.4 Conclusion

Dans ce chapitre, nous analysons le comportement d'un propriétaire forestier privé relatif à ses choix d'auto-assurance et d'assurance face à un risque naturel. Nous considérons un aléa de type multiplicatif de sorte que la fonction de perte devient dépendante de la valeur commerciale du peuplement forestier. Nous caractérisons les choix de prévention et de couverture optimaux et procédons à plusieurs exercices de statique comparative. Nos résultats sont comparés à ceux obtenus traditionnellement afin d'observer l'intérêt de notre approche. Ensuite, l'ambiguïté caractérisant la probabilité d'occurrence de certains risques naturels nous conduit à proposer une extension. Celle-ci analyse l'effet de l'aversion à l'ambiguïté sur les activités optimales d'auto-assurance et la demande optimale d'assurance du propriétaire. Nous constatons que l'aversion à l'ambiguïté accroît les activités d'auto-assurance mises en oeuvre par le propriétaire ou accroît sa demande d'assurance. Elle agit comme un renfort à l'aversion au risque.

Ce chapitre permet donc d'affirmer qu'une des spécificités de la ressource forestière (lien existant entre l'aléa, le niveau de dommage et la valeur de la forêt) a une incidence sur les comportements des propriétaires puisque nos résultats diffèrent de ceux obtenus traditionnellement, du moins en ce qui concerne l'analyse de statique comparative sur la richesse. Dans notre modèle avec risque multiplicatif, nous ne pouvons recourir à l'indice d'aversion absolue au risque afin de déterminer l'effet d'une hausse de la richesse sur le comportement de prévention et d'assurance des propriétaires. En effet, dans le modèle avec prévention, nous formulons des hypothèses concernant l'aversion partielle au risque du propriétaire alors que dans le modèle avec assurance, ces hypothèses portent sur l'aversion relative au risque. Dans le modèle de prévention, nous montrons que sous l'hypothèse d'aversion partielle au risque croissante, une hausse de la valeur du peuplement conduit le propriétaire forestier à accroître ses activités d'auto-assurance. Dans le modèle avec assurance, nous concluons en indiquant que, sous l'hypothèse communément admise d'aversion relative au risque croissante avec la richesse, une hausse de la richesse accroît la demande optimale d'assurance des propriétaires. Ces deux résultats sont opposés aux résultats standards obtenus sous une hypothèse DARA. La valeur commerciale

de la forêt constitue un des éléments pris en compte par le propriétaire lors de son choix d'auto-assurance et d'assurance. La faible valeur commerciale d'un peuplement pourrait donc constituer un frein à l'assurance et à l'auto-assurance du propriétaire forestier. Cette explication n'est pas permise par l'approche traditionnelle.
Notre extension nous permet ensuite d'affirmer qu'une des spécificités des risques naturels dans le secteur forestier, à savoir l'ambiguïté pouvant caractériser leur probabilité d'occurrence, conduit le propriétaire à accroître sa demande d'assurance et de prévention. L'incertitude croissante reposant sur la réalisation des risques naturels semble donc avoir un effet positif sur la prévention et la couverture des propriétaires.

Après avoir étudié l'effet des spécificités de la ressource forestière et des risques naturels dans le secteur forestier, nous analysons l'impact de l'intervention publique (spécificité du système d'assurance forêt) sur les comportements d'auto-assurance et d'assurance des propriétaires forestiers privés.

# Chapitre 3

# Intervention publique et incitations à la prévention et à la couverture[1]

## 3.1 Introduction

Les aléas naturels causent des pertes écologiques et des modifications de paysage mais génèrent également des pertes économiques importantes pour les propriétaires forestiers. Lorsque ces aléas naturels sont de type catastrophique, les pertes monétaires élevées subies par les propriétaires, ainsi que l'existence de pressions politiques et sociales, poussent les autorités publiques à intervenir financièrement malgré la présence d'un marché d'assurance privée. Ce constat est vrai en France mais également dans d'autres pays comme par exemple, en Allemagne, au Danemark ou encore en Suède. C'est ainsi que, suite aux tempêtes exceptionnelles de 1999, l'Etat français a instauré le "Plan national pour la forêt française". Après ces tempêtes, l'Etat allemand a fourni une aide de 15,3 millions d'euros au secteur forestier (Holecy et Hanewinkel (2006)). Plus récemment, après la tempête Erwin de 2005, le gouverne-

[1]Ce chapitre s'inspire d'un article réalisé en collaboration avec Stéphane Couture (Brunette et Couture (2008d.).

ment danois a compensé financièrement les propriétaires forestiers victimes de cette tempête afin de sortir les bois endommagés et de replanter les surfaces détruites avec des espèces plus résistantes. Cependant, les aides ont été accordées uniquement aux propriétaires forestiers privés ayant souscrit une assurance tempête. Une aide publique de 20 millions d'euros a ainsi été instaurée. Suite à la même tempête, la Suède a consacré 50 millions d'euros à la régénération des peuplements, 50 millions d'euros au stockage à long terme des bois endommagés et 10 millions d'euros à la réparation des routes forestières. D'autres aides sont également venues s'ajouter comme des réductions d'impôts ou encore une absence de taxe sur le carburant pour les machines. La mise en place de tels programmes publics de compensation financière pourrait être à l'origine d'un problème de risque moral. En d'autres termes, ces aides pourraient décourager les individus à se prémunir contre les risques naturels. Un marché d'assurance contre les risques d'incendie et de tempête étant à la disposition des propriétaires forestiers privés partout en Europe, nous nous questionnons sur la pertinence et l'efficacité d'une intervention financière publique. En pratique, le recours à l'assurance varie fortement entre les pays. Par exemple, en France moins de 7% de la surface forestière privée est assurée contre l'incendie ou l'incendie et la tempête. En Allemagne, moins de 2% des propriétaires forestiers privés sont assurés contre la tempête. En revanche, au Danemark 60% de la surface forestière privée est assurée contre la tempête ou la tempête et l'incendie. Nous nous interrogeons donc sur l'impact des aides forfaitaires, accordées par les autorités publiques françaises en cas d'aléa naturel catastrophique, sur les décisions de prévention et de couverture des propriétaires. Nous nous interrogeons également sur l'efficacité des solutions alternatives en termes d'incitations, notamment au système danois qui consiste à conditionner l'aide à la souscription d'un contrat d'assurance. Finalement, nous nous intéressons à l'effet de la fréquence et de l'ampleur des aides publiques sur les choix de prévention et de couverture des propriétaires forestiers. L'objectif de ce chapitre est d'analyser ces questions encore non-explorées. Pour cela, nous nous plaçons dans le cadre d'analyse développé dans le chapitre précédent. Les hypothèses et les notations sont donc identiques.

Le plan de ce chapitre est le suivant. Dans la section (3.2) nous proposons un modèle théorique analysant l'effet des compensations publiques respectivement sur les activités d'auto-assurance et la demande d'assurance. Ensuite, nous proposons certaines recommandations afin d'améliorer l'efficacité de l'intervention publique suite à l'occurrence de risques naturels dans le secteur forestier (3.3). Enfin, nous concluons (3.4).

## 3.2 Compensation publique, auto-assurance et assurance : une analyse théorique

En pratique, les aides publiques sont délivrées pour des catastrophes générant des dommages importants. Il existe donc un niveau seuil de l'aléa à partir duquel sa réalisation engendre des événements de type catastrophique. Nous définissons $\widehat{\epsilon}$ ce seuil. Une compensation publique $R_m$ est accordée aux propriétaires dès lors que l'aléa $\epsilon$ atteint le seuil $\widehat{\epsilon}$. Cette compensation vient s'ajouter à la richesse finale du propriétaire forestier. Pour tous les états de la nature correspondant à des sinistres dont l'intensité est inférieure au seuil $\widehat{\epsilon}$, le propriétaire forestier ne dispose pas d'aide publique. Dans ce cas, il peut se protéger soit en s'assurant soit en s'auto-assurant. Le programme de soutien public est alors caractérisé par le couple d'instruments $(R_m, \widehat{\epsilon})$. Les propriétaires forestiers sont familiers de ce type d'aide et anticipent leur instauration. Le propriétaire peut donc prendre en compte cette compensation lors de son choix de prévention et de couverture.

Nous considérons que l'aide financière publique peut prendre deux formes. L'aide peut être forfaitaire, c'est-à-dire que le gouvernement compense financièrement les propriétaires forestiers victimes de la catastrophe sans aucune condition en termes de prévention et de couverture. L'aide forfaitaire est actuellement en vigueur en France pour la tempête et l'incendie mais également en Allemagne pour le risque de tempête. L'aide peut également être conditionnée. Cela signifie que le paiement de l'aide est conditionné à l'adoption de mesures de prévention et de couverture (cas danois). Nous analysons ces deux situations pour l'auto-assurance puis pour l'assurance.

### 3.2.1 Auto-assurance et compensation publique

Dans cette section, nous analysons tout d'abord l'impact d'une aide forfaitaire sur la décision optimale d'auto-assurance du propriétaire et ensuite, l'effet d'une aide conditionnée. Nous considérons que ces deux aides, qui existent réellement en matière d'assurance, peuvent être étendues au cas de l'auto-assurance. Dans le cas de l'aide conditionnée, cela signifie que l'effort d'auto-assurance est observable. Nous verrons par la suite, dans quelle mesure cela est possible.

#### Décision d'auto-assurance et aide publique forfaitaire

Suite à l'occurrence d'un risque catastrophique, le revenu du propriétaire est garanti par le programme public et ne descend donc pas en dessous d'une valeur minimale $R_m$, indépendante des activités d'auto-assurance du propriétaire. Le niveau de $R_m$ est déterminé par des considérations politiques et sociales. Ce niveau est connu de tous. Ceci implique que le choix de $R_m$ ne dépend pas de l'activité optimale d'auto-assurance. Enfin, $R_m$ intervient uniquement lorsque l'aléa naturel $\epsilon$ atteint le seuil $\widehat{\epsilon}$.

La richesse finale $W$ est définie par :

$$W = \begin{cases} R - L(\epsilon, q)R - cq, \text{ si } \epsilon < \widehat{\epsilon} \\ R_m + R - L(\epsilon, q)R - cq, \text{ si } \epsilon \geq \widehat{\epsilon} \end{cases}$$

Le propriétaire forestier choisit le niveau d'activités d'auto-assurance $q$ qui maximise l'utilité espérée de sa richesse finale en prenant en compte l'existence de la compensation publique :

$$Eu(W) = \int_0^{\widehat{\epsilon}} u(R - L(\epsilon, q)R - cq)f(\epsilon)d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u(R_m + R - L(\epsilon, q)R - cq)f(\epsilon)d\epsilon \tag{3.1}$$

Lorsque $\epsilon \in [0, \widehat{\epsilon}[$, le propriétaire ne perçoit pas d'aide publique puisque l'intensité de l'aléa n'est pas suffisamment importante pour que l'Etat intervienne financièrement. Le premier terme de (3.1) représente donc la richesse du propriétaire forestier sans aide forfaitaire. A contrario, lorsque $\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$, alors le propriétaire reçoit une compensation publique $R_m$. Le second terme de (3.1) correspond à la richesse du propriétaire lorsqu'une aide forfaitaire lui est accordée.

Les conditions d'optimalité pour une solution intérieure $\widehat{q} > 0$ sont :

$$\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon = 0 \quad (3.2)$$

$$\int_0^{\widehat{\epsilon}} \left(u''(\widehat{W})(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R - c)^2 + u'(\widehat{W})(-L_{qq}(\epsilon,\widehat{q})R)\right) f(\epsilon)d\epsilon$$
$$+ \int_{\widehat{\epsilon}}^1 \left(u''(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R - c)^2 + u'(\widehat{W}_m)(-L_{qq}(\epsilon,\widehat{q})R)\right) f(\epsilon)d\epsilon < 0 \quad (3.3)$$

avec

- $\widehat{W} = R - L(\epsilon,\widehat{q})R - c\widehat{q}$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum pour $\epsilon < \widehat{\epsilon}$,
- $\widehat{W}_m = R_m + R - L(\epsilon,\widehat{q})R - c\widehat{q}$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum pour $\epsilon \geq \widehat{\epsilon}$.

La condition de second ordre est satisfaite sous les hypothèses $u' > 0$, $u'' < 0$ et sous les hypothèses 2 et 3.

La condition de premier ordre (3.2) peut être réécrite comme suit :

$$\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R)f(\epsilon)d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R)f(\epsilon)d\epsilon$$
$$= c\left(\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})f(\epsilon)d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W}_m)f(\epsilon)d\epsilon\right)$$

A l'optimum, le bénéfice marginal, en termes d'utilité espérée, de l'auto-assurance (terme de gauche de l'égalité) est égal à son coût marginal, en termes d'utilité espérée (terme de droite de l'égalité).

La condition de premier ordre peut également être réécrite comme suit :

$$\int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c)f(\epsilon)d\epsilon = -\int_{0}^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c)f(\epsilon)d\epsilon \qquad (3.4)$$

Cette condition fait apparaître que :

$$\begin{aligned} & signe\left(\int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c)f(\epsilon)d\epsilon\right) \\ = \; & signe\left(-\int_{0}^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})(-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c)f(\epsilon)d\epsilon\right) \end{aligned}$$

Les deux termes formant cette égalité dépendent du signe de $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c$. Nous remarquons que :

- Si $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c>0$, $\forall\epsilon\in[0,\widehat{\epsilon}[$ alors, sous l'hypothèse 3, $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c>0$, $\forall\epsilon\in[\widehat{\epsilon},1]$, ce qui contredit (3.4).
- Si $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c<0$, $\forall\epsilon\in[\widehat{\epsilon},1]$ alors, sous l'hypothèse 3, $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c<0$, $\forall\epsilon\in[0,\widehat{\epsilon}[$, ce qui contredit (3.4).

Pour que la condition (3.4) soit satisfaite sous l'hypothèse 3, il est nécessaire que pour certains $\epsilon$ appartenant à $[0,\widehat{\epsilon}[$ nous ayons $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c<0$ et pour certains $\epsilon$ appartenant à $[\widehat{\epsilon},1]$ nous ayons $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c>0$. Ceci est utile pour les propositions suivantes.

Le programme public est fonction de deux paramètres qui affectent la décision d'auto-assurance optimale du propriétaire forestier : le seuil de compensation $\widehat{\epsilon}$ et la valeur minimale $R_m$. Nous étudions, tout d'abord, l'effet d'un changement du programme public, via $\widehat{\epsilon}$ sur l'activité optimale d'auto-assurance $\widehat{q}$. Nous obtenons le résultat indiqué dans la proposition suivante :

**Proposition 9** *: Supposons que* $\forall\epsilon\in[\widehat{\epsilon},1], -L_q(\epsilon,\widehat{q})R-c>0$*, alors une hausse du* *seuil d'intervention de l'Etat accroît le montant optimal d'activités d'auto-assurance du propriétaire forestier.*

**Démonstration.** L'impact d'une hausse du seuil d'intervention est déterminé en différenciant la condition de premier ordre (3.2) par rapport à $\widehat{\epsilon}$. Nous cherchons donc le signe de $\frac{d\widehat{q}}{d\widehat{\epsilon}}$ qui s'écrit :

$$\frac{d\widehat{q}}{d\widehat{\epsilon}} = -\frac{\partial^2 Eu(W)/\partial q \partial\widehat{\epsilon}}{\partial^2 Eu(W)/\partial q^2}$$

Le dénominateur est négatif par la condition de second ordre. Nous avons alors :

$$\text{sign}\left(\frac{d\widehat{q}}{d\widehat{\epsilon}}\right) = \text{sign}\left(\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial q \partial\widehat{\epsilon}}\right)$$

Or,

$$\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial q \partial\widehat{\epsilon}} = u'(\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}})(-L_q(\widehat{\epsilon},\widehat{q})R - c) - u'(\widehat{W_m}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}})(-L_q(\widehat{\epsilon},\widehat{q})R - c)$$

avec

- $\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}} = R - L(\widehat{\epsilon},\widehat{q})R - c\widehat{q}$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum en $\widehat{\epsilon}$ sans aide publique forfaitaire,
- $\widehat{W_m}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}} = R_m + R - L(\widehat{\epsilon},\widehat{q})R - c\widehat{q}$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum en $\widehat{\epsilon}$ avec une aide publique forfaitaire.

Il s'en suit que :

$$signe\left(\frac{d\widehat{q}}{d\widehat{\epsilon}}\right) = signe\left(\left(u'(\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}}) - u'(\widehat{W_m}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}})\right)(-L_q(\widehat{\epsilon},\widehat{q})R - c)\right)$$

Or, $\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}} \leq \widehat{W_m}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}}$, et comme $u$ est croissante, nous avons :

$$u'(\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}}) \geq u'(\widehat{W_m}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}})$$

Concernant le signe de $(-L_q(\widehat{\epsilon},\widehat{q})R - c)$, nous avons indiqué précédemment que pour certains $\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$ nous devions avoir $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R - c > 0$. Posons comme hypothèse forte que cette condition soit vraie quel que soit $\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$. Dans ce cas, une hausse du seuil d'intervention de l'Etat accroît la prévention du propriétaire forestier. Dans la situation contraire où $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R - c < 0$, alors l'effet est inverse.
■

Une hausse de $\widehat{\epsilon}$ correspond à une intervention moins fréquente de la part de l'Etat, ce qui, intuitivement, devrait inciter les propriétaires forestiers à se prémunir contre les risques naturels. Notre résultat montre que cette intutition est vérifiée uniquement si $\forall \epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$, nous avons $-L_q(\epsilon,\widehat{q})R - c > 0$.

Le montant de l'aide publique versée peut également jouer un rôle sur le comportement d'auto-assurance du propriétaire. Nous nous interrogeons donc sur l'effet d'une hausse de ce montant $R_m$. La proposition suivante indique notre résultat :

**Proposition 10** *: Supposons que* $\forall \epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1], -L_q(\epsilon,\widehat{q})R - c > 0$*, alors une hausse du montant de l'aide forfaitaire conduit le propriétaire à réduire son niveau optimal de prévention sous des hypothèses d'aversion absolue au risque constante (CARA) et décroissante (DARA) avec la richesse. En revanche, sous une hypothèse d'aversion absolue croissante (IARA), le résultat est ambigu.*

**Démonstration.** L'impact d'une hausse du montant de l'aide publique sur l'activité optimale d'auto-assurance est déterminé par :

$$\frac{d\widehat{q}}{dR_m} = -\frac{\partial^2 Eu(W)/\partial q \partial R_m}{\partial^2 Eu(W)/\partial q^2}$$

Le dénominateur est négatif par la condition de second ordre. Nous avons alors :

$$\text{sign } \left(\frac{d\widehat{q}}{dR_m}\right) = \text{ sign } \left(\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial q \partial R_m}\right)$$

Or,

$$\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial q \partial R_m} = \int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u''(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon$$

Nous pouvons réécrire cette expression à l'aide du coefficient d'aversion absolue au risque $\beta(\widehat{W}_m) = -\frac{u''(\widehat{W}_m)}{u'(\widehat{W}_m)}$ comme suit :

$$-\int_{\widehat{\epsilon}}^{1} \beta(\widehat{W}_m)u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon \tag{3.5}$$

Notons $E$ le terme d'espérance mathématique défini sur $[\widehat{\epsilon}, 1]$ et $cov$ le terme de covariance conditonnel à l'intervalle $[\widehat{\epsilon}, 1]$. L'expression (3.5) se réécrit alors :

$$-E(\beta(\widehat{W}_m))E(u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)) - cov(\beta(\widehat{W}_m), u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)) \tag{3.6}$$

Lors de l'analyse de la condition (3.4), nous avons indiqué que pour certains $\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$ nous avions $-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c > 0$. Supposons, comme nous l'avons fais lors de l'analyse de statique comparative sur $\widehat{\epsilon}$, que ceci soit vrai quel que soit $\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$. Ensuite, $\beta(\widehat{W}_m)$ est positif. Par conséquent, comme $u' > 0$ nous avons le premier terme de (3.6) qui est négatif : $-E(\beta(\widehat{W}_m))E(u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)) < 0$. Le résultat dépend alors du signe de $-cov(\beta(\widehat{W}_m), u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c))$. Une hausse de $\epsilon$ réduit $\widehat{W}_m$ et comme $u' > 0$ alors $u'(\widehat{W}_m)$ est croissant avec l'aléa. De plus, l'hypothèse 3 indique que $-L_q(\epsilon, \widehat{q})$ est croissant en $\epsilon$. Par conséquent, $u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)$ est croissant en $\epsilon$ et le signe de la covariance dépend alors de l'aversion absolue au risque du propriétaire forestier.

Sous une hypothèse d'aversion absolue au risque constante avec la richesse (CARA), $\beta(\widehat{W}_m)$ est constant. Le terme de covariance est donc nul. Sous une hypothèse CARA, le signe de $\frac{d\widehat{q}}{dR_m}$ dépend alors du signe de $-E(\beta(\widehat{W}_m)E(u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c))$, qui est négatif. Le résultat est alors : $\frac{d\widehat{q}}{dR_m} < 0$.

Sous une hypothèse d'aversion absolue au risque croissante avec la richesse (IARA), lorsque $\epsilon$ augmente, $\widehat{W}_m$ se réduit et $\beta(\widehat{W}_m)$ diminue. Le terme $\beta(\widehat{W}_m)$ est donc décroissant avec $\epsilon$ alors que $u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)$ est croissant en $\epsilon$. Le terme de covariance est donc négatif, de sorte que $-cov(\beta(\widehat{W}_m), u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)) > 0$. Les deux termes composant (3.6) sont de signes opposés donc le résultat est ambigu.

Sous une hypothèse d'aversion absolue au risque décroissante avec la richesse (DARA), les termes $\beta(\widehat{W}_m)$ et $u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)$ sont tous les deux croissants en $\epsilon$. Le terme de covariance est donc positif mais il est précédé par un signe négatif. Les deux termes composant (3.6) sont donc négatifs et au final, nous avons : $\frac{d\widehat{q}}{dR_m} < 0$.

■

Pour un seuil d'intervention donné, lorsque le montant de l'aide publique $R_m$ augmente, une partie supplémentaire de la perte est alors transférée à l'Etat, réduisant alors le risque supporté par le propriétaire forestier. Ce dernier peut donc être tenté de réduire ses activités d'auto-assurance. La hausse de l'indemnité est assimilée par le propriétaire forestier à un accroissement de sa richesse. Par conséquent, l'effet de cet accroissement sur sa décision optimale va dépendre de la variation de son aversion absolue au risque avec la richesse, c'est à dire de l'effet richesse. Notre analyse conduit à un effet richesse négatif sous une hypothèse d'aversion absolue au risque constante avec la richesse (CARA). Ce résultat est différent de l'effet richesse standard qui est nul sous CARA. En effet, lors de l'analyse de statique comparative sur $R_m$, deux termes apparaissent : un terme de covariance nul (qui est standard et qui explique pourquoi l'effet richesse est traditonnellement nul sous CARA) mais aussi un terme supplémentaire négatif. Ce terme apparaît parce que nous considérons que $R_m$ n'intervient que pour les aléas supérieurs à $\widehat{\epsilon}$. Sous une aversion absolue au risque croissante avec la richesse (IARA), l'effet richesse est indéterminé. Lors de l'analyse traditionnelle d'un effet richesse, seul le terme de covariance apparaît et comme celui-ci est positif sous IARA, alors l'effet richesse est positif. Toutefois, lors de l'analyse de statique comparative sur $R_m$, nous retrouvons ce terme de covariance positif $(-cov(\beta(\widehat{W}_m), u'(\widehat{W}_m)(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)) > 0)$ mais il est associé à un autre terme négatif donc l'effet est ambigu. Sous l'hypothèse DARA, nous retrouvons le résultat standard selon lequel l'effet richesse est négatif. Une hausse de l'aide forfaitaire accroît la richesse du propriétaire, ce qui le rend moins riscophobe et le conduit à diminuer ses dépenses de prévention.

Cette proposition nous permet d'observer un résultat important : sous l'hypothèse communément admise DARA, plus l'aide publique diminue, plus le propriétaire accroît son auto-assurance. De ce fait, dans la situation extrême où $R_m$ est nul, alors l'auto-assurance du propriétaire est maximale. Cela signifie que sans aide publique $(R_m = 0)$, l'auto-assurance du propriétaire est plus élevée que lorsqu'une aide publique lui est accordée $(R_m > 0)$. Ce résultat est également vrai sous CARA. Sous l'hypothèse IARA, il peut également apparaître mais l'inverse aussi puisque le résultat est ambigu. Il semblerait donc que la présence de programmes de compensation financière diminue les incitations des propriétaires forestiers privés à recourir à la prévention. Nous obtenons un résultat similaire à celui de Lewis et Nickerson (1989).

**Décision d'auto-assurance et aide publique conditionnée**

Nous considérons que le programme public de compensation dépend des activités d'auto-assurance entreprises par le propriétaire forestier de la façon suivante : $R_m(q)$ avec $R'_m(q) > 0$ et $R_m(q) \leq R_m, \forall q$. Ainsi, quand $q$ augmente, l'aide publique augmente également afin de récompenser les efforts de prévention des propriétaires et surtout de les inciter à mettre en place de telles actions. Toutefois, nous considérons un plafond à l'aide publique conditionnée qui est $R_m$. Cette hypothèse semble raisonnable dans le sens où les ressources de l'Etat ne sont pas infinies donc nous pouvons difficilement imaginer une aide publique qui ne soit pas bornée supérieurement. Le cas où $R_m = R_m(q)$ n'est pas intéressant dans notre cas puisque, cela conduit à des résultats identiques en matière de prévention pour le cadre avec aide forfaitaire et aide conditionnée. Nous considérons donc que la contrainte n'est pas saturée, c'est-à-dire que $R_m(q) < R_m$. Cette forme de compensation publique requiert un contrôle, mais il est possible d'observer les activités d'auto-assurance mises en place par le propriétaire pour lutter contre les risques naturels. Par exemple, l'installation d'un pare-feu est une action aisément observable. De plus, ce contrôle peut passer par des documents existants tels que le Plan Simple de Gestion. Le PSG est un document qui intègre : l'identification du propriétaire, l'identification du boisement (nom de la forêt et des communes, avec surface par commune et surface totale), une description de la forêt (de l'unité de gestion) mais surtout, le PSG comporte un chapitre sur les objectifs fixés par le propriétaire et un chapitre exposant le programme de coupes et travaux envisagés par ce propriétaire. Par conséquent, lorsque le gouvernement décide d'allouer des aides financières, un expert peut évaluer les dommages *ex-post* mais aussi les efforts de prévention entrepris par le propriétaire *ex-ante*.

Deux niveaux de richesse finale $W$ existent :

$$W = \begin{cases} R - L(\epsilon, q)R - cq, \text{ si } \epsilon < \widehat{\epsilon} \\ R_m(q) + R - L(\epsilon, q)R - cq, \text{ si } \epsilon \geq \widehat{\epsilon} \end{cases}$$

Dans ce contexte, l'objectif du propriétaire forestier privé est de maximiser son utilité espérée :

$$E\widehat{u}(W) = \int_0^{\widehat{\epsilon}} u(R - L(\epsilon, q)R - cq)f(\epsilon)d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u(R_m(q) + R - L(\epsilon, q)R - cq)f(\epsilon)d\epsilon \tag{3.7}$$

Notons $\widehat{q_c}$ la prévention optimale lorsque l'aide est conditionnée. Dans ce cas, les conditions d'optimalité pour une solution intérieure $\widehat{q_c} > 0$ sont :

$$\begin{aligned} &\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W_c})(-L_q(\epsilon, \widehat{q_c})R - c)f(\epsilon)d\epsilon \\ &+ \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W}_{mc})(R'_m(\widehat{q_c}) - L_q(\epsilon, \widehat{q_c})R - c)f(\epsilon)d\epsilon = 0 \end{aligned} \tag{3.8}$$

$$\begin{aligned} &\int_0^{\widehat{\epsilon}} \Big(u''(\widehat{W_c})(-L_q(\epsilon, \widehat{q_c})R - c)^2 + u'(\widehat{W_c})(-L_{qq}(\epsilon, \widehat{q_c})R)\Big) f(\epsilon)d\epsilon \\ &+ \int_{\widehat{\epsilon}}^1 \Big(u''(\widehat{W}_{mc})(R'_m(\widehat{q_c}) - L_q(\epsilon, \widehat{q_c})R - c)^2 + u'(\widehat{W}_{mc})(R''_m(\widehat{q_c}) - L_{qq}(\epsilon, \widehat{q_c})R)\Big) f(\epsilon)d\epsilon < 0 \end{aligned} \tag{3.9}$$

avec

- $\widehat{W_c} = R - L(\epsilon, \widehat{q_c})R - c\widehat{q_c}$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum pour $\epsilon < \widehat{\epsilon}$,

- $\widehat{W_{mc}} = R_m(\widehat{q_c}) + R - L(\epsilon, \widehat{q_c})R - c\widehat{q_c}$, la richesse finale du propriétaire à l'optimum pour $\epsilon \geq \widehat{\epsilon}$.

La condition de second ordre est satisfaite sous les hypothèses $u' > 0$, $u'' < 0$ et sous les hypothèses 2 et 3.

La condition de premier ordre se réécrit comme suit :

$$\begin{aligned}\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W_c})(-L_q(\epsilon, \widehat{q_c})R)f(\epsilon)d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W_{mc}})(R'_m(\widehat{q_c}) - L_q(\epsilon, \widehat{q_c})R)f(\epsilon)d\epsilon \\ = c\left(\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W_c})f(\epsilon)d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W_{mc}})f(\epsilon)d\epsilon\right)\end{aligned}$$

de façon à faire apparaître qu'à l'optimum, le bénéfice marginal, en termes d'utilité espérée, de l'auto-assurance (terme de gauche de l'égalité) égalise le coût marginal, en termes d'utilité espérée, de l'auto-assurance (terme de droite de l'égalité).

En comparant la condition du premier ordre (3.8) définissant l'auto-assurance optimale avec aide conditionnée $\widehat{q_c}$ et la condition du premier ordre (3.2) déterminant la prévention optimale avec aide forfaitaire $\widehat{q}$ nous obtenons la proposition suivante :

**Proposition 11** *: Par rapport à une situation où une aide forfaitaire est accordée au propriétaire, une aide publique conditionnée aux activités d'auto-assurance génère une hausse des dépenses d'auto-assurance.*

**Démonstration.** Nous souhaitons comparer les niveaux optimaux de prévention avec aide forfaitaire $\widehat{q}$ et avec aide conditionnée $\widehat{q_c}$. Pour cela, commençons par écrire :

$$\frac{\partial E\widehat{u}(W)}{\partial q}|_{\widehat{q}} = \int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q})(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon$$
$$+ \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(R_m(\widehat{q}) + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q})(R'_m(\widehat{q}) - L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon$$

Ensuite, nous cherchons à déterminer le signe de : $\frac{\partial Eu(W)}{\partial q}|_{\widehat{q}} - \frac{\partial E\widehat{u}(W)}{\partial q}|_{\widehat{q}}$.
Cette différence revient à déterminer le signe de :

$$\int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(R_m + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q})(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon$$
$$- \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(R_m(\widehat{q}) + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q})(R'_m(\widehat{q}) - L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon$$

Nous analysons donc le signe de chacun des termes. Nous remarquons que, $\forall \epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$ :

$$\begin{aligned} R_m + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q} &> R_m(\widehat{q}) + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q} \\ \Rightarrow u'(R_m + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q}) &< u'(R_m(\widehat{q}) + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q}) \end{aligned}$$

De plus, nous constatons que :

$$R'_m(\widehat{q}) - L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c \geq -L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c$$

Ainsi, nous avons :

$$u'(R_m(\widehat{q}) + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q})(R'_m(\widehat{q}) - L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon$$
$$> u'(R_m + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q})(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon$$

Le fait d'intégrer cette expression ne modifie pas le sens de l'inégalité, de sorte que nous avons :

$$\int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u'(R_m + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q})(-L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon$$
$$-\int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u'(R_m(\widehat{q}) + R - L(\epsilon, \widehat{q})R - c\widehat{q})(R'_m(\widehat{q}) - L_q(\epsilon, \widehat{q})R - c)f(\epsilon)d\epsilon < 0$$

Ce résultat implique que : $\frac{\partial E\widehat{u}(W)}{\partial q}|_{\widehat{q}} > \frac{\partial Eu(W)}{\partial q}|_{\widehat{q}}$, ce qui signifie que la prévention optimale avec aide conditionnée est supérieure à la prévention optimale avec aide forfaitaire : $\widehat{q}_c \geq \widehat{q}$. ■

Le niveau optimal de prévention quand l'aide publique est conditionnée est plus élevé que lorsque l'aide publique est forfaitaire. En effet, comme une hausse des activités de prévention accroît le niveau de l'aide publique ($R'_m(q) > 0$), les propriétaires sont incités à mettre en oeuvre de telles actions. En revanche, l'aide forfaitaire est accordée indépendamment des mesures d'auto-assurance des agents, ce qui ne les incite pas à en instaurer. L'aide qui leur est accordée est la même, qu'ils entreprennent ou non des actions de prévention.

Pour conclure sur cette section relative à l'auto-assurance, rappelons qu'une aide publique forfaitaire (sous les hypothèses DARA et CARA mais aussi potentiellement sous IARA) conduit le propriétaire à réduire sa prévention optimale. Nous montrons également qu'une hausse du seuil d'intervention réduit les activités optimales d'auto-assurance du propriétaire. Enfin, nous montrons que, comparée à une aide forfaitaire, une aide conditionnée incite le propriétaire à adopter des mesures de prévention. Nous observons maintenant l'effet des compensations publiques sur la demande optimale d'assurance lorsque l'auto-assurance n'est plus disponible.

### 3.2.2 Assurance et compensation publique

Nous considérons des programmes publics identiques à ceux définis dans la section sur l'auto-assurance. Le premier programme est mis en place indépendamment de la décision d'assurance du propriétaire (aide forfaitaire) alors que le second programme, donne droit à compensation uniquement lorsqu'un contrat d'assurance est souscrit (aide conditionnée). Nous analysons ces deux situations. Dans tous les cas, la décision relative à l'assurance est prise par le propriétaire en ayant connaissance de l'existence des programmes publics de compensation.

**Décision d'assurance et aide publique forfaitaire**

L'Etat garantit un revenu minimal $R_m$ dès lors que l'aléa atteint le seuil $\widehat{\epsilon}$.

La richesse finale du propriétaire forestier $W$ est définie par :

$$W = \begin{cases} R - (1-\alpha)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\alpha R\mu, & \text{si } \epsilon < \widehat{\epsilon} \\ R_m + R - (1-\alpha)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\alpha R\mu, & \text{si } \epsilon \geq \widehat{\epsilon} \end{cases}$$

Le propriétaire forestier privé choisit le niveau d'assurance qui maximise l'utilité espérée de sa richesse finale :

$$\begin{aligned} Eu(W) = & \int_0^{\widehat{\epsilon}} u(R - (1-\alpha)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\alpha R\mu) f(\epsilon) d\epsilon \\ & + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u(R_m + R - (1-\alpha)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\alpha R\mu) f(\epsilon) d\epsilon \end{aligned} \tag{3.10}$$

Les conditions d'optimalité pour une solution intérieure $\widehat{\alpha} \in ]0;1[$ sont :

$$\begin{aligned}
&\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu) f(\epsilon) d\epsilon \\
&+ \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu) f(\epsilon) d\epsilon = 0 \qquad (3.11)\\
&\int_0^{\widehat{\epsilon}} u''(\widehat{W})(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)^2 f(\epsilon) d\epsilon \\
&+ \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u''(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)^2 f(\epsilon) d\epsilon < 0 \qquad (3.12)
\end{aligned}$$

avec

- $\widehat{W} = R - (1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R - (1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu$, la richesse finale du propriétaire à l'optimum pour $\epsilon < \widehat{\epsilon}$,
- $\widehat{W}_m = R_m + R - (1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R - (1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu$, la richesse finale du propriétaire à l'optimum pour $\epsilon \geq \widehat{\epsilon}$.

La condition de second ordre est satisfaite sous les hypothèses $u' > 0$ et $u'' < 0$ et sous l'hypothèse 1.

La condition de premier ordre peut être réécrite comme suit :

$$\begin{aligned}
&\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})(L(\epsilon)) f(\epsilon) d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon)) f(\epsilon) d\epsilon \\
&= \int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})((1+\lambda)\mu) f(\epsilon) d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W}_m)((1+\lambda)\mu) f(\epsilon) d\epsilon
\end{aligned}$$

A l'optimum, le bénéfice marginal, en termes d'utilité espérée, de l'assurance (terme de gauche de l'égalité) est égal à son coût marginal, en termes d'utilité espérée (terme de droite).

La condition de premier ordre peut être réécrite de la façon suivante :

$$\int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)f(\epsilon)d\epsilon = -\int_{0}^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)f(\epsilon)d\epsilon \quad (3.13)$$

Cette condition montre que :

$$\begin{aligned} & signe\left(\int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)f(\epsilon)d\epsilon\right) \\ = {} & signe\left(-\int_{0}^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W})(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)f(\epsilon)d\epsilon\right) \end{aligned}$$

Les deux termes formant cette égalité dépendent du signe de $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu$. Nous constatons que :

- Si $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu > 0$, $\forall\epsilon \in [0, \widehat{\epsilon}[$ alors, sous l'hypothèse 1, $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu > 0$, $\forall\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$, ce qui contredit (3.13).
- Si $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu < 0$, $\forall\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$ alors, sous l'hypothèse 1, $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu < 0$, $\forall\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$, ce qui contredit (3.13).

Pour que la condition (3.13) soit satisfaite sous l'hypothèse 1, il est nécessaire que pour certains $\epsilon$ appartenant à $[0, \widehat{\epsilon}[$ nous ayons $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu < 0$ et que pour certains $\epsilon$ appartenant à $[\widehat{\epsilon}, 1]$ nous ayons $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu > 0$. Ceci nous servira dans les propositions suivantes.

Le programme public affecte la décision optimale d'assurance via deux paramètres : le seuil de compensation $\widehat{\epsilon}$ et la valeur minimale $R_m$. De ce fait, nous analysons l'effet d'un changement du programme public à travers $\widehat{\epsilon}$ ou $R_m$ sur l'assurance optimale $\widehat{\alpha}$. Nous commençons par analyser l'effet d'un accroissement du seuil d'intervention, ce qui nous conduit au résultat suivant :

**Proposition 12** *: Supposons que* $\forall\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1], L(\widehat{\epsilon}) - (1+\lambda)\mu > 0$ *alors une hausse* *du seuil d'intervention de l'Etat accroît la demande d'assurance du propriétaire forestier.*

**Démonstration.** L'impact d'une hausse du seuil d'intervention est déterminé à partir de l'expression suivante :

$$\frac{d\widehat{\alpha}}{d\widehat{\epsilon}} = -\frac{\partial^2 Eu(W)/\partial\alpha\partial\widehat{\epsilon}}{\partial^2 Eu(W)/\partial\alpha^2}$$

Le dénominateur est négatif par la condition de second ordre, de sorte que nous avons :

$$\text{sign}\ \left(\frac{d\widehat{\alpha}}{d\widehat{\epsilon}}\right) = \ \text{sign}\ \left(\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial\widehat{\epsilon}}\right)$$

Or,

$$\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial\widehat{\epsilon}} = u'(\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}})(L(\widehat{\epsilon}) - (1+\lambda)\mu) - u'(\widehat{W}_m|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}})(L(\widehat{\epsilon}) - (1+\lambda)\mu)$$

avec

- $\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}} = R-(1-\widehat{\alpha})L(\widehat{\epsilon})R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}\mu$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum en $\widehat{\epsilon}$ en l'absence d'aide publique forfaitaire,
- $\widehat{W}_m|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}} = R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\widehat{\epsilon})R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum en $\widehat{\epsilon}$ lorsqu'une aide forfaitaire lui est accordée.

Il s'en suit que :

$$\text{sign}\ \left(\frac{d\widehat{\alpha}}{d\widehat{\epsilon}}\right) = \ \text{sign}\ \left(\left(u'(\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}}) - u'(\widehat{W}_m|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}})\right)(L(\widehat{\epsilon}) - (1+\lambda)\mu)\right)$$

Or, $\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}} \leq \widehat{W}_m|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}}$, et comme $u$ est croissante et concave, nous avons :

$$u'(\widehat{W}|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}}) \geq u'(\widehat{W}_m|_{\epsilon=\widehat{\epsilon}})$$

Intéressons-nous maintenant au signe de $(L(\widehat{\epsilon}) - (1+\lambda)\mu)$. Nous avons indiqué précédemment que pour certains $\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$ nous devions avoir $L(\widehat{\epsilon}) - (1+\lambda)\mu > 0$. Supposons, ce qui constitue une hypothèse forte, que cette condition soit vraie quel que soit $\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$. Une hausse du seuil d'intervention de l'Etat accroît alors la demande d'assurance du propriétaire forestier. Si $L(\widehat{\epsilon}) - (1+\lambda)\mu < 0$, alors une hausse du seuil d'intervention réduit l'assurance du propriétaire. ■

Une hausse du seuil d'intervention de l'Etat réduit le nombre d'états de la nature pour lesquels l'Etat intervient financièrement via $R_m$. Comme l'intervention de l'Etat se fait plus rare, le propriétaire a à sa charge une part plus grande des pertes, ce qui le conduit à accroître sa demande d'assurance. Ce résultat est vria uniquement si $\forall \epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1], L(\widehat{\epsilon}) - (1+\lambda)\mu > 0$.

Ensuite, nous observons l'effet d'un accroissement de l'aide versée par l'Etat. Le résultat obtenu est décrit par la proposition suivante :

**Proposition 13** *: Supposons que* $\forall \epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1], L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu > 0$ *alors une hausse du montant de l'aide forfaitaire réduit la demande optimale d'assurance du propriétaire forestier sous les hypothèses d'aversion absolue au risque constante (CARA) et décroissante (DARA) avec la richesse. Le résultat est ambigu sous une hypothèse IARA.*

**Démonstration.** L'impact d'une hausse du montant de l'aide publique sur la demande optimale d'assurance est déterminé par :

$$\frac{d\widehat{\alpha}}{dR_m} = -\frac{\partial^2 Eu(W)/\partial\alpha\partial R_m}{\partial^2 Eu(W)/\partial\alpha^2}$$

Le dénominateur est négatif par la condition de second ordre. Nous avons donc :

$$\text{sign}\left(\frac{d\widehat{\alpha}}{dR_m}\right) = \text{sign}\left(\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial R_m}\right)$$

Or,

$$\frac{\partial^2 Eu(W)}{\partial\alpha\partial R_m} = \int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u''(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)f(\epsilon)d\epsilon$$

Nous pouvons réécrire cette expression à l'aide du coefficient d'aversion absolue au risque $\beta(\widehat{W}_m)$ comme suit :

$$\int_{\widehat{\epsilon}}^{1} -u'(\widehat{W}_m)\beta(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)f(\epsilon)d\epsilon$$

Notons $E$ le terme d'espérance mathématique défini sur $[\widehat{\epsilon}, 1]$ et $cov$ la covariance conditionnelle à ce même intervalle. Notre expression s'écrit alors :

$$-E(\beta(\widehat{W}_m))E(u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)) - cov(\beta(\widehat{W}_m), u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)) \tag{3.14}$$

Lors de l'analyse de la condition (3.13), nous avons noté que pour certains $\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$ nous avions $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu > 0$. Supposons, comme nous l'avons fais précédemment, que ceci soit vrai quel que soit $\epsilon \in [\widehat{\epsilon}, 1]$. Ensuite, $\beta(\widehat{W}_m)$ étant égal à $-\frac{u''(\widehat{W}_m)}{u'(\widehat{W}_m)}$, le coefficient d'aversion absolue au risque est donc positif. Donc, comme $u' > 0$, le premier terme de l'expression (3.14) est négatif : $-E(\beta(\widehat{W}_m))E(u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)) < 0$.

Intéressons nous désormais au signe de $-cov(\beta(\widehat{W}_m), u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu))$. Une hausse de $\epsilon$ réduit $\widehat{W}_m$ donc comme $u' > 0$, $u'(\widehat{W}_m) > 0$. De plus, l'hypothèse 1 indique qu'une hausse de l'aléa accroît la perte donc $L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu$ est également croissant en $\epsilon$. Par conséquent, le signe de (3.14) dépend du coefficient d'aversion absolue au risque caractérisant les préférences du propriétaire forestier.

Si le propriétaire est caractérisé par une aversion absolue au risque constante avec la richesse (CARA), alors $\beta(\widehat{W}_m)$ est constant. Dans ce cas, le terme de covariance est nul. L'effet d'une hausse de $R_m$ sur $\widehat{\alpha}$ dépend uniquement du signe de : $-E(\beta(\widehat{W}_m))E(u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu))$ qui est négatif. Au final, nous avons : $\frac{d\widehat{\alpha}}{dR_m}<0$.

Sous une hypothèse d'aversion absolue au risque croissante avec la richesse (IARA), lorsque $\epsilon$ croît, $\widehat{W}_m$ se réduit et $\beta(\widehat{W}_m)$ diminue. Le terme $\beta(\widehat{W}_m)$ est donc décroissant en $\epsilon$ alors que $u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu)$ est croissant. Le terme de covariance et donc négatif et comme il est précédé d'un signe négatif, nous avons : $-cov(\beta(\widehat{W}_m), u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu))>0$. Par conséquent, les deux termes composant (3.14) ont des signes opposés. Nous ne pouvons donc pas conclure quant au signe de $\frac{d\widehat{\alpha}}{dR_m}$ sous une hypothèse IARA.

Sous une hypothèse d'aversion absolue au risque décroissante avec la richesse (DARA), une hausse de $\epsilon$ réduit $\widehat{W}_m$, ce qui accroît $\beta(\widehat{W}_m)$ et comme $u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu)$ est croissant en $\epsilon$, le terme de covariance est positif. Toutefois, il est précédé d'un signe négatif donc, les deux termes formant (3.14) sont négatifs et nous avons : $\frac{d\widehat{\alpha}}{dR_m}<0$. ■

Pour un seuil d'intervention donné, une hausse du montant de l'aide forfaitaire $R_m$ réduit la perte individuelle supportée par le propriétaire. Ce dernier peut donc être tenté de réduire sa demande d'assurance. La hausse de l'indemnité est assimilée par le propriétaire forestier à un accroissement de sa richesse, de sorte que l'analyse de statique comparative sur $R_m$ revient à s'intéresser à l'effet richesse. Sous l'hypothèse d'aversion absolue au risque constante avec la richesse (CARA), l'effet richesse est négatif. Lors de notre analyse, nous retrouvons le terme de covariance standard qui est nul (ce qui explique que traditionnellement une hausse de richesse n'a pas d'effet sur la demande d'assurance sous CARA) mais celui-ci est associé à terme négatif, d'où notre résultat. Sous l'hypothèse IARA, notre résultat est ambigu. Lors de l'analyse de statique comparative, nous avons le terme de covariance positif $(-cov(\beta(\widehat{W}_m), u'(\widehat{W}_m)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)) > 0)$, comme dans une analyse standard, mais cette fois il est associé à un terme négatif, d'où notre indétermination. Finalement sous DARA, le terme de covariance est négatif et le terme y étant associé aussi, de sorte que nous retombons sur le résultat standard : une hausse de la richesse réduit la demande d'assurance. Sous DARA, l'effet richesse est négatif.

Ce résultat nous permet de mettre en évidence un point important : sous l'hypothèse généralement considérée d'aversion absolue au risque décroissante avec la richesse, plus l'aide publique diminue, plus le propriétaire accroît sa demande d'assurance. Ainsi, dans la situation extrême où $R_m$ est nul, alors l'assurance du propriétaire est maximale. Cela signifie que sans aide publique ($R_m = 0$), l'assurance du propriétaire est plus élevée que lorsqu'une aide publique lui est accordée ($R_m > 0$). Ce résultat reste vrai sous CARA. Il est également possible de l'obtenir sous IARA puisque notre résultat est ambigu. De ce fait, l'existence de programmes d'aides financières après sinistres peut inciter les propriétaires forestiers à diminuer leurs engagements dans des activités de couverture. Ce résultat est similaire à celui énoncé par Raschky et Weck-Hannemann (2007). Ces auteurs montrent que plus le montant de l'aide croît et plus les individus ont tendance à se reposer uniquement sur l'aide publique au détriment du marché de l'assurance.

Notre résultat peut également être rapproché des travaux réalisés par Gollier et Scarmure (1994). Ces auteurs examinent les conditions sous lesquelles une réduction du taux de couverture d'une assurance obligatoire pour un risque, accroît la demande d'assurance pour d'autres risques indépendants. Ils montrent que, sous certaines conditions, la réduction de couverture sur un risque a un effet de "déversement" positif sur la demande d'assurance des autres risques. Dans notre cas, nous avons un seul risque mais comprenant deux niveaux distincts : $\epsilon < \widehat{\epsilon}$ et $\epsilon > \widehat{\epsilon}$. Quel que soit $\epsilon$, l'individu a un choix d'assurance à effectuer $\alpha$. En revanche, pour $\epsilon > \widehat{\epsilon}$, une assurance "systématique" et indépendante de son choix intervient $R_m$. Nous montrons que la réduction de couverture "systématique" fournie par l'Etat $R_m$ lorsque $\epsilon > \widehat{\epsilon}$ a un effet positif sur la demande d'assurance des propriétaires, ce qui semble aller dans le sens du résultat de Gollier et Scarmure (1994).

### Décision d'assurance et aide publique conditionnée à l'assurance

Nous considérons maintenant que le niveau d'aide publique dépend de la décision d'assurance du propriétaire forestier de la façon suivante : $\alpha R_m$. Nous supposons également que, lorsque $\alpha$ augmente, l'aide publique croît, ce qui permet d'inciter les propriétaires à souscrire une assurance. Lorsque $\alpha = 0$, l'aide publique est nulle et lorsque $\alpha = 1$, situation de pleine assurance, alors l'aide conditionnée est égale à l'aide forfaitaire $R_m$. Dans ce cas, l'assurance pourrait couvrir les frais de reconstitution et l'aide publique les pertes financières ou inversement. Actuellement, en France, Groupama Misso ne propose d'assurer que les frais de reconstitution alors que le cabinet XLB offre les deux types de couverture avec la possibilité de n'en choisir qu'une ou de les panacher. Ce type de programme considère que la couverture d'assurance est facilement observable par l'autorité publique. Une solution consisterait à reproduire ce qu'il se passe actuellement au Danemark. Dans ce pays, l'Etat accorde une aide financière seulement si le propriétaire forestier est assuré. Cette compensation financière accordée par l'Etat est distribuée par les compagnies d'assurance en même temps que l'indemnité d'assurance. Le contrôle est donc direct : si le propriétaire est assuré, il perçoit une aide publique et son indemnité d'assurance, sinon, il ne reçoit rien.

La richesse finale du propriétaire est définie par :

$$W = \begin{cases} R - (1-\alpha)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\alpha R\mu, \text{ si } \epsilon < \widehat{\epsilon} \\ \alpha R_m + R - (1-\alpha)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\alpha R\mu, \text{ si } \epsilon \geq \widehat{\epsilon} \end{cases}$$

Le propriétaire forestier privé choisit le niveau d'assurance qui maximise son utilité espérée :

$$\begin{aligned} E\widehat{u}(W) &= \int_0^{\widehat{\epsilon}} u(R - (1-\alpha)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\alpha R\mu) f(\epsilon) d\epsilon \\ &+ \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u(\alpha R_m + R - (1-\alpha)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\alpha R\mu) f(\epsilon) d\epsilon \end{aligned} \tag{3.15}$$

Notons $\widehat{\alpha}_c$ la demande optimale d'assurance lorsque l'aide est conditionnée. Dans ce cas, les conditions d'optimalité pour une solution intérieure $\widehat{\alpha}_c \in ]0;1[$ sont :

$$\begin{aligned} &\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W_c})(L(\epsilon)R - (1+\lambda)R\mu) f(\epsilon) d\epsilon \\ &+ \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W_{mc}})(R_m + L(\epsilon)R - (1+\lambda)R\mu) f(\epsilon) d\epsilon = 0 \end{aligned} \tag{3.16}$$

$$\begin{aligned} &\int_0^{\widehat{\epsilon}} u''(\widehat{W_c})(L(\epsilon)R - (1+\lambda)R\mu)^2 f(\epsilon) d\epsilon \\ &+ \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u''(\widehat{W_{mc}})(R_m + L(\epsilon)R - (1+\lambda)R\mu)^2 f(\epsilon) d\epsilon < 0 \end{aligned} \tag{3.17}$$

avec

- $\widehat{W}_c = R - (1-\widehat{\alpha}_c)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\widehat{\alpha}_c R\mu$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum pour $\epsilon < \widehat{\epsilon}$,
- $\widehat{W}_{mc} = \widehat{\alpha}_c R_m + R - (1-\widehat{\alpha}_c)L(\epsilon)R - (1+\lambda)\widehat{\alpha}_c R\mu$, la richesse finale du propriétaire forestier à l'optimum pour $\epsilon \geq \widehat{\epsilon}$.

La condition de second ordre est satisfaite sous les hypothèses $u' > 0$, $u'' < 0$ et sous l'hypothèse 1.

La condition de premier ordre peut se réécrire comme suit :

$$\begin{aligned} &\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W}_c)(L(\epsilon)R)f(\epsilon)d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W}_{mc})(R_m + L(\epsilon)R)f(\epsilon)d\epsilon \\ = &\int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(\widehat{W}_c)((1+\lambda)R\mu)f(\epsilon)d\epsilon + \int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{W}_{mc})((1+\lambda)R\mu)f(\epsilon)d\epsilon \end{aligned}$$

ce qui fait apparaître qu'à l'optimum, le bénéfice marginal, en termes d'utilité espérée, de l'assurance (terme de gauche de l'égalité) et égal à son coût marginal, en termes d'utilité espérée (terme de droite de l'égalité).

En comparant la condition (3.16) définissant $\widehat{\alpha}_c$ à la condition de (3.11) définissant $\widehat{\alpha}$, nous obtenons le résultat suivant :

**Proposition 14** *: Par rapport à une situation où une aide publique forfaitaire est accordée, une aide publique conditionnée à l'assurance conduit le propriétaire à accroître sa demande d'assurance.*

**Démonstration.** Nous souhaitons comparer l'assurance optimale avec aide forfaitaire $\widehat{\alpha}$ et celle avec aide conditionnée $\widehat{\alpha}_c$. Pour cela commençons par écrire :

$$\frac{\partial E\widehat{u}(W)}{\partial\alpha}|_{\widehat{\alpha}} = \int_0^{\widehat{\epsilon}} u'(R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu)(L(\epsilon)R-(1+\lambda)R\mu)f(\epsilon)d\epsilon$$
$$+\int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{\alpha}R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu)(R_m+L(\epsilon)R-(1+\lambda)R\mu)f(\epsilon)d\epsilon$$

Ensuite, nous cherchons à déterminer le signe de : $\frac{\partial Eu(W)}{\partial\alpha}|_{\widehat{\alpha}} - \frac{\partial E\widehat{u}(W)}{\partial\alpha}|_{\widehat{\alpha}}$.
Cette différence revient à déterminer le signe de :

$$\int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu)f(\epsilon)d\epsilon$$
$$-\int_{\widehat{\epsilon}}^1 u'(\widehat{\alpha}R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu)(R_m+L(\epsilon)R-(1+\lambda)R\mu)f(\epsilon)d\epsilon$$

Nous analysons donc le signe de chacun des termes. Nous remarquons que :

$$\begin{aligned} R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu &\geq \widehat{\alpha}R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu \\ \Rightarrow u'(R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu) &\leq u'(\widehat{\alpha}R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu) \end{aligned}$$

De plus, nous constatons que :

$$R_m+L(\epsilon)R-(1+\lambda)R\mu \geq L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu$$

Ainsi, nous avons :

$$\begin{aligned} &u'(\widehat{\alpha}R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu)(R_m+L(\epsilon)R-(1+\lambda)R\mu) \\ &\qquad > u'(R_m+R-(1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R-(1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu)(L(\epsilon)-(1+\lambda)\mu) \end{aligned}$$

Le fait d'intégrer cette expression ne modifie pas le sens de l'inégalité, de sorte que nous avons :

$$\int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u'(R_m + R - (1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R - (1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu)(L(\epsilon) - (1+\lambda)\mu)f(\epsilon)d\epsilon$$
$$- \int_{\widehat{\epsilon}}^{1} u'(\widehat{\alpha}R_m + R - (1-\widehat{\alpha})L(\epsilon)R - (1+\lambda)\widehat{\alpha}R\mu)(R_m + L(\epsilon)R - (1+\lambda)R\mu)f(\epsilon)d\epsilon < 0$$

Ce résultat implique que : $\frac{\partial E\widehat{u}(W)}{\partial \alpha}|_{\widehat{\alpha}} > \frac{\partial Eu(W)}{\partial \alpha}|_{\widehat{\alpha}}$, ce qui signifie que l'assurance optimale avec aide conditionnée est supérieure à l'assurance optimale avec aide forfaitaire : $\widehat{\alpha}_c \geq \widehat{\alpha}$. ■

L'existence de compensation publique conditionnée à l'assurance accroît le niveau optimal d'assurance, c'est-à-dire que l'assurance devient plus attractive pour le propriétaire forestier.

En conclusion, nous montrons qu'une aide publique forfaitaire réduit la demande d'assurance du propriétaire forestier comparée à une situation sans aide (sous une hypothèse DARA, CARA et potentiellement sous IARA). Nous menons également une analyse de statique comparative sur le seuil d'intervention qui prouve qu'une hausse du seuil d'intervention de l'Etat réduit la demande de couverture du propriétaire. Ensuite, nous prouvons qu'une aide publique conditionnée à l'assurance accroît la demande d'assurance du propriétaire par rapport à une aide publique forfaitaire. Nos résultats nous permettent donc d'affirmer que, du point de vue des incitations du propriétaire forestier à se protéger, nous avons :

$$\text{absence d'aide} \succ \text{aide conditionnée} \succ \text{aide forfaitaire} \tag{3.18}$$

C'est donc en l'absence d'aide que le propriétaire a le plus d'incitations à se protéger, ensuite c'est en présence d'une aide conditionnée et finalement, lorsque l'aide est forfaitaire. Rappelons que l'aide forfaitaire est celle actuellement employée en France.

Nous constatons que les résultats obtenus dans un cadre d'auto-assurance et d'assurance sont parfaitement similaires. Par ailleurs, ils nous permettent d'analyser plusieurs solutions pouvant améliorer l'efficacité (en termes d'incitations à la prévention et à la couverture) de l'intervention financière publique française en cas de risque catastrophique.

## 3.3 Une plus grande efficacité de l'aide publique : analyse de solutions potentielles

L'existence de programme public de compensation influence les décisions des propriétaires forestiers relatives à la protection de leur peuplement contre les pertes catastrophiques. En effet, le gouvernement prenant à sa charge une partie de la perte financière privée, les dépenses socialement optimales en matière d'assurance et d'auto-assurance sont, de ce fait, réduites. Certains facteurs peuvent exacerber cette réduction : une hausse de la valeur de son peuplement forestier ou du coût des activités de prévention et de couverture.

Les analyses de statique comparative menées, dans le chapitre précédent, sur ces paramètres ont permis d'obtenir des résultats qui sont résumés dans le tableau 3.1.

TAB. 3.1 – Résultats de statique comparative

| | Auto-assurance | Assurance |
|---|---|---|
| Valeur du peuplement (R) | pas d'effet si CPRA<br>$\nearrow$ si IPRA<br>ambigu si DPRA | pas d'effet si CRRA<br>$\nearrow$ si IRRA<br>$\searrow$ si DRRA |
| Coût des activités (c ou $\lambda$) | $\searrow$ si CARA ou IARA<br>ambigu si DARA | $\searrow$ si CARA ou IARA<br>ambigu si DARA |

Nos résultats, nous permettent d'évaluer quatre instruments de politique publique qui pourraient améliorer l'efficacité de l'intervention étatique en France : un contrôle direct des dépenses privées de prévention et de couverture, le paiement d'une taxe par chaque propriétaire forestier, une subvention à l'assurance ou à l'auto-assurance et enfin un partenariat public/privé.

### 3.3.1 Contrôle direct des dépenses de prévention et de couverture

Un contrôle direct des dépenses permettrait de baser les compensations publiques accordées sur les efforts de prévention et de couverture entrepris par les propriétaires forestiers. Les propriétaires qui seraient assurés ou auto-assurés seraient alors éligibles à la perception d'aide publique alors que les autres propriétaires non. Dans ce cas, un contrôle des efforts des propriétaires forestiers est nécessaire. Si les propriétaires sont assurés, ce contrôle est simple puisqu'ils possèdent un contrat. Par exemple, au Danemark, après l'occurrence d'une tempête, les propriétaires forestiers privés sont compensés financièrement pour les dommages subis, mais uniquement s'ils sont assurés. Ce sont les compagnies d'assurance qui versent les aides publiques en même temps que l'indemnité d'assurance. De ce fait, si les propriétaires sont assurés et qu'une catastrophe survient, ils recevront une aide publique et une indemnité d'assurance simultanément. Si les propriétaires forestiers engagent des activités d'auto-assurance, ces activités sont facilement observables *ex-ante* et *ex-post*. Ainsi, quand le gouvernement décide d'allouer des compensations, un expert peut évaluer les dommages *ex-post* et les efforts de prévention et de couverture entrepris *ex-ante*. La relation (3.18) montre que c'est en l'absence d'aide publique que le propriétaire a les incitations les plus élevées à la prévention et à la couverture. Toutefois, lorsque l'Etat décide d'allouer des aides publiques, alors les incitations des propriétaires à la prévention et à la couverture sont plus importantes lorsque l'aide est conditionnée que lorsqu'elle est forfaitaire (cf. propositions 11 et 14). Le système danois semble donc meilleur que le système français en termes d'incitations à la prévention et à la couverture. Une solution consisterait donc à le reproduire.

### 3.3.2 Imposition

L'Etat, afin de fournir des compensations financières post-catastrophes, pourraient taxer les propriétaires. Cet argent servirait à constituer un fonds dont l'objectif serait l'indemnisation des propriétaires en cas de dommages. Des aides supplémentaires de l'Etat pourraient venir, occasionnellement, compléter l'argent distribué par le fonds. La taxe pourrait concerner le peuplement lui-même : taxe à l'hectare, taxe à l'espèce dominante... ou le propriétaire, c'est-à-dire que la taxe pourrait être fonction de ses revenus (issus du peuplement forestier ou non). Une telle taxe réduirait les revenus des propriétaires. Le tableau 3.1 nous indique que l'impact de cette réduction sur les choix d'assurance et d'auto-assurance du propriétaire dépend de son comportement face au risque. Par exemple, dans le cas de l'assurance, sous l'hypothèse d'aversion relative au risque croissante formulée par Arrow (1965, 1971), la taxe aurait pour effet de réduire la demande d'assurance du propriétaire forestier. Dans le modèle avec auto-assurance, sous l'hypothèse d'aversion partielle au risque croissante, la taxe générerait une réduction de la prévention. En conséquence, il semblerait qu'une telle taxe ait des effets néfastes sur la prévention et la couverture des propriétaires. Les propriétaires pourraient avoir le sentiment de payer une couverture en payant la taxe et cela ne les inciterait pas à mettre en oeuvre des activités d'auto-assurance ou à s'assurer.

### 3.3.3 Subvention

La raison souvent avancée par les propriétaires forestiers afin de justifier le fait qu'ils ne s'assurent pas est le coût élevé de la couverture. Ils justifient de la même façon, le fait de ne pas mettre en oeuvre d'activités de prévention. En effet, la production de bois est particulière dans le sens où le processus de croissance est long. Ainsi, les propriétaires forestiers paient pour préparer le terrain, pour planter, pour entretenir... et cela pendant plusieurs décennies avant de pouvoir bénéficier financièrement de leur travail. Par conséquent, lorsqu'il s'agit d'accroître les dépenses au cours du processus de production, en souscrivant une assurance ou en instaurant des pratiques d'auto-assurance, les propriétaires sont réticents. Une solution consisterait à subventionner la prime d'assurance des propriétaires ou encore à accorder des subventions pour l'instauration de mesures de prévention. L'Allemagne a adopté cette solution pour l'assurance du risque d'incendie. Les Länder (équivalent de nos régions françaises) paient 50% de la prime d'assurance incendie des propriétaires forestiers privés. Cette subvention encourage les propriétaires à s'assurer, si bien que 50% de la surface forestière du pays est assurée contre l'incendie alors que moins de 2% des propriétaires forestiers privés possède une assurance tempête. Une telle solution pourrait également être appliquée à l'auto-assurance en fonction, par exemple, du nombre annuel d'interventions effectuées par le propriétaire sur son peuplement. Cela nécessiterait un contrôle qui pourrait passer par le Plan Simple de Gestion.

Une subvention permettrait donc de réduire le coût de la prévention ou de la couverture supporté par le propriétaire forestier. Comme l'indique le tableau 3.1, une réduction du coût générerait une hausse de l'auto-assurance et de l'assurance si le propriétaire est caractérisé par une aversion absolue au risque constante (CARA) ou croissante (IARA) avec la richesse. Dans ce cas, l'effet d'une subvention serait bénéfique. Nous remarquons que ce résultat en implique un autre : la subvention (réduction des coûts) générerait une hausse de la demande d'assurance et de couverture donc cela implique une demande d'assurance et de prévention plus élevée avec subvention qu'en l'absence d'aide publique. Cependant, sous l'hypothèse couramment admise d'aversion absolue au risque décroissante avec la richesse (DARA), l'effet de la subvention peut être néfaste. Dans ce cas, une réduction du coût peut accroître ou réduire la prévention et la couverture du propriétaire. Le résultat dépend de l'importance des deux effets présents : effet substitution pur et effet richesse. L'effet substitution a un impact négatif sur la prévention et la couverture du propriétaire alors que l'effet richesse est positif.

### 3.3.4 Partenariat public/privé

Le coût de l'assurance est souvent avancé comme étant un frein pour les propriétaires forestiers privés. L'Etat pourrait donc intervenir pour réduire ce coût en se plaçant comme le réassureur des compagnies d'assurance forêt françaises. Les polices d'assurance seraient gérées par les assureurs privés qui définiraient les montants de couverture en fonction de leur surplus financier, leur portefeuille actuel, et leur capacité à diversifier les risques. Le mécanisme de transfert des risques du secteur privé, qui correspondrait à la réassurance du gouvernement, pourrait réduire les primes d'assurance initiales ou accroître la capacité de couverture de la compagnie d'assurance. Les différents niveaux de ce système de couverture seraient gérés par le secteur privé. Le rôle du gouvernement consisterait à lisser dans le temps le travail des institutions de marché. Cependant, comme nous venons de l'indiquer ci-dessus, une réduction du taux de chargement de l'assurance n'est pas synonyme d'accroissement de la demande d'assurance. L'aversion au risque caractérisant le propriétaire joue un rôle important.

## 3.4 Conclusion

En Europe, l'occurrence des catastrophes naturelles a fréquemment conduit le gouvernement à fournir des compensations financières afin d'aider les propriétaires forestiers victimes de ces catastrophes. De tels programmes influencent le niveau optimal des dépenses d'assurance ou d'auto-assurance effectuées par les propriétaires forestiers. Une aide publique forfaitaire réduit ainsi les activités de prévention et de couverture du propriétaire par rapport à une situation sans aide (sous une hypothèse DARA, CARA et potentiellement IARA) alors qu'une aide conditionnée accroît ces activités par rapport à une aide forfaitaire. Nous analysons également quatre instruments susceptibles d'accroître l'efficacité de l'aide publique. Nous constatons que le contrôle direct des dépenses de prévention et de couverture permettrait d'inciter les propriétaires à se protéger. Un premier pas permettant d'améliorer l'efficacité de l'intervention financière publique française consisterait donc à rendre son aide conditionnée à l'adoption de mesures de prévention et de couverture, comme c'est actuellement le cas au Danemark où 68% des propriétaires sont assurés contre le risque de tempête. En revanche, le résultat est moins tranché pour l'analyse de l'imposition, de la subvention et du partenariat public/privé.

En conclusion, ce chapitre nous a permis d'obtenir des résultats théoriques sur l'effet des compensations publiques sur les décisions d'assurance et d'auto-assurance des propriétaires forestiers privés, au sein du cadre d'analyse développé dans le chapitre 2, mais qu'en est-il dans la réalité ? Nos résultats théoriques sont-ils validés empiriquement ? C'est ce que nous étudions dans le prochain chapitre.

# Chapitre 4

# Ambiguïté et intervention publique : une étude expérimentale[1]

## 4.1 Introduction

Les deux chapitres précédents ont apporté des résultats théoriques concernant l'effet de l'ambiguïté (chapitre 2) et de l'intervention publique (chapitre 3) sur les choix de prévention et de couverture des propriétaires forestiers privés. Ces résultats nous permettent de formuler quatre prédictions théoriques, trois sur l'effet des programmes publics et une sur l'effet de l'ambiguïté.

L'objectif de ce chapitre est donc de tester empiriquement ces prédictions afin d'observer si notre modèle théorique fournit des résultats conformes aux comportements réels des prorpiétaires forestiers. Notre étude empirique se base sur une expérimentation. Celle-ci nous permet d'analyser les comportements individuels de nos

[1]Ce chapitre s'inspire de deux travaux réalisés en collaboration avec Laure Cabantous, Stéphane Couture et Anne Stenger (Brunette, Cabantous, Couture et Stenger (2008a.) ; Brunette, Cabantous, Couture et Stenger (2008b.)) ainsi que d'un travail encore très préliminaire avec Stéphane Couture et Serge Garcia.

sujets en matière d'assurance et d'auto-assurance en fonction de trois programmes publics. Elle nous permet également d'observer le comportement des agents en présence d'une ambiguïté sur la probabilité d'occurrence de l'aléa naturel. Cette expérience est complétée par une enquête concernant les caractéristiques personnelles des sujets (âge, revenus...) et de leur peuplement forestier (surface, assurance...). Ces données réelles nous permettront de dégager des résultats concernant les déterminants de la demande d'assurance des propriétaires forestiers privés.

Le chapitre est structuré de la façon suivante : tout d'abord, à partir des résultats des chapitres précédents, nous formulons des prédictions théoriques qui vont être testées (4.2). Ensuite, nous développons la méthode expérimentale utilisée (4.3), c'est-à-dire que nous détaillons notre approche, les différentes tâches réalisées par les sujets ainsi que les participants. Dans la section suivante (4.4) nous révélons deux séries de résultats. La première série présente les résultats de l'expérience respectivement pour l'assurance et pour l'auto-assurance. Cette série de résultats comprend également une extension qui considère une population naïve. Nous indiquons ainsi l'impact de cette nouvelle population sur nos résultats. La seconde série de résultats est obtenue à partir de données réelles fournies par les propriétaires à la fin de l'expérimentation et nous permet d'obtenir des informations concernant leur demande d'assurance. Dans la dernière section (4.5), nous concluons.

## 4.2 Prédictions théoriques

Nous utilisons les résultats théoriques des deux chapitres précédents pour formuler des prédictions concernant l'effet de programme public et de l'ambiguïté sur les décisions d'assurance et d'auto-assurance des propriétaires forestiers. Toutefois, une simplification s'impose afin de pouvoir tester empiriquement les résultats de notre modèle. Dans le modèle théorique, nous considérons un continuum d'états de la nature alors que notre protocole expérimental intègre uniquement deux états : un état de perte totale et un état d'absence de perte (cas de référence). Cette simplification n'a qu'une seule justification : l'impossibilité de mettre en place un test empirique considérant un continuum d'états du monde. Il aurait été cependant possible d'en considérer plusieurs avec une catastrophe endommageant 25% de la forêt ensuite 50%...mais nous craignions que les participants aient des difficultés à se représenter les différents états du monde. De plus, cela aurait complexifié considérablement à la fois le protocole expérimental mais aussi les analyses statistiques. En outre, le fait de considérer deux états de la nature ne limite en rien l'intérêt du modèle et le test empirique y étant associé. Cette simplification a une conséquence directe : dans le modèle théorique, nous considérons une perte proportionnelle à la richesse du propriétaire forestier. Dans ce chapitre, nous considérons que l'aléa se produit avec une certaine probabilité et que dans ce cas, la perte est totale. Donc, nous nous plaçons dans le cas où $\epsilon = 1$, c'est-à-dire que le peuplement est entièrement détruit et donc $L(1)R = R$. Lorsque l'aléa se produit, le propriétaire perd l'intégralité de sa richesse. Dans le cas où l'aléa ne se produit pas $\epsilon = 0$, alors la perte est nulle et donc $L(0)R = 0$. D'un point de vue empirique, nous ne traitons donc que ces deux cas extrêmes ($\epsilon = 0$ et $\epsilon = 1$) pour les raisons évoquées ci-dessus.

Dans notre modèle théorique, le paramètre d'assurance est $\alpha \in [0, 1]$ avec $\alpha = 0$ une absence d'assurance et $\alpha = 1$ la pleine assurance. Nous montrons que lorsque la prime d'assurance est actuarielle, alors un individu riscophobe opte pour la pleine assurance (Théorème de Mossin). Dans notre analyse expérimentale, nous considérons un taux de chargement nul et donc une assurance complète. Dans ce contexte, nous interrogeons les sujets sur le montant maximal de la prime d'assurance qu'ils seraient prêts à payer pour être intégralement couverts en cas de sinistre. Par exemple, le chapitre 3 prouve que les propriétaires ont une demande d'assurance plus importante en l'absence de programme d'aide que lorsqu'une aide forfaitaire est accordée (sous les hypothèses DARA, CARA et potentiellement IARA). Cela signifie que, pour un niveau identique d'assurance (assurance complète), le consentement à payer d'un individu en l'absence de programme public devrait être plus élevé qu'en présence d'une aide forfaitaire (cf. prédiction 1 ci-dessous). La demande d'assurance de la partie théorique est donc appréhendée par le consentement à payer pour l'assurance dans la partie empirique. Notre raisonnement est similaire pour les autres prédictions. Nous les détaillons ci-dessous dans un cadre d'assurance mais elles s'appliquent également à l'auto-assurance.

Prédiction 1 :

Le consentement à payer du propriétaire forestier pour l'assurance est plus élevé en l'absence d'aide publique que lorsqu'une aide forfaitaire lui est accordée[2].

Prédiction 2 :

Le consentement à payer du propriétaire forestier pour l'assurance est plus élevé lorsqu'une aide conditionnée lui est accordée que lorsqu'il reçoit une aide forfaitaire.

Prédiction 3 :

Cette prédiction est issue de l'analyse que nous effectuons à la fin du chapitre 3 concernant la subvention à l'assurance.

[2] Rappelons que ce résultat est vrai sous une hypothèse d'aversion absolue au risque décroissante avec la richesse (DARA) mais également sous CARA. Sous une hypothèse IARA le résultat est ambigu. Toutefois, l'hypothèse communément admise est DARA d'où la formulation de cette prédiction.

Lorsque le propriétaire est caractérisé par une aversion absolue au risque constante (CARA) ou croissante (IARA) avec la richesse alors son consentement à payer pour l'assurance est plus élevé lorsqu'il bénéficie d'une subvention à l'assurance que lorsqu'il ne perçoit pas d'aide. S'il est caractérisé par une aversion absolue au risque décroissante avec la richesse (DARA), alors son comportement est indéterminé : son consentement à payer avec subvention peut être supérieur ou inférieur à celui en l'absence d'aide.

Prédiction 4 :

Le consentement à payer du propriétaire forestier pour l'assurance lorsqu'il y a ambiguïté sur la probabilité d'occurrence du sinistre est plus élevé qu'en l'absence d'ambiguïté sur cette probabilité.

Nous notons $AA$ l'absence d'aide, $AF$ l'aide forfaitaire et $AC$ l'aide conditionnée. Le consentement à payer lorsqu'il y a ambiguïté est indicé $A$ et en situation risquée $R$. Les prédictions théoriques, qui restent valides dans un cadre d'auto-assurance, sont synthétisées au sein du tableau suivant :

TAB. 4.1 – Prédictions théoriques

| | Assurance (a)* | Auto-assurance (b)* |
|---|---|---|
| Préd. 1 | $CAP_{\{AA\}} > CAP_{\{AF\}}$ | $CAP_{\{AA\}} > CAP_{\{AF\}}$ |
| Préd. 2 | $CAP_{\{AC\}} > CAP_{\{AF\}}$ | $CAP_{\{AC\}} > CAP_{\{AF\}}$ |
| Préd. 3 | CARA et IARA : $CAP_{\{SA\}} > CAP_{\{AA\}}$<br>DARA : $CAP_{\{SA\}}$ > ou < $CAP_{\{AA\}}$ | CARA et IARA : $CAP_{\{SA\}} > CAP_{\{AA\}}$<br>DARA : $CAP_{\{SA\}}$ > ou < $CAP_{\{AA\}}$ |
| Préd. 4 | $CAP_A > CAP_R$ | $CAP_A > CAP_R$ |

*Quand nous nous référerons aux prédictions relatives à l'assurance, nous utiliserons la lettre a et nous utiliserons b pour les prédictions concernant l'auto-assurance.

L'objectif de ce chapitre est donc de tester expérimentalement ces prédictions théoriques.

## 4.3 Méthode expérimentale

Dans cette section, nous détaillons le plan expérimental (4.3.1), les incitations et les différentes tâches réalisées par les participants (4.3.2), nous présentons les participants (4.3.3) ainsi que la procédure et les instructions (4.3.4).

### 4.3.1 Plan expérimental

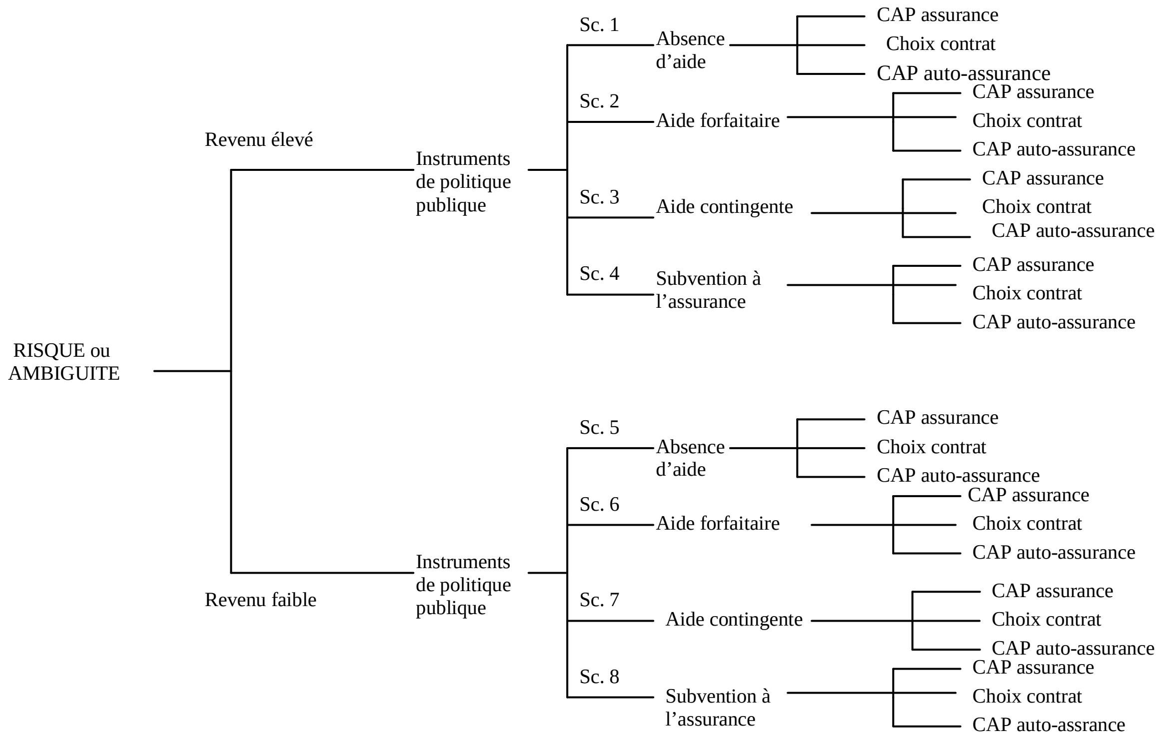
Nous avons demandé aux participants de jouer le rôle d'un propriétaire forestier privé possédant 12 hectares de pins maritimes en Aquitaine, et de réagir à plusieurs scénarios courts décrivant un risque d'incendie. Nous nous intéressons au risque d'incendie car il est possible d'obtenir, de façon plus ou moins précise en fonction des régions, la probabilité d'occurrence de ce risque et donc, d'en fournir une estimation aux propriétaires lors de l'expérience. Le risque de tempête, quant à lui, est beaucoup plus difficile à estimer et pose donc des problèmes pour l'expérience, notamment pour le calcul des primes d'assurance lorsque nous proposons des contrats. Chaque scénario comprenait trois informations : 1/ l'information concernant le programme de compensation publique actuellement en vigueur ; 2/ le revenu annuel brut moyen généré par la forêt ; et 3/ l'information relative à la probabilité du risque d'incendie dans la zone où la forêt est localisée, étant donné la probabilité annuelle (%) qu'un feu détruise entièrement le peuplement forestier. Les deux premières variables sont des variables "intra-sujets". La troisième variable est "inter-sujets" parce que des recherches passées, concernant l'effet de l'ambiguïté sur les comportements individuels, ont montré que le fait de considérer une forme "intra-sujets" pour cette variable avait tendance à accroître le contraste entre deux contextes informationnels et à générer une aversion à l'ambiguïté plus importante (Fox et Tversky, 1995 ; Chow et Sarin, 2001).

La figure 4.1 permet d'illustrer le plan expérimental que nous avons adopté. Les protocoles en situations risquée et ambiguë apparaissent respectivement en annexe 1 et 2. Après la présentation du scénario, nous demandions aux participants de répondre à trois questions concernant leur comportement de prévention et de couverture : une question relative à leur consentement à payer pour l'assurance, une dans laquelle ils avaient à choisir un contrat d'assurance parmi un menu de cinq contrats différents et finalement, une dernière concernant leur consentement à payer pour l'auto-assurance. La deuxième question servait uniquement de question de contrôle, c'est-à-dire qu'elle permettait d'observer la "rationalité" du participant. En effet, si le sujet avait un consentement à payer pour l'assurance nul et qu'ensuite, il optait pour un contrat d'assurance autre que le contrat "absence d'assurance", alors sa rationalité était mise en doute. Toutefois, aucun de nos participants n'a manifesté une telle attitude.

### 4.3.2 Incitations et tâches

Les scénarios ont été développés avec l'aide du Centre Régional de la Propriété Forestière (CRPF) d'Aquitaine. Les membres du CRPF nous ont aidé à choisir la taille de la surface forestière (en Aquitaine, les propriétés forestières privées couvrent en moyenne 12 hectares) ; le revenu annuel procuré par le peuplement forestier (entre 3000€ et 6000€/an) ; le type d'arbre (les pins maritimes sont l'espèce la plus répandue en Aquitaine) ainsi que les montants d'aide publique pouvant être accordés aux propriétaires forestiers privés aquitains en cas d'incendie.

FIG. 4.1 – Présentation du plan expérimental




### L'information relative au programme public

Trois programmes publics de compensation financière ainsi qu'une situation de référence sans aide publique ont été introduits. Dans le cas d'une "absence d'aide publique" (AA), le gouvernement n'assiste pas financièrement les propriétaires, ni avant, ni après un incendie. En d'autres termes, comme dans ce cas, l'assurance forêt et les activités d'auto-assurance sont volontaires, les propriétaires qui n'ont pas entrepris de telles actions supportent 100% des pertes. Dans le cas d'une "aide forfaitaire" (AF), le gouvernement aide financièrement les propriétaires dont la forêt a été entièrement détruite par l'incendie. Le montant de la compensation publique est fixé à 1500€. La situation comprenant une "aide conditionnée" (AC) est similaire à "l'aide forfaitaire" sauf que cette fois, la compensation publique de 1500€ est accordée uniquement aux propriétaires forestiers qui ont souscrit une police d'assurance. Finalement, en présence d'une "subvention à l'assurance" (SA), le gouvernment paie 50% de la prime d'assurance incendie choisie par le propriétaire forestier.

**L'information concernant la probabilité d'occurrence du risque d'incendie (risque vs. ambiguïté)**

Dans tous les scénarios, les pertes ont été précisément spécifiées : 3000€ dans les scénarios avec faibles revenus issus du peuplement ou 6000€ dans ceux avec revenus élevés, ce qui correspond respectivement à un revenu de 250€/hectare et 500€/hectare. Nous avons introduit deux types d'informations concernant la probabilité d'occurrence du risque d'incendie. Certains participants ont reçu une information précise concernant le risque d'incendie (groupe "Risque") ; alors que d'autres ont reçu une information ambiguë concernant le risque d'incendie (groupe "Ambiguïté"). Dans le groupe "Risque", la probabilité annuelle d'incendie était spécifiée précisément et fixée à $0,2\%$ dans tous les scénarios. L'enquête "Utilisation du territoire" (TERUTI) réalisée par le Ministère de l'Agriculture et de la Pêche permet chaque année de connaître l'occupation de l'ensemble du territoire métropolitain français et ainsi de recenser les surfaces forestières incendiées. Grâce aux données de cette base, la probabilité d'occurrence d'un incendie pour la région Aquitaine pour la période 1981-2003 a été scientifiquement évaluée à 0,2%. Dans ce groupe les participants pouvaient ainsi lire : *"Pour toutes les questions qui vont vous être posées, vous êtes dans la situation où vous connaissez parfaitement la probabilité que votre forêt soit détruite par un incendie dans l'année. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est scientifiquement évaluée à $0,2\%$"*. Les participants dans le groupe "Ambiguïté" ont pu lire : *"Pour toutes les questions* *qui vont vous être posées, vous êtes dans la situation où vous ne connaissez pas précisément la probabilité que votre forêt soit détruite par un incendie dans l'année. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont (0,05%, 0,15%, 0,25%, 0,35%)"*. Notons que même dans le groupe "Ambiguïté", les sujets ont certaines informations concernant la probabilité annuelle de dommage. Les quatre probabilités fournies aux participants ont été choisies arbitrairement. Nous souhaitions toutefois conserver un écart identique entre chacune des probabilités et surtout une moyenne de 0,2% afin de pouvoir comparer les contextes ambigu et risqué. Cette façon de prendre en compte l'ambiguïté[3] a été proposée initialement pas Gardenförs et Sahlin (1982) puis reprise par Viscusi et Chesson (1999) et Cabantous (2007). Cette méthodologie nous a paru la plus adaptée car elle représentait bien la réalité. En effet, les propriétaires peuvent chercher à obtenir des informations sur l'occurrence du risque d'incendie en s'adressant à différentes associations, de sorte que différentes probabilités de réalisation du risque d'incendie leur seront fournies.

Le tableau 4.2 représente un scénario dans le cas d'une aide publique forfaitaire et d'un revenu de production élevé. La première tâche pour les participants était d'indiquer leur consentement à payer maximum pour l'assurance afin d'être couvert intégralement contre les pertes en cas d'incendie (contrat de pleine assurance). Dans un deuxième temps, ils devaient choisir un contrat d'assurance parmi cinq qui leur étaient proposés. Parmi ces cinq contrats, apparaissait un contrat de pleine assurance (contrat A) qui, par définition couvrait intégralement le propriétaire en cas d'incendie. Le propriétaire possédant 12 hectares et un revenu de 6000€, l'indem-

[3]Il existe d'autres façons de mettre en place l'ambiguïté, voir notamment Einhorn et Hogarth (1985, 1986) ou Hogarth et Kunreuther (1989). Il est également possible de se référer à Di Mauro et Maffioletti (1996) qui analysent si la définition de l'ambiguïté utilisée a un effet sur le comportement d'aversion à l'ambiguïté des sujets.

nité d'assurance est donc de 500€/hectare en cas de dommage. N'ayant pas réussi à obtenir l'information concernant le taux de chargement à appliquer à la prime d'assurance, nous avons choisi de ne pas l'intégrer dans le calcul. Par conséquent, la prime d'assurance correspond à la prime pure, c'est-à-dire à l'espérance de perte. L'espérance de perte correspond au montant potentiel du dommage multiplié par la probabilité d'occurrence de celui-ci, à savoir 3000€ $\times$ 0,2% $=$ 6€ dans le cas d'un revenu de production faible et 6000€ $\times$ 0,2% $=$ 12€ dans le cas d'un revenu élevé. De ce fait, dans notre cas de revenu élevé, l'espérance de perte globale est de 12€ et comme il y a 12 hectares alors cela fait 1€/hectare. De la même façon, dans une situation de faible revenu, l'espérance de perte est de 0,5€/hectare. Ensuite, nous proposions aux participants trois contrats d'assurance partielle (contrat B, C, et D) et finalement, afin de leur permettre de ne pas s'assurer, nous leur proposions le contrat E. La troisième tâche des sujets consistait, considérant qu'ils avaient choisi un contrat d'assurance dans la question précédente, à indiquer leur consentement à payer maximum pour investir dans des activités de gestion forestière (actions d'auto-assurance).

Tab. 4.2 – Présentation d'un scénario basique : le cas d'une aide forfaitaire lorsque le revenu est élevé (6000€)

| | | |
|---|---|---|
| Contexte général | L'expérience à laquelle vous allez participer est destinée à l'étude de la prise de décision d'assurance. Elle vise à analyser votre demande d'assurance face à un risque d'incendie encouru par votre forêt. Vous allez répondre à plusieurs questions. Pour chaque question, vous possédez une forêt de pins maritimes de 12 hectares en région Aquitaine. Cette forêt vous procure un revenu annuel dont le montant variera selon les différents cas de figure qui seront décrits. Votre forêt est exposée à un risque d'incendie. Si cet incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Vous ne retirerez donc aucun revenu de votre activité forestière durant cette année. Vous pouvez, une fois l'incendie maîtrisé, reconstruire votre forêt l'année suivante moyennant des coûts très élevés. | |
| Information concernant la probabilité | *Groupe Risque:*<br>Pour toutes les questions qui vont vous être posées, vous êtes dans la situation où vous connaissez parfaitement la probabilité que votre forêt soit détruite par un incendie dans l'année. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est scientifiquement évaluée à 0,2%. | *Groupe Ambiguïté*<br>Pour toutes les questions qui vont vous être posées, vous êtes dans la situation où vous ne connaissez pas précisément la probabilité que votre forêt soit détruite par un incendie dans l'année. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont (0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%). |
| Information concernant le programme public | Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Dans ce cas, les pouvoirs publics vous donnent une somme forfaitaire de 1500 € pour vous compenser d'une partie de la perte financière subie, et ce que vous soyez assuré ou non. Vous pouvez aussi choisir, en plus de cette aide, un contrat d'assurance privée. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu. | |
| Consentement à payer pour l'assurance | 1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ? | |
| Choix d'un contrat d'assurance | 2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?<br>Sélectionner le contrat que vous préférez.<br>Contrat A: indemnité = 500 €/ha, prime nette des taxes = 1 €/ha.<br>Contrat B: indemnité = 375 €/ha, prime nette des taxes = 0,75 €/ha.<br>Contrat C: indemnité = 250 €/ha, prime nette des taxes = 0,5 €/ha.<br>Contrat D: indemnité = 125 €/ha, prime nette des taxes = 0,25 €/ha.<br>Contrat E: indemnité = 0 €/ha, prime nette des taxes = 0 €/ha. | |
| Consentement à payer pour l'auto-assurance | 3/ Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le montant d'argent que vous seriez prêt à payer pour mettre en œuvre des actions (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles ? | |

### 4.3.3 Participants

76 sujets volontaires ont participé à cette expérience. Il y avait 42 propriétaires forestiers privés aquitains (37 hommes, 5 femmes ; âge moyen : 57 ans) et 36 étudiants (18 hommes, 17 femmes ; âge moyen : 21,4 ans) de l'Ecole Nationale du Génie Rural des Eaux et Forêts (ENGREF).

### 4.3.4 Procédure et instructions

Les propriétaires forestiers ont été questionnés en deux petits groupes ($n_1 = 24$, $n_2 = 18$), pendant deux demi-journées. Ces demi-journées ont été organisées par le CRPF Aquitaine et le Centre de Productivité et d'Action Forestière d'Aquitaine (CPFA) sur la thématique de l'assurance des forêts. La première session s'est déroulée en avril 2007 à Listrac-Médoc et regroupait 24 propriétaires forestiers appartenant au Groupement de Productivité Forestière (GPF) du Médoc. La seconde session s'est déroulée à Casteljaloux et regroupait 18 propriétaires appartenant au GPF Lot-et-Garonne et au GPF Landes. Les deux sessions ont été volontairement espacées de 6 mois, sur conseil des membres du CRPF Aquitaine, afin d'éviter la période estivale propice aux incendies. En effet, nous craignions que le fait de réaliser l'expérience durant cette période influence les choix de prévention et de couverture des propriétaires. Ces réunions se déroulaient comme suit : 1/ nous réalisions l'expérience sur les propriétaires ; 2/ nous faisions un exposé sur les systèmes d'assurance forêt existants à l'étranger ; 3/ les deux assureurs présents, Mr Thibaut J.L. de Groupama MISSO et Mr de la Bretesche X. du cabinet XLB, prenaient quelques instants pour présenter leur offre.

Les étudiants ont été invités à participer à l'expérience à la fin d'un cours introductif à l'économie du risque en décembre 2007. Les étudiants ont reçu l'équivalent de 10€ par personne pour les remercier de leur participation mais, pour des raisons administratives, la somme globale a été versée à l'association étudiante de l'école. Les propriétaires forestiers n'ont reçu aucune incitation monétaire. Les raisons de ce choix sont les suivantes : 1/ en 2006, au sein du Laboratoire d'Economie Forestière (LEF), une expérience portant sur l'assurance des forêts a été réalisée sur une population de propriétaires forestiers privés (voir Stenger, 2008). Il a été indiqué aux volontaires qu'ils pouvaient se faire rembourser leurs dépenses de transport. Non seulement, aucun d'eux n'a rempli la demande de remboursement, mais en plus, ils ont affirmé que recevoir de l'argent pour participer à l'expérience suggérerait qu'ils n'étaient pas intéressés par l'expérience elle-même, mais par les incitations financières ; 2/ de nombreux résultats expérimentaux prouvent l'effet marginal des incitations sur les comportements individuels. Cela signifie que le lien entre incitation, effort et performance n'est pas évident. Premièrement, les incitations monétaires n'affectent pas (toujours) l'effort alors qu'elles affectent la motivation (Bonner et Sprinkle, 2002 ; Camerer, 1995 ; Henrich, 2001 ; Lee, Locke et Pahn, 1997 ; Ryan et Deci, 2000). Deuxièmement, l'effort n'améliore pas (toujours) la performance du fait, par exemple, de limitations cognitives (Camerer, 1992 ; Tversky et Kahneman, 1992). Finalement, Camerer (1995) et Beattie et Loomes (1997) ont montré que lorsque les questions posées dans l'expérience sont simples et ne requièrent pas d'importants efforts mentaux, alors l'effet des incitations est très marginal. Ces deux raisons nous ont incité à ne pas indemniser les propriétaires forestiers pour leur participation, mais nous avons eu l'opportunité, grâce aux organisateurs, de partager un repas avec eux lors de la session d'avril 2007 et des rafraichissements lors de la session de novembre 2007.

Les 8 scénarios et les 24 tâches (3 tâches par scénario) ont été présentés dans une brochure comprenant 13 pages. Concernant l'ordre de présentation des revenus, environ la moitié des participants a reçu un questionnaire commençant avec 4 scénarios à revenus élevés et l'autre moitié a débuté avec 4 scénarios à revenus faibles. Au sein d'un niveau de revenu et entre ces niveaux, l'ordre de présentation des quatre instruments de politique publique était identique : "absence d'aide", "aide forfaitaire", "aide conditionnée" et "subvention à l'assurance". Finalement, au sein de chaque scénario, l'ordre des trois tâches était le même : consentement à payer pour l'assurance, choix d'un contrat d'assurance dans un menu de cinq contrats et consentement à payer pour l'auto-assurance. Nous avons conduit une expérience "papier et crayon". Nous avons effectué ce choix car les membres du CRPF nous ont indiqué que la plupart des propriétaires qui allaient participer à l'expérience n'étaient pas familier de l'outil informatique et de ce fait, pouvaient réagir négativement à une expérience impliquant ce genre de matériel. Après une brève présentation de l'étude, l'expérience commençait. En moyenne, les sujets mettaient 45 minutes afin de compléter leur questionnaire.

## 4.4 Résultats de l'expérience

Notre base de données contient 42 propriétaires observés sur 8 scénarios, de sorte que nous avons 332 consentements à payer pour l'assurance et 332 consentements à payer pour l'auto-assurance. Nous présentons maintenant les résultats, en débutant par l'analyse de l'assurance. Ces résultats sont obtenus à partir du logiciel SPSS 16.0.

### 4.4.1 Analyse de la demande d'assurance

Nous présentons dans un premier temps les résultats issus d'analyses préliminaires et ensuite, les résultats directement associés aux tests de nos prédictions.

**Quelques analyses préliminaires**

Nous avons demandé aux participants de spécifier le montant maximal qu'ils étaient prêts à payer pour être intégralement couverts en cas d'incendie. Afin de rendre la comparaison plus aisée entre les scénarios à faibles revenus (3000€) et à revenus élevés (6000€), les consentements à payer ont été normalisés par l'espérance de perte[4] (0,5€/hectare dans les scénarios à faibles revenus et 1€/hectare dans ceux avec revenus élevés). De plus, le ratio CAP/EP (Consentement A Payer/ Espérance de Perte) facilite l'analyse de l'attitude face au risque. Quand le ratio CAP/EP est égal à 1 alors l'individu est neutre au risque, parce que son consentement à payer pour l'assurance est égal à l'espérance de perte ; lorsqu'il est supérieur à 1 alors l'individu est riscophobe et lorsqu'il est inférieur à 1, l'agent exprime une préférence pour le risque.

En plus de cette normalisation, nous avons également transformé en log nos variables dépendantes et réalisé l'analyse statistique sur les Log(CAP/EP). Des statistiques descriptives préliminaires ont en effet révélé que la distribution des ratios CAP/EP violait l'hypothèse de normalité et était fortement asymétrique. Les coefficients d'aplatissement (Kurtosis) appartenaient à [4,402 ; 15,872] et les coefficients d'asymétrie à [2,307 ; 3,907]. La transformation en log nous permet de respecter l'hypothèse de normalité puisque désormais les coefficients d'applatissement appar-

[4]Kunreuther et al. (1995) effectuent une normalisation similaire.

tiennent à [-0,213 ; 0,920] et les coefficients d'asymétrie à [0,368 ; 0,965][5]. Bien que l'hypothèse de normalité de la distribution ne soit pas essentielle pour une analyse de variance (Bonneau, 1960 ; Bradley, 1964 ; Box, 1953 et 1954), nous avons cependant décidé de transformer en log la distribution afin d'être le plus proche possible de l'hypothèse de normalité et de contrer l'effet des points extrêmes de la distribution (voir Kunreuther et al. (1995) pour une analyse similaire). Nous avons recensé 41 consentements à payer nuls sur 320 observations. Afin de pouvoir transformer en log nos variables, les consentements à payer pour l'assurance égaux à zéro ont été transformés en $0,1$ comme suggéré par Howell (2008). Cet auteur indique que lorsque les variables sont négatives ou nulles, il faut ajouter une constante suffisamment élevée pour les rendre positives avant de les transformer en log. Nous avons jugé que $0,1$ transformait très peu la variable en elle-même tout en permettant de la transformer en log, bien qu'en ayant conscience qu'un consentement à payer nul et un consentement à payer de $0,1$ donnaient des informations différentes : dans le premier cas, un refus d'assurance et dans le second, une très faible demande d'assurance. Toutefois, nous avons jugé cette solution satisfaisante.

Le tableau 4.3 ci-dessous reporte les moyennes pour le ratio CAP/EP et pour Log(CAP/EP). Nous observons ainsi dans le tableau que les participants expriment une aversion pour le risque : dans toutes les conditions, les moyennes du ratio CAP/EP sont significativement supérieures à 1. Nous remarquons également que dans le cas d'une situation risquée et d'une absence d'aide, la moyenne du ratio CAP/EP est $2,26$ ce qui signifie qu'en moyenne les sujets ont un consentement à payer qui est supérieur de 1,26€ à la prime pure.

[5] Pour que l'hypothèse de normalité soit respectée, les coefficients d'aplatissement doivent être inférieurs à $|1|$ et ceux d'asymétrie à $|1,5|$.

TAB. 4.3 – Moyennes des CAP/EP et Log(CAP/EP) en fonction de l'instrument de politique publique et de la qualité de l'information probabilistique

| | | Absence d'aide | Aide forf. | Aide cond. | Subvention | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Risque | Moy. CAP/EP | 2,26 | 1,63 | 1,87 | 2,20 | 1,99 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,06 | -0,14 | -0,01 | -0,11 | -0,010 |
| Ambiguïté | Moy. CAP/EP | 6,42 | 5,16 | 5,46 | 7,50 | 6,13 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,32 | 0,18 | 0,24 | 0,19 | 0,23 |
| Risque + Amb. | Moy. CAP/EP | 4,18 | 3,26 | 3,52 | 4,65 | 3,90 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,16 | 0,009 | 0,10 | 0,03 | 0,08 |

NOTE : N = 78 individus, $n_{risque} = 42$, $n_{ambigu} = 36$.

Nous pourrions nous demander s'il existe une différence de comportement face au risque entre les deux populations : propriétaires et étudiants. Les deux tableaux suivants nous fournissent une réponse :

TAB. 4.4 – Moyennes des CAP/EP pour les étudiants

| | Absence d'aide | Aide forf. | Aide cond. | Subvention | Total |
|---|---|---|---|---|---|
| Risque | 3,15 | 2,20 | 2,66 | 3,07 | 2,77 |
| Ambiguïté | 5,03 | 3,29 | 3,26 | 3,36 | 3,74 |
| Risque + Amb. | 4,09 | 2,75 | 2,96 | 3,21 | 3,25 |

NOTE : N = 36 individus, $n_{risque} = 18$, $n_{ambigu} = 18$.

TAB. 4.5 – Moyennes des CAP/EP pour les propriétaires

| | Absence d'aide | Aide forf. | Aide cond. | Subvention | Total |
|---|---|---|---|---|---|
| Risque | 1,60 | 1,19 | 1,28 | 1,55 | 1,40 |
| Ambiguïté | 7,80 | 7,02 | 7,65 | 11,65 | 8,53 |
| Risque + Amb. | 4,25 | 3,69 | 4,01 | 5,88 | 4,46 |

NOTE : N = 42 individus, $n_{risque} = 24$, $n_{ambigu} = 18$.

Lorsque nous analysons le consentement à payer des étudiants et des propriétaires pour l'assurance, nous observons que les deux populations expriment une aversion pour le risque. En effet, le ratio CAP/EP des étudiants est toujours supérieur à 1 (compris entre 2,20 et 5,03). Celui des propriétaires est également toujours supérieur à 1 (compris entre 1,19 et 11,65). Nous pouvons donc dire que les deux populations expriment une aversion envers le risque. Ce résultat va dans le sens de ceux de Lönnstedt et Svensson (2000) et Stenger (2008) qui prouvent l'aversion au risque des propriétaires forestiers privés.

L'analyse statistique a permis de tester si les consentements à payer pour l'assurance dépendent de la qualité de l'information probabilistique (Risque vs. Ambiguïté), et du type d'aide gouvernementale. Les Log(CAP/EP) ont ainsi été étudiés à l'aide d'une analyse multivariée de variance (MANOVA : Multivariate Analysis of Variance) comprenant 2 (Population) × 2 (Ordre) × 2 (Probabilité) × 4 (Politique) × 2 (Revenu) avec des mesures répétées sur les deux derniers facteurs. Nous n'avons pas trouvé d'effet significatif de la Population ($F_{1;70} = 0{,}482$ ; p = 0,49)[6], de l'Ordre ($F_{1;70} = 0{,}227$ ; p = 0,63) et du Revenu ($F_{1;70} = 0{,}399$ ; p = 0,53). Aucune interaction significative impliquant ces facteurs n'est observée.

Après avoir constaté que ces trois facteurs n'avaient pas d'effet significatif sur nos variables dépendantes, nous nous concentrons sur l'analyse des prédictions théoriques.

[6]Lorsque nous présentons la valeur du test F, le premier terme en indice, 1 représente les degrés de liberté de la variable lors du test et le second terme, 70 correspond aux degrés de liberté du terme d'erreur.

### Analyse des prédictions théoriques pour l'assurance

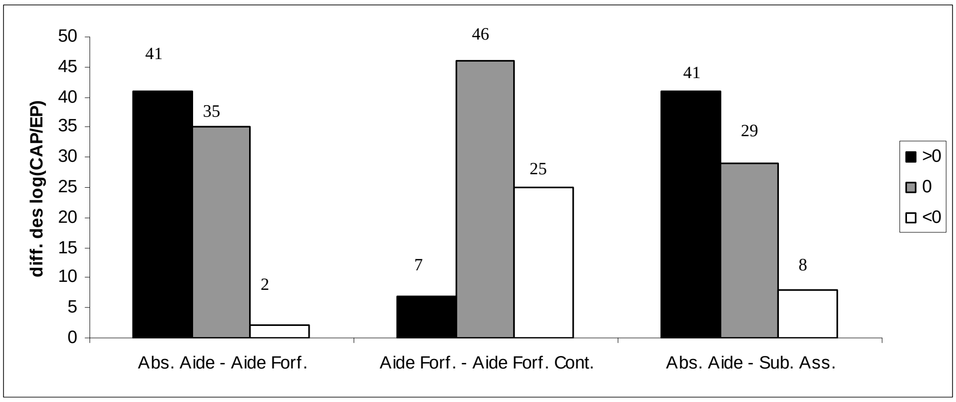
Nous présentons dans un premier temps les résultats concernant l'effet des programmes publics et ensuite ceux concernant l'impact de l'ambiguïté.

*Comportement d'assurance en fonction du type de programme public*

La MANOVA révèle que l'effet principal de la variable Politique sur les Log(CAP/EP) est significatif ($F_{1,91;133,55} = 6{,}924$ ; p = 0,002 ). Notons que pour les variables inter-sujets, la matrice variance-covariance de la variable dépendante doit être sphérique. Le test de sphéricité de Mauchly indique que l'hypothèse ne tient pas pour la variable Politique (W de Mauchly = 0,364 ; p = 0,000). Par conséquent le F et la p-value reportés pour la variable Politique sont ajustés (Greenhouse-Geisser) afin de tenir compte de la violation de l'hypothèse de sphéricité. Ce résultat signifie que les participants réagissent aux différents programmes publics testés en exprimant des consentements à payer pour l'assurance différents. Afin de compléter cette analyse et de gagner en précision sur la façon dont chaque programme agit sur les Log(CAP/EP), nous réalisons une série de comparaisons par paire avec ajustements de Bonferroni. Cet ajustement, le plus couramment utilisé, nous permet de contrôler l'erreur de type 1 (probabilité de conclure à tort à l'existence d'une différence significative en fonction du nombre de tests réalisés).

La figure 4.2 présente les comparaisons deux par deux effectuées.

FIG. 4.2 – Comparaisons deux par deux des programmes de compensation publique




Cette série de tests montre que les Log(CAP/EP) sont significativement plus faibles (p = 0,002) lorsqu'une aide forfaitaire est testée (Moyenne Log(CAP/EP) = 0,009) que lorsque aucune aide n'est accordée (Moyenne Log(CAP/EP) = 0,16). Ce résultat confirme notre prédiction 1a : une aide publique forfaitaire réduit significativement le consentement à payer des agents pour l'assurance ou, inversement, le fait que le gouvernement n'intervienne pas financièrement, accroît le consentement à payer pour l'assurance. Ce résultat apparaît clairement sur la figure 4.2 puisque, la différence entre les Log(CAP/EP) dans une situation d'absence d'aide et les Log(CAP/EP) dans une situation d'aide forfaitaire, est positive pour 41 participants. Ceci indique que 41 participants ont un consentement à payer pour l'assurance plus élevé lorsqu'ils ne perçoivent aucune aide que lorsqu'une aide forfaitaire leur est offerte. Seuls 2 participants ont un comportement inverse alors que le consentement à payer pour l'assurance des 35 autres participants est identique dans les deux situations.

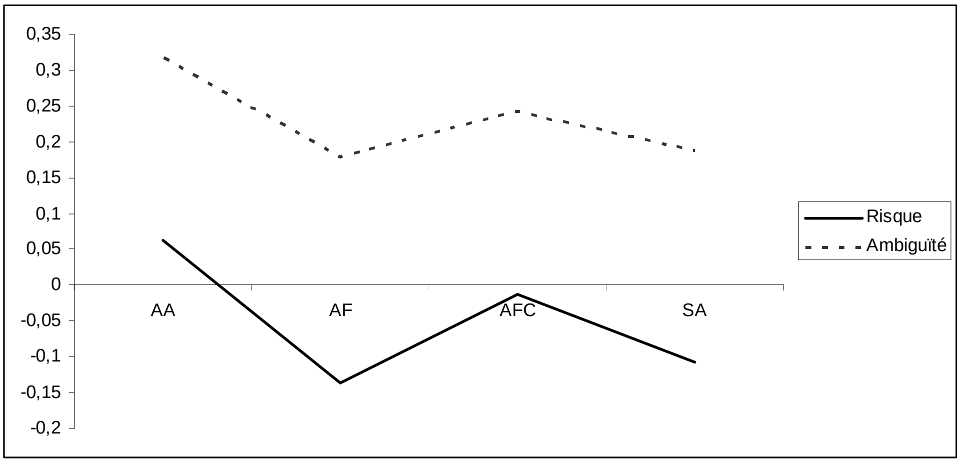
Ensuite, la comparaison des effets de l'aide forfaitaire et de l'aide conditionnée montre que les Log(CAP/EP) avec aide forfaitaire sont plus faibles (Moyenne Log(CAP/EP) = 0,009) qu'avec aide conditionnée (Moyenne Log(CAP/EP) = 0,10). Cet effet est significatif (p = 0,008). Ce résultat confirme notre prédiction 2a : le fait de conditionner l'aide à la possession d'un contrat d'assurance accroît le consentement à payer pour l'assurance, par rapport à une situation d'aide forfaitaire. La figure 4.2 fait apparaître clairement ce résultat. Nous constatons que 45 participants ont un consentement à payer pour l'assurance similaire lorsque les deux aides (forfaitaire et conditionnée) sont testées. Cependant, 25 participants ont un consentement à payer pour l'assurance supérieur lorsqu'une aide conditionnée est testée par rapport à une situation où une aide forfaitaire est testée. Seuls 7 sujets mettent en exergue un comportement inverse.

Finalement, pour tester notre prédiction 3a, nous comparons les Log(CAP/EP) sans aide publique (Moyenne Log(CAP/EP) = 0,16) et avec une subvention à l'assurance (Moyenne Log(CAP/EP) = 0,03). Le résultat du test statistique montre que l'effet est significatif (p = 0,001), et qu'en moyenne, la subvention à l'assurance réduit le consentement à payer des sujets. La figure 4.2 indique que 41 participants ont une tendance à payer davantage pour être intégralement couverts, quand aucune aide ne leur est accordée, comparée au cas où une subvention à l'assurance est mise en place. Seulement 8 individus expriment une tendance inverse.

*Assurance et attitude face à l'ambiguïté*

Les résultats de la MANOVA révèlent que les Log(CAP/EP) varient significativement en fonction de l'information probabilistique ($F_{1;70}$ = 4,49 ; p = 0,038). Plus précisément, les participants présentent, de façon significative, une aversion à l'ambiguité : en moyenne, ils ont un consentement à payer plus faible pour une couverture complète d'assurance en présence de risque (Moyenne Log(CAP/EP) = -0,010) qu'en présence d'ambiguité (Moyenne Log(CAP/EP) = 0,23). De plus, conformément à notre prédiction 4a, l'effet d'interaction entre les variables Probabilité et Politique n'est pas significatif ($F_{1,91;133,5} = 0{,}597$ ; p = 0,62). Cela signifie que les effets relatifs des différents programmes de compensation financière sur les Log(CAP/EP) sont les mêmes en situation risquée et en situation ambiguë, comme indiqué sur la figure 4.3.

FIG. 4.3 – Moyenne des Log(CAP/EP) en fonction de l'instrument de politique publique et de la qualité de l'information probabilistique




La tendance est la même pour les deux contextes, risqué et ambigu. Lorsqu'une aide forfaitaire est testée, le ratio Log(CAP/EP) se réduit indiquant une réduction des consentements à payer des sujets pour l'assurance. Ensuite, il remonte légèrement lorsqu'une aide conditionnée est testée, mais pas assez pour rejoindre le seuil atteint par le ratio en l'absence d'aide. Finalement, quand une subvention à l'assurance intervient, le ratio Log(CAP/EP) redescend, mais en restant supérieur au seuil atteint lorsqu'une aide forfaitaire est testée. En conclusion, c'est en l'absence d'aide que le consentement à payer pour l'assurance est le plus élevé, ensuite c'est en présence d'une aide conditionnée, d'une subvention à l'assurance et enfin, d'une aide forfaitaire. Rappelons que le dernier programme, le moins efficace en termes d'incitations à l'assurance est celui utilisé par la France.

Pour résumer, les résultats supportent nos prédictions concernant l'effet de l'ambiguïté et des compensations publiques sur les consentements à payer pour l'assurance. Comme prédit, nous prouvons que le consentement à payer des participants est plus élevé lorsque le gouvernement n'intervient pas sur le marché de l'assurance. Nous montrons aussi qu'une aide conditionnée réduit le consentement à payer pour l'assurance mais de façon moins importante que l'aide forfaitaire. Finalement, nos résultats font apparaître que l'ambiguïté accroît de façon significative le consentement à payer des sujets pour l'assurance, prouvant ainsi leur aversion à l'ambiguïté.

### 4.4.2 Analyse des activités d'auto-assurance

Nous observons dans un premier temps les résultats issus d'analyses préliminaires et ensuite, les résultats directement associés aux tests de nos prédictions.

#### Quelques analyses préliminaires

Les prédictions issues du modèle théorique développé dans le chapitre précédent sont obtenues dans un cadre où le propriétaire forestier a accès soit à l'assurance soit à l'auto-assurance afin de se protéger contre les risques naturels. Or, dans notre expérimentation, la décision d'auto-assurance est dépendante de celle du contrat d'assurance choisi dans la question précédente. Par conséquent, seuls les individus ayant opté pour le contrat d'assurance E (absence d'assurance) et ayant un consentement à payer pour l'auto-assurance positif peuvent servir de base à nos prédictions théoriques. Malheureusement, aucun participant n'a adopté ce comportement sur l'ensemble des scénarios. Seuls 9 agents adoptent une fois ou l'autre ce comportement. Par conséquent, il nous est impossible de tester nos prédictions théoriques sur les comportements d'auto-assurance. Par curiosité et afin d'exploiter les réponses des sujets, nous regardons tout de même ce qu'il se passe lorsque la question relative au consentement à payer pour l'auto-assurance est traitée de façon indépendante de la question sur le choix du contrat.

Nous avons demandé aux sujets d'indiquer la somme d'argent qu'ils étaient prêts à payer en plus du contrat d'assurance sélectionné afin de mettre en place des activités de prévention telles que les élagages, ou le débroussaillement, par exemples. Ces activités sont des activités d'auto-assurance parce qu'elles permettent de réduire l'ampleur de la perte à la suite d'une catastrophe. Comme pour l'assurance, les consentements à payer pour l'auto-assurance sont normalisés par l'espérance de perte. Une analyse statistique révèle également que la distribution des CAP/EP pour l'auto-assurance ne respecte pas l'hypothèse de normalité puisque les coefficients d'aplatissement (Kurtosis) appartiennent à [4,488 ; 6,768] et les coefficients d'asymétrie à [2,258 ; 2,605], de sorte que nous transformons en log les CAP/EP. Après transformation en log, les coefficients d'aplatissemment appartiennent à [-1,431 ; -1,554] et ceux d'asymétrie à [-0,043 ; 0,160]. De la même façon que pour l'assurance, les consentements à payer pour l'auto-assurance nuls ont été changés en $0,1$. Ils étaient au nombre de 110.

Le tableau 4.6 reporte les moyennes pour le ratio CAP/EP et pour Log(CAP/EP).

TAB. 4.6 – Moyennes des CAP/EP et Log(CAP/EP) en fonction de l'instrument de politique publique et de la qualité de l'information probabilistique

| | | Absence d'aide | Aide forf. | Aide cond. | Subvention | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Risque | Moy. CAP/EP | 25,35 | 26,37 | 26,01 | 26,75 | 26,12 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,46 | 0,50 | 0,46 | 0,49 | 0,48 |
| Ambiguïté | Moy. CAP/EP | 14,88 | 14,68 | 14,74 | 14,38 | 14,67 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,35 | 0,26 | 0,26 | 0,19 | 0,26 |
| Risque + Amb. | Moy. CAP/EP | 20,52 | 20,97 | 20,81 | 21,04 | 20,83 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,41 | 0,38 | 0,37 | 0,35 | 0,38 |

NOTE : N = 78 individus, $n_{risque} = 42$, $n_{ambigu} = 36$.

L'analyse statistique a permis de tester si les consentements à payer pour l'auto-assurance dépendent de la qualité de l'information probabilistique (Risque vs. Ambiguïté), et du type d'aide gouvernementale. Les Log(CAP/EP) ont été étudiés à l'aide d'une MANOVA comprenant 2 (Population) $\times$ 2 (Ordre) $\times$ 2 (Probabilité) $\times$ 4 (Politique) $\times$ 2 (Revenu) avec des mesures répétées sur les deux derniers facteurs. Nous trouvons un effet non-significatif pour la variable Ordre ($F_{1;70} = 1{,}528$ ; p =0,221). Aucune interaction impliquant cette variable n'est significative. En revanche, nous observons un effet significatif pour la variable Revenu ($F_{1;0.037} = 39{,}083$ ; p = 0,000). La variable Population est également significative ($F_{1;70} = 5{,}159$ ; p = 0,026) indiquant, qu'en moyenne, les consentements à payer des propriétaires pour l'auto-assurance sont différents de ceux des étudiants. Nous pouvons constater dans quel sens s'opère cette différence à partir des tableaux suivants :

TAB. 4.7 – Moyennes des CAP/EP et Log(CAP/EP) pour les étudiants

| | | Absence d'aide | Aide forf. | Aide cond. | Subvention | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Risque | Moy. CAP/EP | 3,46 | 4,84 | 4,52 | 4,23 | 4,26 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | -0,08 | 0,05 | -0,04 | -0,02 | -0,02 |
| Ambiguïté | Moy. CAP/EP | 9,89 | 9,31 | 9,32 | 8,73 | 9,31 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,29 | 0,08 | 0,10 | -0,002 | 0,12 |
| Risque + Amb. | Moy. CAP/EP | 6,68 | 7,07 | 6,92 | 6,48 | 6,79 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,10 | 0,07 | 0,03 | -0,01 | 0,05 |

NOTE : N = 36 individus, $n_{risque} = 18$, $n_{ambigu} = 18$.

TAB. 4.8 – Moyennes des CAP/EP et Log(CAP/EP) pour les propriétaires

| | | Absence d'aide | Aide forf. | Aide cond. | Subvention | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Risque | Moy. CAP/EP | 41,76 | 42,51 | 42,13 | 43,63 | 42,51 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,87 | 0,82 | 0,84 | 0,87 | 0,85 |
| Ambiguïté | Moy. CAP/EP | 19,89 | 20,03 | 20,17 | 20,03 | 20,03 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,42 | 0,43 | 0,42 | 0,38 | 0,41 |
| Risque + Amb. | Moy. CAP/EP | 32,39 | 32,87 | 32,72 | 33,52 | 32,87 |
| | Moy. Log(CAP/EP) | 0,69 | 0,65 | 0,66 | 0,66 | 0,67 |

NOTE : N = 42 individus, $n_{risque} = 24$, $n_{ambigu} = 18$.

Les moyennes des CAP/EP des étudiants sont d'environ 6-7€/hectare alors que celles des propriétaires forestiers sont de l'ordre de 32-33€/hectare, soit environ cinq fois plus élevées. Nous pensons qu'il y a eu une différence de perception des activités d'auto-assurance par les deux populations. Il semblerait que les propriétaires aient traité les actions d'auto-assurance comme des activités de gestion forestière courantes et non comme une activité de prévention contre le risque d'incendie. A contrario, l'aspect prévention a du être plus évident pour les étudiants qui sont moins familiers de la gestion forestière quotidienne.

Une seconde remarque s'impose lorsque nous observons ce tableau. En moyenne, le ratio CAP/EP des étudiants est plus élevé dans un contexte ambigu que dans un contexte risqué. Les propriétaires semblent adopter un comportement inverse. En moyenne, le ratio CAP/EP des propriétaires est deux fois plus élevé dans un contexte risqué que dans un contexte ambigu. Ce résultat semble indiquer que les étudiants ont des comportements qui vont dans le sens de notre prédiction 4b alors que les propriétaires non. Ce point sera analysé dans le détail par la suite.

**Analyse des prédictions théoriques**

Nous observons un effet non-significatif de la variable Probabilité ($F_{1;70} = 0{,}609$ ; p = 0,438). Cela signifie que le consentement à payer des individus pour l'auto-assurance dans les situations ambiguës n'est pas significativement différent de leur consentement à payer pour l'auto-assurance en situation risquée. Nous constatons également un effet non-significatif de la variable Politique ($F_{2,111;0,050} = 1{,}029$ ; p = 0,363). Auncune interaction significative impliquant ces facteurs n'est observée. Il convient de noter que le test de sphéricité de Mauchly révèle que la matrice de variance-covariance de la variable dépendante Politique n'est pas sphérique (W de Mauchly = 0,434 ; p = 0,000), de sorte que le F et la p-value reportés pour Politique sont ajustés (Greenhouse-Geisser) afin de tenir compte de la violation de l'hypothèse de sphéricité. Cet absence d'effet indique que le consentement à payer des participants pour l'auto-assurance ne varie pas significativement en fonction de l'instrument de politique publique testé. Ces résultats ne supportent ni nos prédictions théoriques concernant l'effet des compensations publiques sur les activités d'auto-assurance (prédictions 1b, 2b et 3b) ni celles portant sur l'effet de l'ambiguïté (prédiction 4b).

Une des variables de l'expérience réalisée dans ce chapitre est la population.

Notre échantillon comprend des propriétaires forestiers privés et des étudiants en école d'ingénieur forestier. Or, ces deux populations ont des connaissances sur le sujet abordé lors de l'expérience, c'est pourquoi nous nous intéressons à une extension au sein de laquelle nous ajoutons une population d'étudiants sans connaissance particulière ni de la couverture contre les risques naturels ni du secteur forestier.

### 4.4.3 Une extension : effet d'un changement de population

L'étude expérimentale décrite au sein de cette section a été menée sur une population naïve n'ayant aucune connaissance du sujet abordé lors de l'expérience. Cette population est composée de 33 étudiants de l'Ecole des Mines de Nancy (17 hommes, 15 femmes ; âge moyen : 21,78 ans). Les étudiants ont participé à l'expérience dans le cadre du projet "iCrisis" programme RDT 2006, financé par le Ministère de l'Ecologie, de l'Energie, du Développement Durable et de l'Aménagement du territoire. Deux sessions parallèles ont été organisées en avril 2008. Les étudiants ont reçu 10€ pour participer à l'expérience.

Ces 33 étudiants ont été ajoutés aux 42 propriétaires forestiers et aux 36 étudiants de l'ENGREF afin d'observer si la variable Population a un impact sur les décisions d'assurance et d'auto-assurance des participants. Nous réalisons donc une MANOVA sur les Log(CAP/EP)[7] comprenant 3 (Population) $\times$ 2 (Ordre) $\times$ 2 (Probabilité) $\times$ 4 (Politique) $\times$ 2 (Revenu) avec des mesures répétées sur les deux derniers facteurs.

[7]La distribution des CAP/EP ne respecte pas l'hypothèse de normalité. En effet, les coefficients d'aplatissement appartiennent à [10,990 ; 27,424] et les coefficients d'asymétrie à [3,296 ; 5,206]). De ce fait, nous avons opéré une transformation en log de la variable et nous avons réalisé l'analyse statistique sur les Log(CAP/EP). Après transformation en log, les coefficients d'aplatissement appartiennent à [-0,019 ; 0,666] et ceux d'asymétrie à [0,473 ; 0,941].

Lors de l'analyse des consentements à payer pour l'assurance, nous trouvons une absence d'effet Population ($F_{2;99} = 1{,}152$ ; p = 0,320) signifiant que le consentement à payer moyen des propriétaires, des étudiants de l'ENGREF et des étudiants de l'Ecole des Mines pour l'assurance n'est pas significativement différent. Ce résultat signifie que le fait d'avoir des connaissances sur la thématique traitée lors de l'expérimentation n'a pas d'effet sur la demande d'assurance des sujets[8]. Ceci peut s'expliquer par le fait que la demande d'assurance, de façon générale, correspond à une décision courante, à laquelle les individus sont souvent confrontés.

L'analyse des consentements à payer pour l'auto-assurance s'effectue également à partir des Log(CAP/EP)[9] Nous notons la présence d'un effet Population ($F_{2;99} = 5{,}363$ ; p = 0,006). Cet effet avait déjà été mis en exergue lors de l'analyse précédente, c'est-à-dire celle intégrant uniquement les propriétaires forestiers et les étudiants de l'ENGREF. Nous avions montré qu'en moyenne les propriétaires avaient un consentement à payer pour l'assurance supérieur. Désormais, afin de connaître l'impact de chacune des populations sur les consentements à payer, nous réalisons une série de comparaisons par paire avec ajustements de Bonferroni.

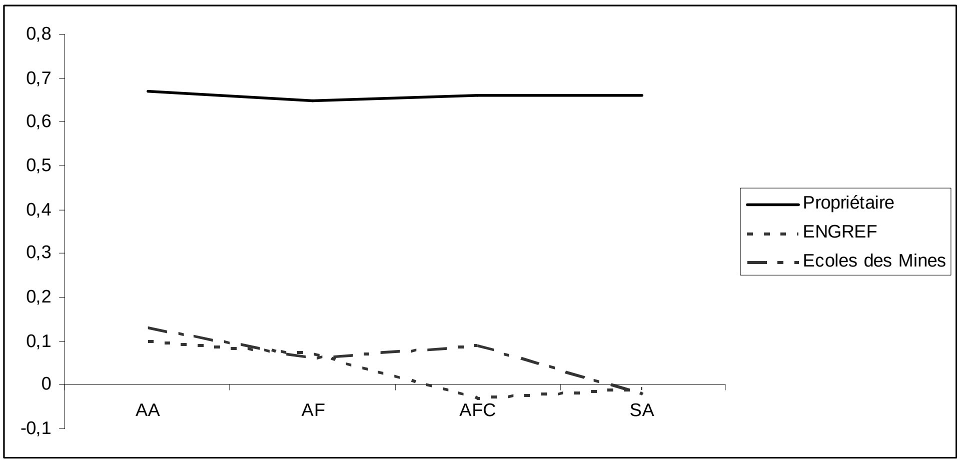
La figure 4.4 présente les moyennes des Log(CAP/EP) en fonction de l'instrument de politique publique testé et de la population.

---

[8]Nous avons conduit une MANOVA avec les propriétaires ainsi que les deux populations d'étudiants mais les résultats étaient beaucoup moins tranchés, voire certains d'entres eux disparaissaient. De ce fait, nous avons choisi de présenter, au sein de ce chapitre, les résultats concernant les propriétaires forestiers et les étudiants de l'ENGREF et de faire apparaître une extension concernant cet effet population, que nous trouvons intéressant.

[9]La distribution des CAP/EP ne respecte pas l'hypothèse de normalité puisque les coefficients d'aplatissement appartiennent à [6,169 ; 9,630] et ceux d'asymétrie à [2,570 ; 3,018]. Nous transformons donc en log notre variable dépendante et de ce fait, les coefficients d'aplatissement appartiennent à [-1,318 ; -1,440] et les coefficienst d'asymétrie à [0,114 ; 0,389]. L'hypothèse de normalité est donc respectée.

FIG. 4.4 – Moyennes des Log(CAP/EP) en fonction de l'instrument de politique publique et de la qualité de l'information probabilistique




Nous observons sur ce graphique que les comportements des étudiants de l'Ecole des Mines et des étudiants de l'ENGREF sont proches alors que les moyennes des Log(CAP/EP) pour l'auto-assurance des deux types d'étudiants sont très éloignées de celles des propriétaires forestiers. Nous observons statistiquement si ces différences sont significatives.

Un test statistique révèle que les Log(CAP/EP) sont significativement différents (p = 0,063) entre la population de propriétaires forestiers (Moy Log(CAP/EP) = 0,66) et celle des étudiants de l'ENGREF (Moy Log(CAP/EP) = 0,03). En moyenne, les étudiants de l'ENGREF ont ainsi un consentement à payer inférieur à celui des propriétaires.

Lorsque nous comparons les Log(CAP/EP) des propriétaires forestiers (Moy Log(CAP/EP) = 0,66) et ceux des étudiants de l'Ecole des Mines (Moy Log(CAP/EP) = 0,06), nous remarquons une différence significative (p = 0,08). Les étudiants de l'Ecole des Mines ont, en moyenne, un consentement à payer pour l'auto-assurance plus faible que celui des propriétaires forestiers.

Comparant les deux populations étudiantes, nous trouvons que les Log(CAP/EP) des étudiants de l'ENGREF (Moy Log(CAP/EP) = 0,03) ne sont pas significativement (p = 1,000) différents de ceux des étudiants de l'Ecole des Mines (Moy Log(CAP/EP) = 0,06).

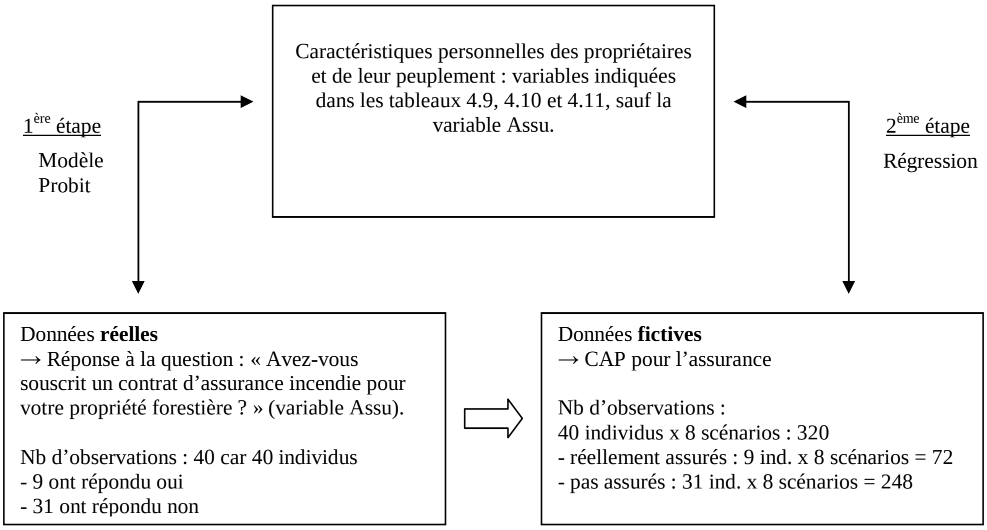
Par conséquent, nous constatons que les étudiants ont des consentements à payer pour l'auto-assurance très proches et ce indépendamment de leurs connaissances en matière de gestion forestière. A contrario, chacune de ces deux populations se différencie de celle des propriétaires en affichant un consentement à payer plus faible. Ce comportement s'explique très certainement par le fait que les étudiants ont appréhendé les activités d'auto-assurance comme des activités de prévention alors que les propriétaires les ont considérées comme des activités de gestion forestière pures.

## 4.5 Analyse du niveau des consentements à payer à partir des caractéristiques réelles des propriétaires

Dans ce chapitre nous nous sommes intéressés au consentement à payer des sujets pour l'assurance en fonction d'instruments de politique publique (aide forfaitaire, aide conditionnée, subvention à l'assurance) et de deux contextes (risqué ou ambigu). La variable dépendante de notre analyse était le consentement à payer. C'est sur cette variable que se porte notre intérêt. Nous cherchons donc à approfondir son analyse, notamment pour les propriétaires forestiers. En effet, le protocole expérimental auquel ont été soumis les propriétaires forestiers comprenait deux parties (cf. annexes 1 et 2) : 1/ une partie expérimentale dans laquelle les joueurs indiquent leur consentement à payer dans les conditions d'un propriétaire forestier de 12 hectares de pins maritimes en Aquitaine ; 2/ une partie sur données réelles (enquête) à partir de questions relatives aux caractéristiques socio-économiques des sujets (âge, sexe, niveau d'étude, nombre de personnes dans le foyer, nombre d'enfants, catégorie professionnelle, revenus mensuels), et des questions relatives à leur propre propriété forestière (décennie d'acquisition, mode d'acquisition, superficie, localisation, contrat d'assurance, aide publique, incendie, activités d'auto-assurance, pourcentage de la propriété dans le patrimoine). Dans cette seconde partie, une question portait sur la possession ou non d'un contrat d'assurance incendie pour la propriété forestière. En conséquence, nous avons deux types de données : des données fictives, concernant les consentements à payer des sujets pour l'assurance, obtenues à partir de l'expérience mais aussi des données réelles, concernant la demande d'assurance des participants, issues de l'enquête.

Nous exploitons ces données en deux temps. Le schéma ci-dessous permet de représenter notre approche.

FIG. 4.5 – Analyse des données réelles




Bien que les informations nécessaires à la compréhension de ce schéma ne soient pas encore toutes divulguées, sa présence facilitera la compréhension de notre approche pour la suite. La première étape de notre analyse consiste en un modèle Probit. L'objectif de celui-ci est de déterminer quelles sont les caractéristiques personnelles des propriétaires et de leur peuplement qui expliquent la décision réelle de s'assurer. Cette décision réelle correspond à la variable Assu, c'est-à-dire à la réponse fournie à la question "Avez-vous souscrit un contrat d'assurance incendie pour votre propriété forestière ?". Les résultats apportées par cette première analyse sont ensuite utilisés pour la seconde étape. Cette seconde étape consiste en une régression de la variable Log(CAP/EP) qui est issue des données fictives. L'idée est d'identifier les caractéristiques personnelles des propriétaires et de leur peuplement qui expliquent les consentements à payer des propriétaires forestiers privés français pour une assurance incendie.

Ces analyses ont été effectuées avec le logiciel GAUSS. Nous décrivons dans un premier temps la base de données qui est commune aux deux analyses.

### 4.5.1 Description de la base de données

Notre expérience a permis de recueillir les données relatives à 42 propriétaires forestiers. Toutefois, deux d'entres eux ont été écartés car ils n'ont pas souhaité répondre à la partie concernant les caractéristiques personnelles mais uniquement à celle relevant de l'expérience. Nous avons donc 40 propriétaires et 8 scénarios contenant des données expérimentales et individuelles relatives aux consentements à payer pour l'assurance. La base contient également des données réelles concernant 26 variables dont 5 sont continues et 21 sont discrètes. Les tableaux 4.9 à 4.11 présentent ces variables.

TAB. 4.9 – Caractéristiques des propriétaires forestiers (variables continues)

| Variables | Définition | Moy. | Ecart-t. | Min | Max |
|---|---|---|---|---|---|
| CAP/EP | CAP divisé par espérance de perte (en €) | 3,903 | 9,438 | 0 | 100 |
| Superf | Superficie de la propriété (en ha) | 241,05 | 361,877 | 4 | 1600 |
| Age | Age du propriétaire | 58,175 | 12,243 | 27 | 81 |
| NFoy | Nombre de personnes dans le foyer | 2,55 | 0,959 | 1 | 4 |
| Enf | Nombre d'enfants dans le foyer | 0,9 | 1,128 | 0 | 5 |

NOTE : N = 40 individus.

La surperficie moyenne des propriétés forestières des individus interrogés est de 241 hectares ; nous sommes donc pour la majorité en présence de grands propriétaires forestiers. En effet, une enquête réalisée par l'Agreste en 1999 révèle que la surface moyenne possédée par un propriétaire forestier privé français est de 10 hectares. L'âge moyen des propriétaires forestiers interviewés se trouve juste en dessous de 60 ans. Le nombre de personnes dans le foyer est de 2,55 avec 1 enfant en moyenne.

Le tableau 4.10 présente une première série de variables discrètes. Nous avions 3 valeurs manquantes pour la variable Rev, que nous avons remplacé par la moyenne des autres observations qui est de 3, et qui constitue également la médiane. Il y avait également 5 valeurs manquantes pour la variable NivEtu. Nous les avons également remplacées par la moyenne qui est de 2,29. Cette façon de procéder pour combler les valeurs manquantes est standard.

TAB. 4.10 – Caractéristiques des propriétaires forestiers (variables discrètes I)

| Variables | Nb d'individus | % |
|---|---|---|
| Sexe : var. binaire (1 = homme) | 35 | 87,5 |
| Niveau d'études (NivEtu) | | |
| Brevet | 13 | 37,1 |
| Baccalauréat | 7 | 20 |
| Bac +2, +3 et +4 | 7 | 20 |
| Bac + 5 et plus | 8 | 22,9 |
| Professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) | | |
| Retraités | 17 | 42,5 |
| Agriculteurs, exploitants | 10 | 25 |
| Professions Intermédiaires | 1 | 2,5 |
| Employés | 3 | 7,5 |
| Cadres | 8 | 20 |
| Autres | 1 | 2,5 |
| Revenu (Rev) | | |
| Catégorie 1 : <1000 | 6 | 15 |
| Catégorie 2 : 1000-2000 | 11 | 27,5 |
| Catégorie 3 : 2000-2500 | 9 | 22,5 |
| Catégorie 4 : 2500-3000 | 4 | 10 |
| Catégorie 5 : >3000 | 10 | 25 |
| Décennie où l'individu est devenu propriétaire (Dec) | | |
| Catégorie 1 : 1940 | 4 | 10 |
| Catégorie 2 : 1950 | 3 | 7,5 |
| Catégorie 3 : 1960 | 4 | 10 |
| Catégorie 4 : 1970 | 3 | 7,5 |
| Catégorie 5 : 1980 | 8 | 20 |
| Catégorie 6 : 1990 | 13 | 32,5 |
| Catégorie 7 : - de 10 ans | 5 | 12,5 |

NOTE : N = 40 individus.

La variable Sexe révèle que notre population de propriétaires est essentiellement masculine puisque 35 propriétaires sur 40 sont des hommes. Le niveau d'éducation montre que 62,9% des individus déclarent avoir suivi des études supérieures et qu'environ 37% n'ont pas le baccalauréat. La majorité des propriétaires forestiers interrogés sont des retraités (42 %). L'échantillon se compose également d'exploitants agricoles (25%) et de cadres (20%).

Ces chiffres peuvent être comparés aux moyennes nationales. L'enquête menée auprès des propriétaires forestiers privés français en 1999, par l'Agreste, révèle ainsi que la majorité d'entres eux sont retraités, ce qui semble conforter nos résultats. De même, la seconde PCS la mieux représentée est celle des agriculteurs, ce qui est également notre cas.
La majorité des propriétaires se trouve dans la catégorie de revenus entre 1000 et 2500 euros. 15% possèdent des revenus inférieurs à 1000 euros, 25% supérieurs à 3000 euros. Pour la plupart des propriétaires de notre échantillon, la date d'acquisition de la forêt est relativement récente (45% sont propriétaires depuis seulement 20 ans).

Le tableau 4.11 présente une seconde série de variables discrètes. Il indique que l'héritage et la combinaison "Héritage-Achat" ressortent comme étant les deux modes d'acquisition les plus répandus au sein de notre échantillon. 45% des individus interrogés ont déjà subi un incendie sur leur propriété forestière, seuls 10% des interviewés ont touché une aide publique suite à un sinistre, et 75% déclarent pratiquer des activités d'auto-assurance pour se couvrir contre le risque d'incendie. Les propriétaires forestiers apparaissent donc sensibilisés au problème de couverture contre le risque d'incendie. Notons que pour 30% des enquêtés, la propriété forestière représente moins de 10% de leur patrimoine.

TAB. 4.11 – Caractéristiques des propriétaires forestiers (variables discrètes II)

| Variables | Nb d'ind. | % |
|---|---|---|
| Mode d'acquisition de la propriété forestière (Acquis) | | |
| Héritage | 15 | 37,5 |
| Achat | 7 | 17,5 |
| Alliance | 2 | 5 |
| Héritage et achat | 13 | 32,5 |
| Héritage et alliance | 2 | 5 |
| Héritage, achat et alliance | 1 | 2,5 |
| Souscription de contrat d'assurance (Assu) : var. binaire (1 = 0ui) | 9 | 22,5 |
| Le fait d'avoir déjà subi un incendie (Inc) : var. binaire (1 = Oui) | 18 | 45 |
| Versement d'une aide publique (AidPub) : var. binaire (1 = Oui) | 4 | 10 |
| Activités d'auto-assurance (AA) : var. binaire (1 = Oui) | 30 | 75 |
| Part de la propriété forestière dans le patrimoine (Patr) | | |
| Catégorie 1 : $< 5\%$ | 11 | 27,5 |
| Catégorie 2 : $5 - 10\%$ | 1 | 2,5 |
| Catégorie 3 : $10 - 15\%$ | 4 | 10 |
| Catégorie 4 : $15 - 20\%$ | 3 | 7,5 |
| Catégorie 5 : $25 - 30\%$ | 6 | 15 |
| Catégorie 6 : $35 - 40\%$ | 4 | 10 |
| Catégorie 7 : $45 - 50\%$ | 1 | 2,5 |
| Catégorie 8 : $> 50\%$ | 10 | 25 |

NOTE : N = 40 individus.

Il est possible à l'aide des informations recueillies dans les tableaux ci-dessus de décrire un propriétaire forestier interrogé type : c'est un homme âgé, retraité, avec des revenus compris entre 1000€ et 2500€ et ayant suivi des études supérieures.

Le tableau 4.11 montre également que 9 individus possèdent un contrat d'assurance, ce qui représente 22,5% de la population. Sur ce point, notre échantillon semble un peu particulier dans le sens où en France, moins de 0,5% des propriétaires forestiers privés sont assurés, alors qu'au sein de notre échantillon, ils sont bien plus nombreux. Cette différence peut provenir du fait que les propriétaires sont venus de leur plein gré assister à une réunion traitant de l'assurance des peuplements forestiers (au cours de laquelle notre expérience a eu lieu). Nous pouvons alors imaginer que ceux qui se sont déplacés étaient intéressés par cette thématique voire même assurés. Il est alors intéressant de séparer cet échantillon en deux sous-échantillons d'individus en fonction de la souscription ou non d'un contrat d'assurance. Il est donc possible de comparer les caractéristiques de ces deux sous-échantillons à partir du tableau ci-dessous :

TAB. 4.12 – Caractéristiques des propriétaires assurés et non assurés

| | Assurés | Non assurés |
|---|---|---|
| Age (en années) | 55 | 59 |
| Superficie de la propriété (en hectare) | 324 | 217 |
| Déjà subi un incendie | 6 | 12 |
| Reçu une aide publique | 1 | 3 |
| Niveau d'étude | 3,56 | 1,92 |
| Revenus (Catégorie moyenne) | 4,1 | 2,7 |
| Part dans le patrimoine (Cat. moy.) | 3,8 | 4,6 |
| Décennie de propriété (Cat. moy.) | 5,3 | 4,5 |

Il ressort de cette comparaison que les propriétaires forestiers qui s'assurent sont relativement plus jeunes que ceux qui ne s'assurent pas. De même, ceux qui s'assurent possèdent une propriété forestière de taille plus importante et ont déjà subi un incendie sur leur propriété. Ces derniers ont aussi des revenus plus importants et la forêt représente une part plus faible de leur patrimoine. Ils ont acquis leur propriété forestière plus récemment.

Cependant, les tests de moyenne révèlent que seules deux différences sont significatives, celles relatives au niveau d'étude et au revenu. Le niveau d'étude moyen dans le groupe des assurés est de 3,56 contre 1,92 dans celui des propriétaires n'étant pas assurés. Cette différence est significative au seuil de 1% (p = 0,000). Par conséquent, les propriétaires assurés ont en moyenne un niveau d'étude supérieur à ceux qui ne sont pas assurés et cela joue positivement sur leur demande d'assurance. La seconde différence significative concerne la variable de revenu. Le revenu moyen des propriétaires assurés est de 4,1 contre 2,7 pour les propriétaires qui ne sont pas assurés. Cette différence est significative au seuil de 10% (p = 0,068). Ce résultat indique que plus le propriétaire a un revenu élevé, plus il a de chance de souscrire à une police d'assurance.

### 4.5.2 Les déterminants de la demande d'assurance : une analyse à partir d'un modèle Probit

Lors de l'expérience, une des questions était : "Avez-vous souscrit un contrat d'assurance incendie pour votre propriété forestière ?". Nous venons d'indiquer que 9 sujets ont répondu oui et 31 non. L'objectif de cette section est de déterminer quelles sont les variables qui expliquent le choix réel de s'assurer ou pas. Le modèle Probit est alors réalisé à partir de la seconde partie du protocole expérimental portant sur les données réelles fournies par les propriétaires concernant leurs caractéristiques personnelles ainsi que sur les caractéristiques de leur propriété. Nous présentons successivement le cadre théorique servant de base à notre analyse ainsi que les résultats obtenus.

#### Cadre théorique : un modèle de comportement

Nous utilisons un modèle simple de choix d'assurance dans lequel la décision est supposée relever d'un choix dichotomique : soit le propriétaire forestier opte pour une assurance complète, soit il ne s'assure pas. Cette hypothèse d'indivisibilité du montant d'assurance est une approximation acceptable dans le cas français pour deux raisons. Tout d'abord, l'assurance partielle (choix d'un niveau d'assurance positif mais inférieur à l'assurance complète) est relativement peu répandue. Ensuite, lorsqu'un contrat d'assurance partielle est souscrit, il ne correspond pas à un arbitrage de l'assuré mais à un choix de l'assureur.

Nous supposons l'existence d'une fonction d'utilité du propriétaire forestier qui dépend du revenu $R$ tiré de l'activité forestière, de la perte $L$ subie en cas de sinistre et du montant de la prime d'assurance $P$. En situation de pleine assurance, le niveau d'utilité atteint est : $U_A = U(R - L + L - P)$. En situation de non assurance, il vaut : $U_{NA} = U(R - L)$.

Cependant, ces trois variables $R$, $L$ et $P$ ne sont pas observées. En revanche, elles peuvent être expliquées à partir des variables exogènes portant sur les caractéristiques de la propriété forestière :

$$Z_R = \text{f(Superf, Ville, AidPub, Inc, AA)}$$
$$Z_L = \text{f(Superf, Ville, AidPub, Inc, AA)}$$
$$Z_P = \text{f(Superf, Ville, AidPub, Inc, AA)}$$

Les autres variables, relatives aux caractéristiques du propriétaire, sont alors regroupées dans $Z_A = $ (Rev, Age, Sexe, NivEtu, NFoy, Enf, PCS, Acquis, Patr).

Par conséquent, en situation de pleine assurance, le niveau d'utilité atteint est : $U_A = U(Z_R, Z_L, Z_P, Z_A)$ alors qu'en situation de non assurance, il vaut : $U_{NA} = U(Z_R, Z_L, Z_A)$. Le propriétaire forestier s'assure lorsque :

$$U_A > U_{NA}, \text{ soit } U(Z_R, Z_L, Z_P, Z_A) > U(Z_R, Z_L, Z_A)$$

Appelons $y_i^* \equiv U(Z_R, Z_L, Z_P, Z_A) - U(Z_R, Z_L, Z_A)$ la variable latente (c'est-à dire non observée) correspondant à la différence d'utilité selon que l'individu $i$ est assuré ou non. Nous pouvons séparer l'ensemble des individus $N$ en deux sous-ensembles de taille respective $n_1$ et $n_2$ ($N = n_1 + n_2$) selon que l'individu $i$ choisisse de s'assurer ou pas. L'équation de sélection peut alors s'écrire :

$$y_i^* = Z_i\alpha + \epsilon_i$$

avec $i = 1, ..., N$, $Z_i$ est l'ensemble des variables explicatives et $\epsilon_i$ constitue le terme d'erreur.

L'individu $i$ choisit le régime 1 (assurance) si $y_i^* > 0$ c'est-à-dire si la différence d'utilité entre le régime 1 et le régime 2 (non assurance) est positive. Les probabilités d'appartenance à chacun des deux régimes sont :

$$P[i \in I_1] = P[y_i^* > 0] = P[y_i = 1] = P(\epsilon_i > -Z_i\alpha) = F(Z_i\alpha)$$
$$P[i \in I_2] = P[y_i^* \leq 0] = P[y_i = 0] = P(\epsilon_i \leq -Z_i\alpha) = 1 - F(Z_i\alpha)$$

Dans un modèle Probit, le terme d'erreur $\epsilon_i$ suit une loi normale $N(0, 1)$ et donc $F(Z_i\alpha) = \Phi(Z_i\alpha)$, avec $\Phi$ la fonction de répartition de la loi normale standard.

**Les résultats du modèle Probit**

Le tableau 4.13 présente les résultats de l'estimation du modèle Probit sur un échantillon de 40 propriétaires forestiers privés. La variable dépendante est la variable dichotomique $y$ traduisant le fait de s'assurer ou non contre le risque d'incendie.

TAB. 4.13 – Modèle Probit

| Variables | Coef. | Std. Err. | t stat | p-value |
|---|---|---|---|---|
| Constante | -9,1469 | 3,2028 | -2,8559 | 0,0043 |
| NivEtu | 1,4805 | 0,5497 | 2,6933 | 0,0071 |
| Inc | 1,7013 | 0,9818 | 1,7329 | 0,0831 |
| Reven | 0,4392 | 0,3706 | 1,1852 | 0,2359 |
| AA | 2,3329 | 1,3042 | 1,7888 | 0,0736 |
| AidPub | -0,5931 | 1,1744 | -0,5050 | 0,6135 |
| Log-vraisemblance $-7,5591$. | | | | |
| Pseudo $R^2$ de Mc Fadden $0,6456$. | | | | |

NOTES : $N = 40$ ; $n_1 = 31$ ; $n_2 = 9$.
La variable dépendante dichotomique $y$ représente
la décision de s'assurer ($y = 1$) ou non ($y = 0$).

Le modèle a un ajustement très satisfaisant aux données avec un pseudo-$R^2$ de 0,65. Ce résultat indique que les variables concernant les caractéristiques des propriétaires et de leur forêt que nous avons retenues (cf. tableau 4.13) expliquent correctement la demande d'assurance des propriétaires. De plus, le pourcentage de bonnes prédictions du modèle est de 90%. Ce pourcentage indique que dans 90% des cas, ce modèle prédit correctement le comportement du propriétaire forestier. Il se décompose comme suit : 1/ le modèle prédit correctement le comportement de 29 propriétaires non assurés sur 31 ; 2/ le modèle prédit également le comportement de 7 propriétaires assurés sur 9. Le modèle Probit montrent que cinq variables (NivEtu, Inc, Reven, AA, AidPub) expliquent principalement l'attitude des propriétaires forestiers privés quant à la souscription d'une assurance contre le risque d'incendie.
Trois de ces cinq variables ont un impact significatif sur le choix d'assurance : niveau d'étude, occurrence passée d'un incendie sur la propriété forestière, mise en place ou non d'activités d'auto-assurance. Nous observons ainsi que la variable NivEtu a un effet positif et significatif au seuil de 1% sur la probabilité de s'assurer. Plus le niveau d'étude est élevé et plus la probabilité que le propriétaire souscrive à une

police d'assurance est forte. L'effet de la variable Inc (coefficient de 1,70) va dans le même sens : si le propriétaire a déjà subi un incendie par le passé, alors il a une probabilité plus importante de s'assurer. Finalement, le signe positif du coefficient associé à la variable AA montre qu'un propriétaire qui met en oeuvre des activités de prévention, de type débroussaillement, a une probabilité plus grande de s'assurer. Ce comportement de prévention montre qu'il est sensible à la protection des peuplements forestiers contre les risques.

La variable AidPub n'est pas significative (p = 0,6135) mais le signe négatif de son coefficient semble indiquer que le fait d'avoir perçu une aide publique à la suite d'un incendie réduit les incitations des propriétaire à s'assurer. De la même façon, les propriétaires forestiers avec des revenus plus élevés seraient plus enclins à s'assurer, mais l'effet ne ressort pas significatif.

### 4.5.3 Les déterminants du consentement à payer pour une assurance incendie : résultats d'une régression linéaire

L'objectif de cet exercice est de déterminer, à partir des variables explicatives réelles que nous possédons, celles qui affectent le niveau du consentement à payer pour l'assurance (données fictives obtenues de façon expérimentale). Nous décrivons d'abord la spécification du modèle et ensuite les résultats.

#### La spécification du modèle

Notre objectif est de caractériser les déterminants du niveau des consentements à payer des propriétaires forestiers pour l'assurance, à partir des variables présentées dans les tableaux 4.9, 4.10 et 4.11. Nous cherchons par conséquent, à estimer la fonction de demande d'assurance $LCAP_{ij}$ suivante :

$$LCAP_{ij} = \beta X_i + v_{ij}$$

avec $LCAP_{ij} \equiv Log(CAP/EP)_{ij}$, où $i$ indique le propriétaire forestier et $j$ le scénario, $\beta$ est le vecteur des paramètres à estimer, $X_i$ celui des variables explicatives. $v_{ij}$ représente le terme d'erreur qui se décompose de la façon suivante : $v_{ij} = \alpha_i + \lambda_j + \mu_{ij}$, avec $\alpha_i$ l'effet aléatoire se rapportant aux variables spécifiques aux individus et qui auraient été omises, $\lambda_j$ se rapportant aux variables omises, spécifiques aux scénarios, et $\mu_{ij}$ le terme d'erreur restant et commun à l'individu et au scénario.

Nous avons montré dans la section précédente que le choix d'assurance était endogène, ce qui pourrait poser un problème de biais de sélection si un traitement correct n'est pas effectué dans la régression des consentements à payer. En effet, le choix d'assurance peut être expliqué par des variables observables et non observables également explicatives des consentements à payer. En d'autres mots, le terme d'erreur de la régression des consentements à payer ($v$) peut être corrélé avec le terme d'erreur de l'équation de choix ($\epsilon$), estimé à partir du modèle Probit :

$$E(LCAP|X, y=1) = \beta X + E(v|X, \epsilon_i > -Z\alpha) = \beta X - \rho \frac{\phi(Z\alpha)}{\Phi(Z\alpha)} \tag{4.1}$$

avec $Z$ les régresseurs de l'équation de choix et $\alpha$ les paramètres associés. $X$ et $\beta$ sont respectivement les régresseurs et leurs coefficients associés dans l'équation des consentements à payer. Nous corrigeons le biais de sélection potentiel avec la procédure "Heckit" en deux étapes (Heckman, 1976). Cela consiste à : 1/ estimer les paramètres du modèle Probit comme cela a été fait dans la section précédente, puis calculer les ratios de Mills inverses à partir de ces estimations (lorsque y = 1 alors $\frac{-\phi(Z\alpha)}{\Phi(Z\alpha)}$, lorsque y = 0 alors $\frac{\phi(Z\alpha)}{1-\Phi(Z\alpha)}$) ; 2/ estimer séparément la fonction de demande $LCAP_{ij}$ pour chaque sous-échantillon (propriétaires assurés et non assurés) en incluant comme variable aditionnelle les ratios de Mills inverses. A partir de ces estimations, il est possible de tester l'hypothèse de nullité du paramètre associé à la variable des ratios de Mills qui permet de conclure sur l'existence ou non d'un biais de sélection.

Le système d'équation à estimer s'écrit :

$$LCAP^1_{ij} = \beta_i X_{ij} - \rho_1 \frac{\widehat{\phi}}{\widehat{\Phi}} + \zeta^1_{ij} \tag{4.2}$$

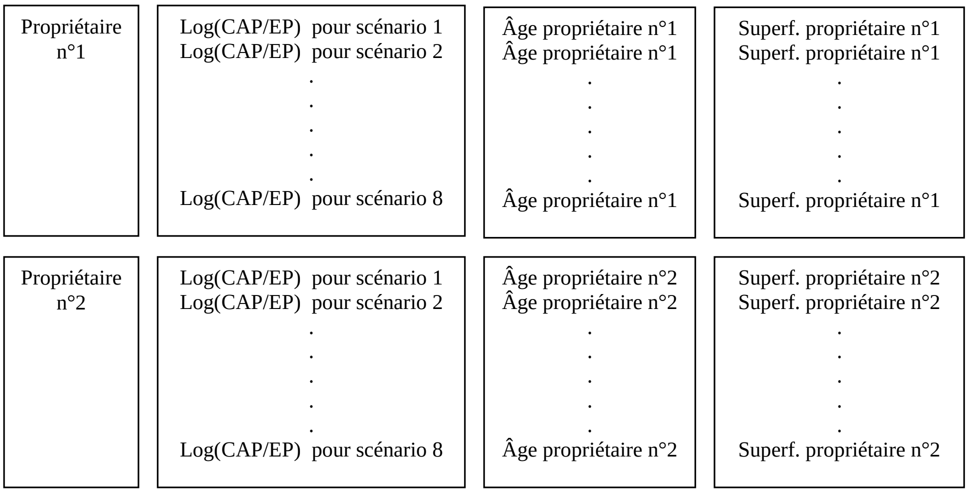
$$LCAP^2_{ij} = \beta_i X_{ij} + \rho_2 \frac{\widehat{\phi}}{(1-\widehat{\Phi})} + \zeta^2_{ij} \tag{4.3}$$

avec $\zeta^1_{ij}$ et $\zeta^2_{ij}$ les nouveaux termes d'erreur, $\widehat{\phi}$ et $\widehat{\Phi}$ les fonctions de densité et de répartition calculées à partir des paramètres estimés du modèle Probit.

En raison de la double dimension de nos données (propriétaire $i$, scénario $j$) et l'hypothèse de corrélation des observations de différents scénarios pour un même individu, il est nécessaire de corriger la matrice de variance-covariance (Pepper, 2002). En effet, s'il n'y a pas de problème d'endogènéité des variables explicatives, la méthode des MCO (Moindre Carrés Ordinaires) produit des estimateurs sans biais et convergents mais il faut une matrice de variance-covariance robuste à la corrélation intra-individu et à l'hétéroscédasticité.

Nous avons donc agencé la base de données comme indiqué sur la figure 4.6. Cette figure, en ne considérant que deux propriétaires et deux caractéristiques personnelles (âge et superficie de la propriété) permet de voir que les données sont empilées de façon à avoir l'information relative à tous les scénarios $j$ regroupée pour un même individu $i$. Remarquons que la seule variable qui varie pour le propriétaire $i$ (en ligne) est le scénario $j$ et donc le Log(CAP/EP) associé à ce scénario.

FIG. 4.6 – Construction de la base de données pour la régression




### Résultats de la régression

Nous réalisons une régression pour chaque sous-échantillon : assurés et non assurés. La meilleure régression que nous obtenons est la suivante :

TAB. 4.14 – Résultats d'estimation des équations de régression LCAP

| Variables | y = 1<br>Coef. | y = 0<br>Coef. |
|---|---|---|
| Constante | 1,8408 | -1,9279 |
| | (8,0856) | (-3,6590) |
| NivEtu | 1,4805 | 0,1722 |
| | (0,0071) | (1,4999) |
| Inc | -0,0984 | -0,4873 |
| | (-1,4569) | (-2,2781) |
| Rev | -0,1066 | -0,0979 |
| | (-4,6036) | (-0,9490) |
| AA | -2,3458 | 0,5856 |
| | (-14,8389) | (2,4238) |
| Age | -0,0279 | 0,0142 |
| | (-9,9182) | (1,7127) |
| NFoy | 0,4750 | 0,1331 |
| | (9,4852) | (1,6300) |
| Ville | | -0,7466 |
| | | (-4,4552) |
| PCS1 | | -0,3040 |
| | | (-1,5381) |
| Acquis5 | | -0,8414 |
| | | (-2,1745) |
| Ratios de Mills | 0,1532 | -0,1532 |
| | (3,0984) | (-0,5437) |
| | $R^2 = 0{,}886$ | $R^2 = 0{,}441$ |
| | $n_2 = 72$ | $n_1 = 248$ |

NOTE : entre parenthèses, t de student calculés
à partir des écarts-types corrigés à la Pepper (2002).

La lecture de ce tableau nécessite des informations concernant les seuils de significativité des variables, qui varient en fonction du nombre d'observations. Pour la colonne $y = 1$, la variable est significative à 1% si le t de student y étant associé est supérieur ou égal à 2,381. De la même façon, la variable est significative au seuil de 5% (10%) si le t de student est supérieur ou égal à 1,994 (1,667). Pour la colonne $y = 0$, la variable est significative à 1% si le t de student y étant associé est supérieur ou égal à 2,326 et à 5% (10%) si le t de student est supérieur ou égal à 1,960 (1,645).

Nous commentons ces résultats en fonction de l'assurance on non des propriétaires forestiers. Nous débutons avec les propriétaires assurés et nous finissons avec les non assurés.

*Propriétaires assurés ($y = 1$)*

Les variables retenues lors de la régression expliquent très bien le consentement à payer des propriétaires assurés pour l'assurance puisque le $R^2$ est de 0,886. Le nombre d'observations est de 72, c'est-à-dire 9 propriétaires assurés observés sur 8 scénarios. Nous remarquons que quatre variables ont un impact significatif sur les consentements à payer. Trois d'entres elles ont un effet négatif sur le consentement à payer des propriétaires pour l'assurance : Rev, AA et Age et une a un effet positif : NFoy. Nous revenons respectivement sur ces deux groupes de variables.

Premièrement, on constate que plus le revenu du propriétaire assuré augmente, moins il consent à payer pour s'assurer. La variable Rev est significative au seuil de 1% (t de student de -4,6036). En effet, lorsque le revenu augmente, le propriétaire craint moins le risque (hypothèse standard d'aversion absolue au risque décroissante avec la richesse), de sorte qu'il réduit sa demande de couverture. Deuxièmement, si le propriétaire assuré entreprend des activités d'auto-assurance, alors sa demande d'assurance est moins élevée. La variable AA est significative au seuil de 1% (t de student calculé à partir des écarts-types corrigés à la Pepper (2002) de -14,8389). La troisième variable ayant un effet négatif est Age. Cela signifie que plus le propriétaire assuré est âgé et plus son consentement à payer pour l'assurance est faible.

La variable NFoy affecte de façon positive le consentement à payer des propriétaires forestiers pour l'assurance. En d'autres termes, plus le nombre de personnes composant le foyer est élevé, plus le propriétaire a un consentement à payer important.

Finalement, le coefficient associé à la variable des ratios de Mills inverses est significativement différent de zéro, ce qui signifie qu'il existe bien un biais de sélection (que nous avons corrigé). Le signe positif de ce coefficient indique que les propriétaires déjà assurés sont prêts à payer plus que les propriétaires non assurés. L'existe de ce biais justifie la procédure "Heckit" en deux étapes que nous avons utilisé et donc le passage nécessaire par le modèle Probit afin d'obtenir les ratios de Mills inverses.

*Propriétaires non assurés ($y = 0$)*

Les variables retenues pour estimer le modèle expliquent de façon satisfaisante le consentement à payer des propriétaires non assurés pour l'assurance ($R^2 = 0{,}441$). Le nombre d'observations est de 248, soit 31 propriétaires non assurés observés sur 8 scénarios. Nous notons que cinq variables sont significativement différentes de zéro. Trois d'entres elles ont un effet négatif sur le consentement à payer des propriétaires pour l'assurance : Inc, Ville et Acquis et deux ont un effet positif : AA, Age. Nous revenons maintenant sur l'interprétation des résultats pour chaque variable.

Le coefficient associé à la variable Inc est égal à -0,4873 et est significativement différent de zéro au seuil de 5%. Ce résultat montre que le fait d'avoir subi un incendie dans le passé, réduit le consentement à payer des propriétaires forestiers pour l'assurance. Ce résultat s'apparente assez bien au comportement "ça m'est arrivé une fois, ça ne m'arrivera plus" de certains propriétaires. Par exemple, en parlant des tempêtes de décembre 1999, un propriétaire nous a affirmé à la fin d'une des expériences, qu'il ne souhaitait pas s'assurer contre la tempête, qu'il avait déjà subi celle de 1999, et qu'il n'en subirait pas une de sitôt. La variable Ville est significativement négative au seuil de 1% et indique que le fait de réaliser l'expérience à Listrac-Médoc réduit le consentement à payer des propriétaires pour l'assurance. La seule différence apparente entre les expériences menées dans les deux villes est le nombre de Groupement de Productivité Forestière (GPF) présent. A Listrac-Médoc, seul le GPF Médoc était là alors que la réunion de Castlejaloux regroupait deux GPF différents, Landes et Lot-et-Garonne, ce qui pourrait expliquer cette différence. La variable Acquis5 montre que le fait d'avoir acquis sa propriété par une combinaison héritage et alliance réduit le consentement à payer des propriétaires non assurés pour l'assurance. Ce dernier résultat semble montrer que, dès lors que le propriétaire n'a pas acheté sa forêt, c'est-à-dire que sa forêt ne lui a rien "coûté", il est moins prêt à investir en assurance.

Le fait d'entreprendre des activités d'auto-assurance (variable AA), assimilées à des activités de gestion forestière courantes, agit significativement et positivement sur la demande d'assurance (coefficient de -2,3458 avec un t de student de -14,8389). Les propriétaires non assurés qui mettent en oeuvre des actions de prévention semblent plus sensibles à la problématique de la protection contre le risque d'incendie, de sorte qu'ils sont davantage prêts à s'assurer que les autres. Finalement, la variable Age indique que plus le propriétaire forestier non assuré est âgé et plus il consent à payer pour s'assurer. Plus le propriétaire non assuré est âgé et plus il a subi, directement ou indirectement, les conséquences des incendies, ce qui l'inciterait alors à accroître son consentement à payer. Enfin, le signe du coefficient des ratios de Mills inverses est négatif comme attendu, mais pas significativement différent de zéro.

Si nous comparons ces résultats avec ceux des propriétaires assurés, les variables Age et AA étaient également significatives mais leur effet était inverse. Il est vrai que les variables AA et Age ont un impact négatif sur le consentement à payer des propriétaires assurés pour l'assurance alors qu'elles ont un impact positif sur celui des propriétaires non assurés. Ce résultat représente la principale différence entre les régressions réalisées sur les deux sous-échantillons. Dans l'échantillon d'assurés, il semblerait que le fait d'entreprendre des activités d'auto-assurance soit une volonté de substituer de l'auto-assurance à de l'assurance, puisque cela réduit le consentement à payer des individus. En revanche, dans l'échantillon de propriétaires non assurés, les mesures d'auto-assurance sembleraient plutôt indiquer une préoccupation ou une sensibilité aux mesures de couverture contre les risques naturels, dans la mesure où cela accroît le consentement à payer des propriétaires. Concernant la variable Age, le résultat est surprenant : pour un propriétaire forestier assuré, le fait d'être plus âgé réduit le consentement à payer alors que pour un propriétaire qui n'est pas assuré, cela accroît le consentement à payer pour l'assurance.

Pour conclure, nous souhaitons ajouter qu'un biais peut exister au sein de nos estimations du fait que les consentements à payer nuls ont été remplacés par des consentements à payer égaux à 0,1 pour la transformation en log de la variable. Pour nous assurer que cette approximation n'entraine pas de problèmes importants sur nos résultats, nous avons réalisé un Tobit sur les Log(CAP/EP) en conservant les consentements à payer nuls. Nous avons comparé les estimations obtenues avec celles de la régression linéaire simple et globale sans correction des écarts-types estimés[10] sur les Log(CAP/EP) lorsque les consentements à payer nuls ont été remplacés par la valeur 0,1. Les résultats d'estimation sont très proches. Prenons par exemple, certaines variables importantes au sein de notre analyse comme Inc, AA ou encore AidPub. Le coefficient de la variable Inc dans la régression est de -0,6846 alors qu'il est de -0,5498 dans l'analyse Tobit. Pour la variable AA, la valeur du coefficient est de 0,7020 dans la régression linéaire et de 0,4401 lors du Tobit. La variable AidPub a un coefficient de -0,2835 avec la régression et de -0,2663 avec le Tobit. Nous pourrions continuer ainsi avec l'ensemble des variables. Les différences les plus importantes apparaissent pour les variables PCS mais le signe du coefficient reste toujours identique. Nous n'avons cependant pas poussé l'étude en considérant un modèle Tobit à la place de notre modèle Probit initial. En effet, la complexité de l'analyse en termes économétriques nous a fait renoncer, et ce d'autant plus que l'apport pour notre travail de recherche serait minime. Notre objectif est d'analyser le niveau des consentements à payer à partir des caractéristiques réelles des propriétaires, et les résultats obtenus à partir d'un modèle Probit sont satisfaisants.

## 4.6 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons analysé de façon empirique le comportement de prévention et de couverture d'un propriétaire forestier privé face à un risque d'incendie en présence d'ambiguïté sur la distribution de probabilité et de plusieurs types de programmes publics d'assistance. Nos résultats empiriques confirment les prédictions théoriques pour l'assurance : une aide forfaitaire, une aide conditionnée et une subvention à l'assurance réduisent la demande d'assurance. Cependant, les réductions générées par l'aide conditionnée et la subvention à l'assurance sont

[10]Les estimateurs sont sans biais et convergents s'il n'y a pas de biais de sélection.

moins importantes que celles engendrées par l'aide forfaitaire, de sorte que le conditionnement de l'aide publique à la souscription d'un contrat d'assurance constitue tout de même une amélioration de l'efficacité de l'intervention de l'Etat, de même qu'une subvention de 50% de la prime d'assurance. Alors que les résultats expérimentaux pour l'assurance confirment les prédictions théoriques, les prédictions pour l'auto-assurance n'ont pu être réellement testées. Une remarque intéressante emerge toutefois de notre analyse : il semblerait que les propriétaires aient traité les actions d'auto-assurance comme des activités de gestion forestière courantes et non comme un moyen de prévention contre le risque d'incendie. Ensuite, nous montrons que le fait d'avoir des connaissances sur le sujet abordé lors de l'expérience n'a pas d'impact sur la demande d'assurance des sujets. Enfin, nous déterminons les variables explicatives des comportements réels d'assurance ainsi que les déterminants des consentements à payer pour l'assurance. Il ressort de cette analyse que des variables comme le niveau d'étude, le fait d'avoir déjà subi un incendie ou encore de mettre en oeuvre des activités d'auto-assurance ont un impact à la fois sur les comportements réels mais aussi sur les comportements fictifs d'assurance (CAP pour l'assurance).

# Annexe A

# Protocole expérimental en situation risquée

**Protocole expérimental :**
**Effet des instruments de politique publique sur le comportement d'assurance des propriétaires forestiers privés face à un risque d'incendie**

## Instructions

L'expérience à laquelle vous allez participer est destinée à l'étude de la prise de **décision d'assurance**. Elle vise à analyser votre demande d'assurance face à un risque d'incendie encouru par votre forêt.

Vous allez répondre à plusieurs questions.
Pour chaque question, vous possédez **une forêt de pins maritimes de 12 hectares en région Aquitaine**. Cette forêt vous procure un revenu annuel dont le montant variera selon les différents cas de figure qui seront décrits. Votre forêt est exposée à un risque d'incendie. Si cet incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Vous ne retirerez donc aucun revenu de votre activité forestière durant cette année. Vous pouvez, une fois l'incendie maîtrisé, reconstruire votre forêt l'année suivante moyennant des coûts très élevés.

Vous avez cependant la possibilité de réduire vos pertes en achetant un **contrat d'assurance**. Vous allez être confrontés à différents **instruments de politique publique** qui vont avoir un effet sur votre décision d'assurance.

Ces questions vous seront posées les unes après les autres. Toutes les questions correspondent à des **situations fictives** pour lesquelles nous vous demandons de répondre **comme si vous vous trouviez face à une situation réelle**, en prenant le temps nécessaire pour choisir les réponses qui correspondent le mieux à vos préférences.

Pour les besoins de l'expérience, vous devez **impérativement répondre à toutes les questions**. Vos réponses seront enregistrées par le réseau informatique et traitées de façon **anonyme**. La **confidentialité** des informations contenues dans ce questionnaire est assurée par l'anonymat du répondant. Vos réponses resteront donc tout à fait confidentielles. Les résultats seront présentés sous forme synthétique dans des publications scientifiques en respectant scrupuleusement l'anonymat des réponses.

## Déroulement de l'expérience

Vous allez devoir répondre successivement à **plusieurs questions**.

Chaque question porte sur votre **décision d'assurance**. Pour vous couvrir contre le risque d'incendie, vous pouvez souscrire un contrat d'assurance auprès d'une compagnie privée. Ce contrat vous permettra de couvrir les pertes financières subies en cas de sinistre. La souscription d'un tel contrat est coûteuse. Si vous décidez de vous assurer, vous payerez alors une cotisation d'assurance, et en cas d'incendie, vous recevrez une indemnité qui vous sera versée par l'assureur.

Plus précisément, vous avez la possibilité de :

- **ne pas souscrire d'assurance**
- ou choisir une **assurance totale** : dans ce cas, le paiement de la cotisation d'assurance vous couvre intégralement des pertes encourues en cas d'incendie
- ou choisir une **assurance partielle** où vous payez une cotisation plus faible que pour un contrat d'assurance totale mais, en cas de feu de forêt, vous recevrez une indemnité d'un montant plus faible que la perte subie.

Par exemple, votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an** et fait face à un risque d'incendie évaluée scientifiquement à 1 chance sur 500. Vous pouvez acheter un contrat d'assurance parmi les 5 contrats qui vous sont proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,5 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,375 |
| **Contrat C** | 125 | 0,25 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

Le **contrat A** correspond à votre situation si vous achetez un contrat d'**assurance totale** qui coûte 0,5 €/hectare, soit au total pour votre forêt 6 €. Dans ce cas, vous avez une perte 0 par rapport à votre nouveau revenu de 2994 € (=revenu de 3000 € **-** prix de l'assurance 6 €). Le **contrat B** correspond à votre situation si vous achetez un contrat d'**assurance partielle** qui coûte 0,375 €/hectare, soit au total pour votre forêt 4,5 €. Dans ce cas, vous avez une chance sur 500 de perdre 750 € par rapport à votre nouveau revenu de 2995,5 € (=revenu de 3000 € **-** prix de l'assurance 4,5 €). Le **contrat C** correspond à votre situation si vous achetez un contrat d'**assurance partielle** qui coûte 0,25 €/hectare, soit au total pour votre forêt 3 €. Dans ce cas, vous avez une chance sur 500 de perdre 1500 € par rapport à votre nouveau revenu de 2997 € (=revenu de 3000 € - prix de l'assurance 3 €). Le **contrat D** correspond à votre situation si vous achetez un contrat d'**assurance partielle** qui coûte 0,125 €/hectare, soit au total pour votre forêt 1,5 €. Dans ce cas, vous avez une chance sur 500 de perdre 2250 € par rapport à votre nouveau revenu de 2998,5 € (=revenu de 3000 € **-** prix de l'assurance 1,5 €). **Le contrat E** correspond à votre situation si vous décidez de **ne pas vous assurer**. Dans ce cas, vous avez 1chance sur 500 de perdre 3000 € par rapport à votre revenu de 3000 €.

Vous vous êtes renseignés plus **précisément sur le risque d'incendie** et vous avez cherché à connaître la **probabilité que votre forêt soit détruite par un incendie dans l'année.**

Compte tenu des informations recueillies dans la base de données Teruti[1], vous arrivez à vous faire une idée très **précise** de la probabilité d'un incendie sur cette zone géographique. De plus, les différents rapports d'experts (experts forestiers, assureurs...) que vous avez consultés concluent tous à la même valeur pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année.

Pour toutes les questions qui vont vous être posées, vous êtes dans la situation où **vous connaissez parfaitement la probabilité que votre forêt soit détruite par un incendie dans l'année.**

La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est **scientifiquement évaluée** à **0,2%**. Cela signifie que vous avez 1 chance sur 500 que votre forêt soit détruite par un incendie et 499 chances sur 500 que votre forêt ne soit pas détruite par un incendie.

Vous devez maintenant répondre à **huit questions**.

[1] L'enquête « Utilisation du territoire » (TERUTI) réalisé par le Ministère de l'Agriculture et de la Pêche permet chaque année de connaître l'occupation de l'ensemble du territoire métropolitain français et ainsi de recenser les surfaces forestières incendiées. Grâce aux données de cette base, la probabilité d'occurrence d'un incendie pour la région Aquitaine pour la période 1981-2003 a été scientifiquement évaluée à 0,2%.

## Scénario n°1

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an**. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est **scientifiquement évaluée à 0,2% (1 chance sur 500)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Toutes les pertes sont à votre charge **sauf si vous décidez de vous assurer**. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter **un seul des contrats proposés**. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

**• Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,5 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,375 |
| **Contrat C** | 125 | 0,25 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°2

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an**. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est **scientifiquement évaluée à 0,2% (1 chance sur 500)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Dans ce cas, les pouvoirs publics vous donnent une **somme forfaitaire de 1500 €** pour vous compenser d'une partie de la perte financière subie, et ce **que vous soyez assuré ou non**. Vous pouvez aussi choisir, en plus de cette aide, un contrat d'assurance privée. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,5 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,375 |
| **Contrat C** | 125 | 0,25 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°3

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an**. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est **scientifiquement évaluée à 0,2% (1 chance sur 500)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Dans ce cas, les pouvoirs publics vous donnent une somme forfaitaire de **1500 €** pour vous compenser d'une partie de la perte subie, et ce **seulement si vous avez souscrit un contrat d'assurance**. De ce fait, si vous avez déjà souscrit un contrat d'assurance, en plus de l'indemnisation de l'assurance, les pouvoirs publics vous versent un montant forfaitaire de **1500 €**. En revanche, si vous n'avez pas de contrat d'assurance, les pouvoirs publics ne vous versent aucune aide. L'intégralité des pertes est donc à votre charge. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,5 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,375 |
| **Contrat C** | 125 | 0,25 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°4

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an**. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est **scientifiquement évaluée à 0,2% (1 chance sur 500)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Les pouvoirs publics vous versent une **subvention correspondant à 50% de la prime** d'assurance **seulement si vous avez souscrit un contrat d'assurance**. En revanche, si vous n'avez pas de contrat d'assurance, les pouvoirs publics ne vous versent aucune subvention. L'intégralité des pertes est donc à votre charge. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation déduction de la subvention HorsTaxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,25 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,1875 |
| **Contrat C** | 125 | 0,125 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,0625 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°5

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **500 € par hectare et par an**, soit au total **6000 €/an**. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est **scientifiquement évaluée à 0,2% (1 chance sur 500)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Toutes les pertes sont à votre charge **sauf si vous décidez de vous assurer**. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter **un seul des contrats proposés**. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | Indemnité Euros/ha | Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 500 | 1 |
| **Contrat B** | 375 | 0,75 |
| **Contrat C** | 250 | 0,5 |
| **Contrat D** | 125 | 0,25 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°6

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **500 € par hectare et par an**, soit au total **6000 €/an**. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est **scientifiquement évaluée à 0,2% (1 chance sur 500)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Dans ce cas, les pouvoirs publics vous donnent une **somme forfaitaire de 1500 €** pour vous compenser d'une partie de la perte financière subie, et ce **que vous soyez assuré ou non**. Vous pouvez aussi choisir, en plus de cette aide, un contrat d'assurance privée. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | Indemnité Euros/ha | Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 500 | 1 |
| **Contrat B** | 375 | 0,75 |
| **Contrat C** | 250 | 0,5 |
| **Contrat D** | 125 | 0,25 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°7

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **500 € par hectare et par an**, soit au total **6000 €/an**. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est **scientifiquement évaluée à 0,2% (1 chance sur 500)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Dans ce cas, les pouvoirs publics vous donnent une somme forfaitaire de **1500 €** pour vous compenser d'une partie de la perte subie, et ce **seulement si vous avez souscrit un contrat d'assurance**. De ce fait, si vous avez déjà souscrit un contrat d'assurance, en plus de l'indemnisation de l'assurance, les pouvoirs publics vous versent un montant forfaitaire de **1500 €**. En revanche, si vous n'avez pas de contrat d'assurance, les pouvoirs publics ne vous versent aucune aide. L'intégralité des pertes est donc à votre charge. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 500 | 1 |
| **Contrat B** | 375 | 0,75 |
| **Contrat C** | 250 | 0,5 |
| **Contrat D** | 125 | 0,25 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°8

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **500 € par hectare et par an**, soit au total **6000 €/an**. La probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année est **scientifiquement évaluée à 0,2% (1 chance sur 500)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Les pouvoirs publics vous versent une **subvention correspondant à 50% de la prime** d'assurance **seulement si vous avez souscrit un contrat d'assurance**. En revanche, si vous n'avez pas de contrat d'assurance, les pouvoirs publics ne vous versent aucune subvention. L'intégralité des pertes est donc à votre charge. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation déduction de la subvention Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 500 | 0,5 |
| **Contrat B** | 375 | 0,375 |
| **Contrat C** | 250 | 0,25 |
| **Contrat D** | 125 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

Vous allez devoir répondre à différentes questions relatives à vos caractéristiques personnelles. Les réponses à toutes ces questions sont indispensables pour mener correctement l'analyse de vos décisions d'assurance. Vos réponses seront traitées de façon anonyme.

- Quel est votre âge ? ________ans

- Sexe : H F

- Niveau d'études :

  Brevet Bac Bac + (Préciser le nombre d'années d'études après le bac :________)

- Nombre de personnes du foyer

  1 2 3 4 et plus

  dont enfants : ________

- Exercez-vous une activité professionnelle ? oui non

  Si oui, précisez :
  - Agriculteur, exploitant
  - Artisan, commerçant
  - Profession intermédiaire
  - Ouvrier non agricole
  - Salarié agricole
  - Cadre, profession intellectuelle
  - Employé
  - Autre

  Si non, précisez :
  - Etudiant
  - Chômeur
  - Retraité
  - Autre ayant déjà travaillé
  - Autre n'ayant jamais travaillé

- Depuis quand êtes vous propriétaire forestier ?

  Années 40 Années 50 Années 60 Années 70 Années 80 Années 90 moins de 10 ans

- Comment avez vous accédé au statut de propriétaire forestier ?

  Héritage Achat Alliance

- Quelle est la superficie (en hectare) de votre propriété forestière ? _______________

- L'intégralité de votre propriété forestière se trouve-t-elle en Aquitaine ?

oui non

Si non, quel est le pourcentage de votre propriété se situant en Aquitaine ?

- Avez-vous souscrit un contrat d'assurance incendie pour votre propriété forestière ?

oui non

Si oui, quel est le montant de la prime que vous payez ?

- Avez-vous déjà bénéficié d'une aide publique suite à un incendie ?

oui non

- Votre propriété forestière a-t-elle été déjà détruite par un incendie ?

oui non

- Mettez-vous en œuvre des actions sur votre propriété forestière qui vous permettraient de diminuer l'ampleur des pertes potentielles en cas de survenance d'un incendie ?

oui non

Si oui lesquelles : ____________________________________________

- Que représente actuellement votre propriété forestière dans votre patrimoine (en %) ?

<5% 5-10% 10-15% 15-20% 20-30% 30-40%

40-50% 50% et plus

- Dans quel intervalle se situent vos revenus mensuels globaux (nets d'impôts) ?

<1000€/net/mois de 1000 à 2000 €/net/mois de 2000 à 2500 €/net/mois

de 2500 à 3000 €/net/mois >3000 €/net/mois

- Que pensez-vous de cette expérience ?

**MERCI POUR VOTRE COLLABORATION**

# Annexe B

# Protocole expérimental en situation ambiguë

# Protocole expérimental :
# Effet des instruments de politique publique sur le comportement d’assurance des propriétaires forestiers privés face à un risque d’incendie

## Instructions

L’expérience à laquelle vous allez participer est destinée à l’étude de la prise de **décision d’assurance**. Elle vise à analyser votre demande d’assurance face à un risque d’incendie encouru par votre forêt.

Vous allez répondre à plusieurs questions.
Pour chaque question, vous possédez **une forêt de pins maritimes de 12 hectares en région Aquitaine**. Cette forêt vous procure un revenu annuel dont le montant variera selon les différents cas de figure qui seront décrits. Votre forêt est exposée à un risque d’incendie. Si cet incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Vous ne retirerez donc aucun revenu de votre activité forestière durant cette année. Vous pouvez, une fois l’incendie maîtrisé, reconstruire votre forêt l’année suivante moyennant des coûts très élevés.

Vous avez cependant la possibilité de réduire vos pertes en achetant un **contrat d’assurance**. Vous allez être confrontés à différents **instruments de politique publique** qui vont avoir un effet sur votre décision d’assurance.

Ces questions vous seront posées les unes après les autres. Toutes les questions correspondent à des **situations fictives** pour lesquelles nous vous demandons de répondre **comme si vous vous trouviez face à une situation réelle**, en prenant le temps nécessaire pour choisir les réponses qui correspondent le mieux à vos préférences.

Pour les besoins de l’expérience, vous devez **impérativement répondre à toutes les questions**. Vos réponses seront enregistrées par le réseau informatique et traitées de façon **anonyme**. La **confidentialité** des informations contenues dans ce questionnaire est assurée par l'anonymat du répondant. Vos réponses resteront donc tout à fait confidentielles. Les résultats seront présentés sous forme synthétique dans des publications scientifiques en respectant scrupuleusement l'anonymat des réponses.

## Déroulement de l'expérience

Vous allez devoir répondre successivement à **plusieurs questions**.

Chaque question porte sur votre **décision d'assurance**. Pour vous couvrir contre le risque d'incendie, vous pouvez souscrire un contrat d'assurance auprès d'une compagnie privée. Ce contrat vous permettra de couvrir les pertes financières subies en cas de sinistre. La souscription d'un tel contrat est coûteuse. Si vous décidez de vous assurer, vous payerez alors une cotisation d'assurance, et en cas d'incendie, vous recevrez une indemnité qui vous sera versée par l'assureur.

Plus précisément, vous avez la possibilité de :

- **ne pas souscrire d'assurance**
- ou choisir une **assurance totale** : dans ce cas, le paiement de la cotisation d'assurance vous couvre intégralement des pertes encourues en cas d'incendie
- ou choisir une **assurance partielle** où vous payez une cotisation plus faible que pour un contrat d'assurance totale mais, en cas de feu de forêt, vous recevrez une indemnité d'un montant plus faible que la perte subie.

Par exemple, votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an** et fait face à un risque d'incendie évaluée à 1 chance sur 500. Vous pouvez acheter un contrat d'assurance parmi les 5 contrats qui vous sont proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,5 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,375 |
| **Contrat C** | 125 | 0,25 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

Le **contrat A** correspond à votre situation si vous achetez un contrat d'**assurance totale** qui coûte 0,5 €/hectare, soit au total pour votre forêt 6 €. Dans ce cas, vous avez une perte 0 par rapport à votre nouveau revenu de 2994 € (=revenu de 3000 € **-** prix de l'assurance 6 €). Le **contrat B** correspond à votre situation si vous achetez un contrat d'**assurance partielle** qui coûte 0,375 €/hectare, soit au total pour votre forêt 4,5 €. Dans ce cas, vous avez une chance sur 500 de perdre 750 € par rapport à votre nouveau revenu de 2995,5 € (=revenu de 3000 € **-** prix de l'assurance 4,5 €). Le **contrat C** correspond à votre situation si vous achetez un contrat d'**assurance partielle** qui coûte 0,25 €/hectare, soit au total pour votre forêt 3 €. Dans ce cas, vous avez une chance sur 500 de perdre 1500 € par rapport à votre nouveau revenu de 2997 € (=revenu de 3000 € - prix de l'assurance 3 €). Le **contrat D** correspond à votre situation si vous achetez un contrat d'**assurance partielle** qui coûte 0,125 €/hectare, soit au total pour votre forêt 1,5 €. Dans ce cas, vous avez une chance sur 500 de perdre 2250 € par rapport à votre nouveau revenu de 2998,5 € (=revenu de 3000 € **-** prix de l'assurance 1,5 €). **Le contrat E** correspond à votre situation si vous décidez de **ne pas vous assurer**. Dans ce cas, vous avez 1chance sur 500 de perdre 3000 € par rapport à votre revenu de 3000 €.

Vous vous êtes renseignés **sur le risque d'incendie** et vous avez cherché à connaître **la probabilité que votre forêt soit détruite par un incendie dans l'année.** Actuellement il n'existe pas de bases de données fiables qui permettent d'évaluer scientifiquement la probabilité d'un incendie sur votre zone géographique. Cependant, certains experts ont cherché à évaluer cette probabilité. Vous avez consulté quatre experts qui vous ont donné **plusieurs valeurs pour cette probabilité**. Les discussions avec ces experts **ne vous ont toutefois pas permis de déterminer quelle est la valeur la plus fiable.**

Pour toutes les questions qui vont vous être posées, vous êtes dans la situation où **vous ne connaissez pas précisément la probabilité que votre forêt soit détruite par un incendie dans l'année.**

Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont **(0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%)**. Cela signifie que vous avez entre 1 chance sur 2000 et 7 chances sur 2000 que votre forêt soit détruite par un incendie et entre 1993 chances sur 2000 et 1999 chances sur 2000 que votre forêt ne soit pas détruite par un incendie.

Vous devez maintenant répondre à **huit questions**.

## Scénario n°1

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an**. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont **(0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Toutes les pertes sont à votre charge **sauf si vous décidez de vous assurer**. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter **un seul des contrats proposés**. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

**• Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,5 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,375 |
| **Contrat C** | 125 | 0,25 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°2

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an**. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont **(0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Dans ce cas, les pouvoirs publics vous donnent une **somme forfaitaire de 1500 €** pour vous compenser d'une partie de la perte financière subie, et ce **que vous soyez assuré ou non**. Vous pouvez aussi choisir, en plus de cette aide, un contrat d'assurance privée. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

**• Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,5 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,375 |
| **Contrat C** | 125 | 0,25 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°3

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an**. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont **(0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Dans ce cas, les pouvoirs publics vous donnent une somme forfaitaire de **1500 €** pour vous compenser d'une partie de la perte subie, et ce **seulement si vous avez souscrit un contrat d'assurance**. De ce fait, si vous avez déjà souscrit un contrat d'assurance, en plus de l'indemnisation de l'assurance, les pouvoirs publics vous versent un montant forfaitaire de **1500 €**. En revanche, si vous n'avez pas de contrat d'assurance, les pouvoirs publics ne vous versent aucune aide. L'intégralité des pertes est donc à votre charge. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,5 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,375 |
| **Contrat C** | 125 | 0,25 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°4

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **250 € par hectare et par an**, soit au total **3000 €/an**. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont **(0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Les pouvoirs publics vous versent une **subvention correspondant à 50% de la prime** d'assurance **seulement si vous avez souscrit un contrat d'assurance**. En revanche, si vous n'avez pas de contrat d'assurance, les pouvoirs publics ne vous versent aucune subvention. L'intégralité des pertes est donc à votre charge. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

**• Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation <u>déduction de la subvention</u> Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 250 | 0,25 |
| **Contrat B** | 187,5 | 0,1875 |
| **Contrat C** | 125 | 0,125 |
| **Contrat D** | 62,5 | 0,0625 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°5

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **500 € par hectare et par an**, soit au total **6000 €/an**. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont **(0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Toutes les pertes sont à votre charge **sauf si vous décidez de vous assurer**. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter **un seul des contrats proposés**. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2 Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

**• Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 500 | 1 |
| **Contrat B** | 375 | 0,75 |
| **Contrat C** | 250 | 0,5 |
| **Contrat D** | 125 | 0,25 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°6

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **500 € par hectare et par an**, soit au total **6000 €/an**. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont **(0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Dans ce cas, les pouvoirs publics vous donnent une **somme forfaitaire de 1500 €** pour vous compenser d'une partie de la perte financière subie, et ce **que vous soyez assuré ou non**. Vous pouvez aussi choisir, en plus de cette aide, un contrat d'assurance privée. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

**• Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 500 | 1 |
| **Contrat B** | 375 | 0,75 |
| **Contrat C** | 250 | 0,5 |
| **Contrat D** | 125 | 0,25 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°7

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **<u>500 € par hectare et par an</u>**<u>, soit au total</u> **<u>6000 €/an</u>**. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont **(0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Dans ce cas, les pouvoirs publics vous donnent une somme forfaitaire de **1500 €** pour vous compenser d'une partie de la perte subie, et ce **seulement si vous avez souscrit un contrat d'assurance**. De ce fait, si vous avez déjà souscrit un contrat d'assurance, en plus de l'indemnisation de l'assurance, les pouvoirs publics vous versent un montant forfaitaire de **1500 €**. En revanche, si vous n'avez pas de contrat d'assurance, les pouvoirs publics ne vous versent aucune aide. L'intégralité des pertes est donc à votre charge. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 500 | 1 |
| **Contrat B** | 375 | 0,75 |
| **Contrat C** | 250 | 0,5 |
| **Contrat D** | 125 | 0,25 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

## Scénario n°8

Votre forêt vous procure un revenu annuel de **500 € par hectare et par an**, soit au total **6000 €/an**. Les différentes valeurs données par les experts pour la probabilité qu'un incendie détruise totalement votre forêt dans l'année sont **(0,05%, 0,15 %, 0,25%, 0,35%)**.

Si un incendie se produit, votre forêt est entièrement et définitivement détruite. Les pouvoirs publics vous versent une **subvention correspondant à 50% de la prime** d'assurance **seulement si vous avez souscrit un contrat d'assurance**. En revanche, si vous n'avez pas de contrat d'assurance, les pouvoirs publics ne vous versent aucune subvention. L'intégralité des pertes est donc à votre charge. Plusieurs contrats vous sont proposés. Vous pouvez acheter un seul des contrats proposés. Chacun de ces contrats a un coût différent et réduit différemment votre risque de perte. Si vous décidez de vous assurer, le prix de l'assurance sera automatiquement déduit de votre revenu.

**1/ Dans ce scénario, quel est le montant de la cotisation annuelle d'assurance hors taxes[a] maximale que vous seriez prêt à payer pour être couvert intégralement contre les pertes éventuelles en cas d'incendie ?**

**Cotisation maximale en Euros/ha :**

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

**2/ Quel est le contrat d'assurance que vous choisiriez ?**

• **Sélectionner le contrat que vous préférez.**

| | **Indemnité Euros/ha** | **Cotisation déduction de la subvention Hors Taxes[a] (garantie incendie) Euros/ha** |
|---|---|---|
| **Contrat A** | 500 | 0,5 |
| **Contrat B** | 375 | 0,375 |
| **Contrat C** | 250 | 0,25 |
| **Contrat D** | 125 | 0,125 |
| **Contrat E** | 0 | 0 |

[a]Hors surprime catastrophes naturelles et taxe attentats

• Vous avez souscrit un contrat parmi les cinq proposés. En plus de la cotisation payée pour le contrat choisi, quel est le **montant d'argent** que vous seriez prêt à **payer en plus** pour mettre en œuvre des **actions** (débroussaillement, élagages de pénétration…) qui **réduiraient l'ampleur des pertes éventuelles** ?

**Montant en Euros/ha :**

Vous allez devoir répondre à différentes questions relatives à vos caractéristiques personnelles. Les réponses à toutes ces questions sont indispensables pour mener correctement l'analyse de vos décisions d'assurance. Vos réponses seront traitées de façon anonyme.

- Quel est votre âge ? ________ans

- Sexe : H F

- Niveau d'études :

  Brevet Bac Bac + (Préciser le nombre d'années d'études après le bac :________)

- Nombre de personnes du foyer

  1 2 3 4 et plus

  dont enfants : ________

- Exercez-vous une activité professionnelle ? oui non

| Si oui, précisez : | Si non, précisez : |
|---|---|
| Agriculteur, exploitant | Etudiant |
| Artisan, commerçant | Chômeur |
| Profession intermédiaire | Retraité |
| Ouvrier non agricole | Autre ayant déjà travaillé |
| Salarié agricole | Autre n'ayant jamais travaillé |
| Cadre, profession intellectuelle | |
| Employé | |
| Autre | |

- Depuis quand êtes vous propriétaire forestier ?

  Années 40 Années 50 Années 60 Années 70 Années 80 Années 90

  moins de 10 ans

- Comment avez vous accédé au statut de propriétaire forestier ?

  Héritage Achat Alliance

- Quelle est la superficie (en hectare) de votre propriété forestière ? _______________

• L'intégralité de votre propriété forestière se trouve-t-elle en Aquitaine ?

oui non

Si non, quel est le pourcentage de votre propriété se situant en Aquitaine ?

• Avez-vous souscrit un contrat d'assurance incendie pour votre propriété forestière ?

oui non

Si oui, quel est le montant de la prime que vous payez ?

• Avez-vous déjà bénéficié d'une aide publique suite à un incendie ?

oui non

• Votre propriété forestière a-t-elle été déjà détruite par un incendie ?

oui non

• Mettez-vous en œuvre des actions sur votre propriété forestière qui vous permettraient de diminuer l'ampleur des pertes potentielles en cas de survenance d'un incendie ?

oui non

Si oui lesquelles : ____________________________________________

• Que représente actuellement votre propriété forestière dans votre patrimoine (en %) ?

<5% 5-10% 10-15% 15-20% 20-30% 30-40%

40-50% 50% et plus

• Dans quel intervalle se situent vos revenus mensuels globaux (nets d'impôts) ?

<1000€/net/mois de 1000 à 2000 €/net/mois de 2000 à 2500 €/net/mois

de 2500 à 3000 €/net/mois >3000 €/net/mois

• Que pensez-vous de cette expérience ?

**MERCI POUR VOTRE COLLABORATION**

# Chapitre 5

# La gestion forestière dynamique : impact du risque et des stratégies de prévention et de couverture[1]

## 5.1 Introduction

La gestion forestière est un processus dynamique. Cet aspect dynamique constitue une des spécificités de notre analyse. La prise en compte de cet aspect au sein de notre analyse nous incite à intégrer deux éléments : l'objectif de lissage de la consommation des propriétaires ainsi que l'utilité qu'ils retirent des services d'aménités fournis par la forêt. En effet, les revenus issus de la forêt sont irreguliers puisqu'ils dépendent des récoltes et que celles-ci ne s'effectuent pas de façon régulière. Les récoltes interviennent lorsque le processus de croissance de l'arbre est terminé. De plus, tout au long de ce processus de croissance, le propriétaire paient des travaux d'entretien. Par conséquent, le propriétaire va devoir faire un effort afin de pouvoir

[1]Ce chapitre est issu d'un travail réalisé en collaboration avec Stéphane Couture et Eric Langlais (Brunette, Couture et Langlais (2008)).

maintenir un certain niveau de consommation au cours du temps. Il va donc chercher à lisser sa consommation dans le temps. Le propriétaire fait donc face à un problème permanent d'arbitrage entre consommation et épargne. Le second élément que nous intégrons dans notre analyse porte sur les services d'aménités fournis par la forêt. La forêt, en plus de produire du bois, fournit des services d'aménités, tels que la randonnée, les paysages et la cueillette de champignons. Les propriétaires forestiers privés accordent une valeur privée à ces services d'aménités même s'il n'existe pas d'incitations financières à ces fonctions (Birch, 1994 ; Butler et Leatherberry, 2005). Cette production jointe, de bois et d'aménités, est donc prise en compte dans les décisions de récolte du propriétaire forestier. A chaque décision de récolte du propriétaire est associée une réduction des services d'aménités. Le propriétaire arbitre donc entre production de bois et d'aménités.

A chaque période, les propriétaires forestiers font donc des arbitrages : consommer/épargner et couper/laisser sur pied. Ces arbitrages sont sensibles à la menace que constitue les risques naturels, ce qui va inciter les propriétaires à prendre des mesures de prévention et de couverture. En effet, l'occurrence d'un aléa réduit le stock de bois disponible, c'est-à-dire que l'aléa menace les revenus futurs ainsi que la croissance du peuplement. Dans ce modèle, nous prenons ainsi en compte la possibilité d'épargne (instrument financier) afin de se prémunir contre le risque de revenu ainsi qu'un processus de régénération (instrument de gestion forestière) afin de se prémunir contre le risque de croissance. Notons que chacun de ces intruments joue un rôle différent en matière de transfert de risque. L'épargne permet d'allouer des ressources entre différentes dates afin de lisser la consommation intertemporelle. Le processus de régénération constitue un moyen par lequel les propriétaires allouent des ressources entre différents états de la nature, ce qui réduit l'exposition aux risques naturels et donc les dégâts potentiels.

La suite du chapitre est organisée de la façon suivante : la section (5.2) présente un modèle théorique dynamique d'offre de bois quand le propriétaire forestier privé valorise les services d'aménités issus des arbres sur pied, quand il y a incertitude sur la production et lorsque le propriétaire peut épargner et mettre en place un processus de régénération. Nous analysons conjointement épargne et processus de régénération. La section (5.3) présente les propriétés des solutions intérieures. Nous nous intéressons aux résultats des analyses de statique comparative. La section (5.4) présente l'analyse des solutions en coin ainsi que des extensions du travail initial. La première extension concerne la concavité de la fonction d'utilité pour les services d'aménités. La seconde extension traite du timing de l'incertitude parce que le revenu final du propriétaire forestier dépend de la date de réalisation du risque. Finalement, la section (5.5) contient des remarques de conclusion.

## 5.2 Epargne et processus de régénération : un modèle théorique

Dans cette section, nous présentons le cadre théorique général dans lequel nous nous plaçons, ainsi que la situation optimale qui ressort de notre analyse.

### 5.2.1 Hypothèses et timing du modèle

Nous considérons un propriétaire forestier privé qui prend des décisions relatives à son flux de consommation et à son stock de forêt pour deux périodes (période 1 et 2). Le propriétaire est doté d'un revenu exogène $Y_1$ en période 1 et $Y_2$ en période 2 et d'un peuplement équienne correspondant à un stock initial $Q$.

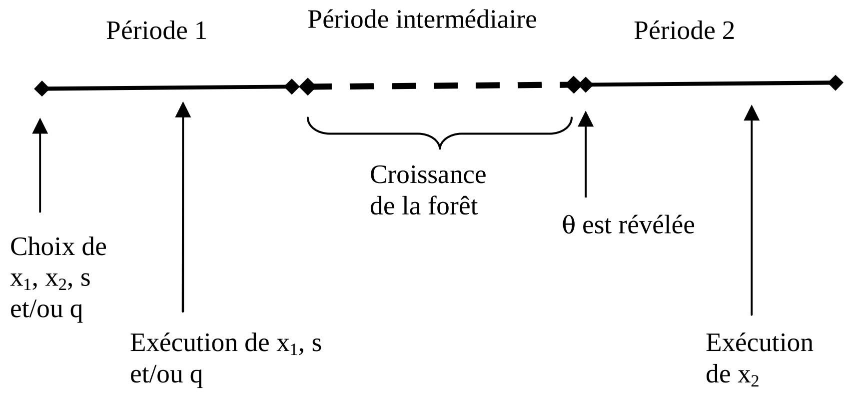
Le timing des décisions est le suivant : au début de la période 1, le propriétaire décide de la récolte de période 1, $x_1$ et de période 2, $x_2$. Il possède également des informations concernant les prix du bois notés $p_1$ et $p_2$. Les deux prix sont connus au début de la période 1 et ne dépendent pas du volume offert par le propriétaire. Ce dernier est donc "preneur de prix". Le propriétaire considère également deux décisions. La première décision est relative au lissage de sa consommation et donc à son accumulation d'épargne alors que la seconde est liée à la gestion du risque naturel et donc aux activités de gestion forestière (processus de régénération). Pour la pratique financière, le propriétaire opère sur un marché parfait des capitaux où il peut épargner sans limite à un taux d'intérêt certain. Nous notons $R > 1$ le taux d'intérêt brut du marché des capitaux. L'instrument de gestion forestière consiste, pour le propriétaire, à régénérer une partie de sa forêt en période 1. Cette partie régénérée procure un revenu seulement en période 2. L'hypothèse implicite est que de jeunes plants n'ont pas de valeur financière et écologique tant qu'ils n'ont pas atteints une taille suffisante, c'est-à-dire en seconde période. Le stock d'arbres régénérés n'est pas affecté par l'occurrence de la catastrophe naturelle de sorte que, la valeur du stock de forêt régénérée en période 2 ne dépend pas de la réalisation de la variable aléatoire. Les arbres régénérés ne sont donc pas soumis au risque naturel et c'est en ce sens qu'ils constituent un moyen de prévention contre les risques naturels. Cette indépendance entre les jeunes pousses et l'aléa peut s'expliquer soit par leur hauteur qui n'est pas suffisamment importante pour que la tempête constitue une menace réelle, soit par le fait que la régénération s'opère dans un milieu protégé de type serre. L'investissement dans le processus de régénération est représenté par un coût de constitution à la période 1, noté $cq$ où $c > 0$ et $q$ représente le stock d'arbres régénérés choisi par le propriétaire.

Au moment de prendre sa décision, le propriétaire observe les prix présent et futur du bois à chaque période ($p_1$ et $p_2$) ainsi que divers paramètres technologiques. En revanche, il n'observe pas la valeur du peuplement forestier au début de la période 2. L'explication est simple : durant une période intermédiaire, le stock final de forêt de première période $k_1$ (stock restant après la réalisation de la récolte de période 1) évolue en fonction d'un processus de croissance décrit par la fonction $g(k_1)$ satisfaisant : $g(0) = 0$, et pour tout $k_1 > 0$ : $g' > 1$ et $g'' < 0$. Cependant, le résultat de ce processus naturel dépend de la réalisation d'une variable aléatoire reflétant l'influence des risques naturels et affectant la valeur du stock de forêt au début de la période 2 et avant l'exécution de $x_2$.

L'incertitude est décrite par la variable aléatoire $\theta$. La valeur de $\theta$ est résolue à la fin du processus de croissance. En d'autres termes, $\theta$ est révélée et observée par le propriétaire seulement à la fin de la période intermédiaire. La valeur du peuplement, à la fin de la période de croissance et avant que la récolte soit réalisée, est donc $\theta g(k_1)$. Les réalisations possibles pour $\theta$ sont décrites en fonction d'une distribution de probabilités supposée connue par le propriétaire forestier au début de la période 1, et représentée par une fonction cumulative notée $F(\theta)$ définie sur $[\underline{\theta}, \overline{\theta}] \subset [0, 1]$ et avec une densité $f(\theta) > 0$.
Remarquons que nous pouvons choisir $\underline{\theta}$ très proche de 0 ce qui correspond à la réalisation d'un événement catastrophique impliquant une destruction complète de la forêt. Dans ce cas, toutes les décisions de récolte $x_2 > 0$ décidée en période 1 ne sont plus réalisables. Inversement, lorsque $\theta \rightarrow 1$, l'événement représente la meilleure situation pour le propriétaire forestier puisque aucun dommage n'est infligé à sa forêt.

Le timing des décisions et la résolution de l'incertitude sont représentés sur la figure suivante :

FIG. 5.1 – Timing des décisions et résolution de l'incertitude




Les préférences du propriétaire forestier sont définies sur sa consommation présente et future notée respectivement $c_1$ et $c_2$ et sur les services d'aménités présents et futurs fournis par les stocks d'arbres notés respectivement $k_1$ et $k_2$. Nous introduisons ici l'hypothèse traditionnelle selon laquelle les services non-marchands sont une fonction du volume de bois sur pieds (Max et Lehman, 1988). Pour simplifier, nous considérons que de telles préférences ont une représentation qui est additivement séparable à la fois entre les périodes et entre la consommation et les services d'aménités à chaque période, de sorte que pour un flux intertemporel donné de consommation et de stock de bois $(c_1, c_2, k_1, k_2)$, le niveau d'utilité associé $V$, est défini par :

$$V(c_1, c_2, k_1, k_2) = u(c_1) + v(k_1) + \delta[u(c_2) + v(k_2)] \tag{5.1}$$

avec

- $\delta \in ]0, 1[$, le taux d'escompte,
- $u$, la fonction d'utilité pour les consommations,
- $v$, la fonction d'utilité pour les services d'aménités.

Nous considérons que la fonction $u$ est croissante et concave ($u' > 0$, $u'' < 0$), alors que $v$ satisfait $v' = m =constant> 0$. Cette dernière hypothèse semble être d'un intérêt particulier ici, puisque nous introduisons seulement les services d'aménités purement individuels. Le propriétaire a donc l'opportunité de bénéficier de l'existence d'aménités fournies par sa forêt, sans subir les externalités de congestion qui existeraient dans le cas d'une utilisation collective de la forêt. Par conséquent, cette hypothèse peut être justifiée pour des services d'aménités pour lesquels la congestion n'est pas pertinente : aspects recréatifs ou contemplation d'un paysage. Cette hypothèse trouve également une justification si la propriété du forestier est clôturée ou s'il parvient à interdire l'accès à son peuplement.

Quand le propriétaire forestier a l'opportunité d'accumuler de l'épargne et, au même moment, d'investir dans un processus de régénération, ses décisions de consommation intertemporelle doivent respecter deux contraintes budgétaires temporelles basiques :

$$c_1 = Y_1 + \pi(x_1) - s - cq \text{ avec } \pi(x_1) = p_1 x_1 - h x_1 \tag{5.2}$$

$$c_2 = Y_2 + \pi(x_2) + Rs \text{ avec } \pi(x_2) = p_2 x_2 - h x_2 \tag{5.3}$$

avec $\pi(x_i)$ pour $i = 1, 2$, le bénéfice net de la récolte de période $i$, qui est défini, comme à l'ordinaire, par la différence entre le revenu issu de la récolte $p_i x_i$ et les coûts de récolte $hx_i$ correspondant à des dépenses variées supportées par le propriétaire durant le processus de récolte, avec $h > 0$. A la période 1, la consommation $(c_1)$ est définie par la somme de la richesse initiale $(Y_1)$ et du revenu provenant de la récolte $(p_1x_1)$ moins les coûts de récolte $(hx_1)$, le montant d'épargne $(s)$ et le coût du processus de régénération $(cq)$. Durant la période 1, le propriétaire alloue le revenu total entre consommation courante et épargne. A la période 2, la consommation $(c_2)$

est représentée par la somme de la richesse initiale ($Y_2$), du bénéfice net de la récolte de période 2 ($\pi(x_2)$) et des gains issus de l'épargne ($Rs$).

La production jointe de bois et d'aménités est définie par les deux relations suivantes et les contraintes de faisabilité de $x_1$ et $x_2$ y étant associées :

$$k_1 = Q - x_1 \text{ avec } 0 \leq x_1 \leq Q \tag{5.4}$$

$$k_2 = k_2(\theta) = \theta g(Q - x_1) - x_2 + q \text{ avec } 0 \leq x_2 \leq \underline{\theta} g(Q - x_1) + q \tag{5.5}$$

La valeur du peuplement forestier, à la fin de la période 1 et avant le début de la période intermédiaire, est la différence entre le stock initial de forêt $Q$ et la récolte de première période $x_1$, à laquelle s'ajoute le stock d'arbres régénérés $q$. Il peut ainsi être utile de considérer certaines restrictions naturelles telles que $0 \leq x_1 \leq Q$, qui introduisent certaines limites évidentes à la décision de récolte de période 1 : le propriétaire peut préférer ne rien récolter en première période, ou au contraire, récolter tout le bois disponible. Les deux restrictions impliquent que $k_1 \geq 0$.

La valeur du peuplement forestier à la fin de la période 2 est la différence entre la valeur du peuplement restant après la réalisation de $\theta$ et la récolte de seconde période. Nous avons, là aussi, à considérer plusieurs restrictions naturelles : le propriétaire peut préférer ne pas récolter en période 2, ainsi $0 \leq x_2$. Cependant, étant donnée que la décision de récolte pour la période 2 est prise au début de la période 1 en ignorant la valeur de $\theta$, le propriétaire peut rencontrer des problèmes en période 2 relatifs à la non-faisabilité de sa décision. Ceci se produit quand/parce que le propriétaire décide *ex-ante* d'un niveau élevé de récolte $x_2$, mais malheureusement, il apparait *ex-post* comme non-réalisable étant donné par exemple, une faible réalisation de $\theta$ : $\theta g(Q - x_1) < x_2 \Rightarrow k_2(\theta) < 0$. Afin de surmonter les difficultés provenant de telles décisions dynamiques incohérentes, il semble normal de considérer que le propriétaire se base sur le pire état de la nature et adopte une discipline (précautionneuse, raisonnable, ou un comportement auto-restrictif) de façon à ne pas récolter plus que le peuplement restant après la plus faible réalisation de $\theta$. Nous considérons donc que : $x_2 \leq \underline{\theta} g(k_1) + q$. Une telle discipline implique par exemple que $k_2(\theta) \geq 0$ pour tout $\theta$ - et lorsque la contrainte est saturée (le propriétaire décide en période 1 de la récolte la plus élevée possible en période 2) alors $k_2(\underline{\theta}) = 0$ mais $k_2(\theta) > 0$ pour tout $\theta > \underline{\theta}$.

Après avoir défini le cadre théorique général de notre modèle, nous nous attachons maintenant à déterminer l'optimum.

### 5.2.2 Epargne et/ou processus de régénération ?

Un des objectifs principaux de ce chapitre est de comparer deux stratégies différentes permettant la gestion d'un risque lorsque ce risque constitue la seule source d'incertitude. Les deux instruments sont destinés à remplir le même objectif dans l'économie, et tous deux ont des issues parfaitement prévisibles en deuxième période. En particulier, ils ont une influence déterministe dans le sens où leur utilisation n'engendre aucune source additionnelle d'incertitude pour le propriétaire : le taux d'intérêt et le coût du processus de régénération sont connus avec certitude. Par conséquent, nous avons deux instruments qui diffèrent uniquement en termes de conditions de rendement et de coût. La question est donc : le propriétaire forestier a-t'il intérêt à utiliser les deux instruments ? Avant de répondre à cette question, écrivons le problème d'optimisation auquel le propriétaire fait face. Le propriétaire choisit conjointement le montant d'épargne $s$, le stock d'arbres régénérés $q$ ainsi que les décisions de récolte pour les deux périodes $x_1$ et $x_2$. L'objectif du propriétaire est de maximiser l'espérance de sa fonction objectif (5.1) sous les contraintes $(5.2 - 5.5)$. Le programme du propriétaire forestier prend explicitement en compte les contraintes de non-négativité pour $q$ et $s$ :

$$P1 \begin{cases} Max_{\{x_1,x_2,s,q\}} & EV = u(c_1) + mk_1 + \delta\left[u(c_2) + mE(k_2(\theta))\right] \\ \textit{sous les contraintes} & \\ c_1 & = \; Y_1 + \pi(x_1) - s - cq \text{ avec } \pi(x_1) = p_1x_1 - hx_1 \\ c_2 & = \; Y_2 + Rs + \pi(x_2) \text{ avec } \pi(x_2) = p_2x_2 - hx_2 \\ k_1 & = \; Q - x_1, \text{ avec } 0 \leq x_1 \leq Q \\ k_2(\theta) & = \; \theta g(Q - x_1) - x_2 + q, \text{ avec } 0 \leq x_2 \leq \underline{\theta} g(Q - x_1) + q \\ q & \geq \; 0 \\ s & \geq \; 0 \end{cases}$$

Etant donné le nombre élevé de contraintes associées, nous introduisons certaines simplifications afin de nous focaliser sur les résultats principaux du modèle. Pour commencer, nous négligeons les contraintes de non-négativité sur $x_1$ et $x_2$ (nous considérons que $x_1 > 0$ et $x_2 > 0$). Ceci requiert que $p_1$ et $p_2$ soient suffisamment élevés. Par exemple, il peut être vérifié que $p_1 > h + \frac{m}{u'(Y_1)}(1 + E(\theta)g'(Q)) \Rightarrow \frac{dEV}{dx_1}|_{x_1=s=q=0} > 0$ et $p_2 > h + \frac{m}{u'(Y_2)} \Rightarrow \frac{dEV}{dx_2}|_{x_2=s=0} > 0$, ce qui justifie $x_1 > 0$ et $x_2 > 0$ respectivement. Cela implique également que la condition $p_i - h > 0$ ne suffise pas à garantir $x_i > 0$, $\forall i = 1, 2$ : $p_1$ et $p_2$ doivent être plus élevés que le coût marginal $h$. Nous considérons que de telles conditions sont vérifiées dans le reste du chapitre.

Nous pouvons désormais nous concentrer sur la détermination de l'optimum en considérant les contraintes de faisabilité associées à la récolte de période 1 et 2. Tout d'abord, introduisons quatre multiplicateurs de Lagrange : $\mu, \lambda, \sigma, \gamma$, tels que :

- $\mu = 0$ si $s > 0$ et $\mu \geq 0$ sinon,
- $\lambda = 0$ si $q > 0$ et $\lambda \geq 0$ sinon,
- $\sigma = 0$ si $x_1 < Q$ et $\sigma \geq 0$ sinon,
- $\gamma = 0$ si $x_2 < \underline{\theta} g(Q - x_1) + q$ et $\gamma \geq 0$ sinon.

Les conditions de premier ordre définissant les solutions pour le programme P1 sont les suivantes (les variables ont été otées pour alléger les écritures et faciliter la compréhension) :

$$\begin{aligned} \pi_1' u_1' - m(1 + \delta g' E(\theta)) - \sigma - \gamma \underline{\theta} g' &= 0 & (5.6) \\ \delta(\pi_2' u_2' - m) - \gamma &= 0 & (5.7) \\ -u_1' + \delta R u_2' + \mu &= 0 & (5.8) \\ -c u_1' + \delta m + \gamma + \lambda &= 0 & (5.9) \end{aligned}$$

avec $\pi_i' = \pi'(x_i) = p_i - h, \forall i = 1, 2$. Pour une analyse des conditions de second ordre, voir l'annexe A. Les conditions de second ordre sont vérifiées sous l'hypothèse de concavité des fonctions $u$ et $g$.

Dans ce contexte, nous prouvons le premier résultat suivant :

**Proposition 15** *: Toutes choses égales par ailleurs :*

*i) si $R > \frac{p_2 - h}{c}$ alors la solution est telle que $s^* > 0$ et $q^* = 0$.*

*ii) si $R < \frac{p_2 - h}{c}$ alors la solution est telle que $q^* > 0$ et $s^* = 0$.*

*iii) si $R = \frac{p_2 - h}{c}$ alors la solution est telle que $q^* > 0$ et $s^* > 0$ et la répartition est indéterminée.*

**Démonstration.** En mixant les conditions (5.7) et (5.8) nous obtenons : $u_1' =$

$\frac{R}{\pi_2'}(\delta m + \gamma) + \mu$. La condition (5.9) conduit à $u_1' = \frac{1}{c}(\delta m + \gamma) + \frac{\lambda}{c}$. En posant : $\frac{R}{\pi_2'}(\delta m + \gamma) + \mu = \frac{1}{c}(\delta m + \gamma) + \frac{\lambda}{c}$ et en simplifiant, nous avons : $R - \frac{p_2 - h}{c} = \frac{\lambda}{c} - \mu$, qui implique que toute solution vérifie :

$$sign(R - \tfrac{p_2 - h}{c}) = sign(\tfrac{\lambda}{c} - \mu)$$

Par conséquent, il y a trois possibilités :

1/ Si $R - \frac{p_2 - h}{c} < 0$ alors $\frac{\lambda}{c} < \mu$ et il est impossible que $s > 0$. En effet, $s > 0$ implique $\mu = 0$ et cela nécessite que $\lambda < 0$, ce qui constitue une contradiction. $\lambda$ peut être égal à zéro mais alors, les équations (5.7) et (5.8) apporte une nouvelle contradiction $R = \frac{p_2 - h}{c}$. Ainsi, l'unique solution est $s = 0$ et $q > 0$.

2/ Si $R - \frac{p_2 - h}{c} > 0$ alors $\frac{\lambda}{c} > \mu$ et il est impossible que $q > 0$. En effet, $q > 0$ implique $\lambda = 0$ et cela nécessite que $\mu < 0$, ce qui constitue une contradiction. Par conséquent, l'unique solution est $s > 0$ et $q = 0$.

3/ Si $R - \frac{p_2 - h}{c} = 0$ alors $\frac{\lambda}{c} = \mu$ et cela nécessite que, soit $s = 0$ et $q = 0$ (mais nous ignorons une telle solution en coin), soit $s > 0$ et $q > 0$. Mais intuitivement, quand $s > 0$ et $q > 0$, $q$ et $s$ sont redondants parce que (5.8) et (5.9) avec $R = \frac{p_2 - h}{c}$ et $\mu = \frac{\lambda}{c'} = 0$ donnent la condition suivante :

$$\delta R u_2' = \delta \frac{1}{c} m \Rightarrow \pi_2' u_2' = m$$

ce qui conduit l'une des conditions (5.7), (5.8) ou (5.9) à être redondante.

■

Cette proposition signifie que sous notre hypothèse de coûts marginaux constants pour la récolte et la pratique physique, le propriétaire utilise l'épargne si elle représente de meilleures conditions en termes de rendement et de coût que le processus de régénération (c'est-à-dire si $R > \frac{p_2 - h}{c}$) ou, dans le cas opposé, il utilisera uniquement la pratique physique (quand $R < \frac{p_2 - h}{c}$). Lorsque $R = \frac{p_2 - h}{c}$, le propriétaire est face à deux instruments, qu'il perçoit comme parfaitement substituables, et entre lesquels il est indifférent. Dans ce cas, il peut utiliser un seul des instruments ou mélanger les deux. Ce résultat justifie que désormais nous nous focalisons sur le cas où le propriétaire opte pour une seule des deux stratégies.

### 5.2.3 Décisions optimales de récolte : une analyse des solutions intérieures

Notons que, quel que soit le modèle (épargne ou processus de régénération), la récolte de seconde période est restreinte afin de maintenir des choix dynamiques cohérents. Nous considérons que le propriétaire ne récolte pas plus que le peuplement restant après la plus faible réalisation de $\theta$. Nous analyserons dans la prochaine section le cas où les contraintes de faisabilité sur la récolte de seconde période sont saturées.

#### Pratique financière optimale et décisions de récolte

Dans ce cas, nous considérons que l'épargne représente de meilleures conditions en termes de rendement et de coût que le processus de régénération (c'est-à-dire $R - \frac{p_2 - h}{c} > 0$). Par conséquent, le propriétaire forestier utilise uniquement l'épargne pour allouer ses ressources entre les deux périodes. Le programme de décisions du propriétaire forestier est décrit par le programme $P1$ lorsque $q = 0$.

Notons $(x_1^*, x_2^*, s^*)$ le choix optimal du propriétaire forestier[2]. En utilisant les

[2]Nous nous concentrons sur le cas où $s > 0$, requérant ainsi que les conditions pour $\frac{\partial EV}{\partial s}_{|s=0} > 0$ soient satisfaites. Ceci est le cas lorsque nous introduisons la restriction suivante : $R > \frac{u'(Y_1)}{\delta u'(Y_2)}$, qui est tout à fait standard dans le modèle d'épargne/consommation à deux périodes.

conditions (5.6), (5.7) et (5.8), les conditions de premier ordre pour $s > 0$, $x_1 > 0$ et $x_2 < \underline{\theta} g(Q - x_1)$ sont données par :

$$\pi_1' u_1' = m(1 + \delta g' E(\theta)) \tag{5.10}$$

$$\pi_2' u_2' = m \tag{5.11}$$

$$u_1' = \delta R u_2' \tag{5.12}$$

puisque dans ce cas nous avons $\mu = \sigma = \gamma = 0$ et que la condition (5.9) n'est pas pertinente. En effet, cette dernière détermine le montant optimal d'arbres à régénérer alors que nous nous intéressons à l'épargne.

La condition (5.12) constitue la condition d'arbitrage intertemporel traditionnelle. Celle-ci stipule que l'épargne est instaurée de façon à égaliser le taux marginal de substitution entre consommation courante et future au taux d'intérêt brut. La condition (5.11) signifie que la règle de récolte optimale de seconde période est atteinte lorsque le bénéfice marginal de la récolte exprimé en termes d'utilité ($\pi_2' u_2'$) est égal à son coût marginal correspondant à la réduction des services d'aménités ($m$). Finalement, la condition (5.10) montre que la règle de récolte de première période égalise la valeur du bénéfice marginal en termes d'utilité associé à la réalisation de la récolte ($\pi_1' u_1'$) et la valeur de son coût marginal ($m(1 + \delta g' E(\theta))$), puisque récolter plus à la période 1 réduit la valeur des services d'aménités à la période 1 mais réduit aussi le résultat espéré du processus de croissance de la forêt entre les deux périodes.

La condition de premier ordre (5.11) nous donne $u_2' = \frac{m}{\pi_2'}$. Lorsque nous intégrons cette dernière expression dans la condition (5.12) nous obtenons : $u_1' = \delta R \frac{m}{\pi_2'}$. En substituant ces deux expressions dans (5.10) nous pouvons réécrire le système (5.10)-

(5.11)-(5.12) comme suit :

$$g' = \frac{1}{E(\theta)}\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) \quad (5.13)$$

$$u_2' = \frac{m}{\pi_2'} \quad (5.14)$$

$$u_1' = \delta R\frac{m}{\pi_2'} \quad (5.15)$$

Nous pouvons faire deux remarques à partir de ces conditions. Premièrement, en observant (5.13), nous notons qu'une condition nécessaire pour avoir un $x_1 > 0$ satisfaisant (5.13) est $R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} > \frac{1}{\delta}$. Deuxièmement, étant données nos hypothèses technologiques (coûts marginaux constants pour la récolte et les services d'aménités) et les conditions (5.2), (5.3), (5.4) et (5.5), nous obtenons une résolution hiérarchique de ce système : la décision de récolte de période 1 est obtenue à partir de (5.13), le montant optimal d'épargne est donné par (5.15) et finalement, la condition (5.14) conduit à la règle de récolte de période 2. La proposition suivante résume ce commentaire :

**Proposition 16** *: Dans le modèle avec pratique financière, lorsque* $R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} > \frac{1}{\delta}$*, alors pour une solution intérieure, la règle de récolte de période 1 satisfait :*

$$g'(Q - x_1^*) = \frac{1}{E(\theta)}\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) \quad (5.16)$$

*et celle de période 2 satisfait :*

$$u_2'(Y_2 + Rs^* + \pi(x_2^*)) = \frac{m}{\pi_2'} \quad (5.17)$$

*avec un* $s^* > 0$ *satisfaisant (5.15).*

**Processus de régénération optimal et décisions de récolte**

Considérons que l'instrument de gestion forestière présente de meilleures conditions en termes de rendement et de coût que l'épargne (c'est-à-dire $R - \frac{p_2-h}{c} < 0$). Dans ce cas, le propriétaire opte pour l'instauration d'un processus de régénération. Le programme de décisions du propriétaire forestier est décrit par $P1$ avec $s = 0$. Le propriétaire prend au début de la période 1 trois décisions $(x_1, x_2, q)$ de façon à maximiser son niveau intertemporel d'utilité, de sorte que son choix optimal s'écrit $(x_1^*, x_2^*, q^*)$[3]. En utilisant les conditions (5.6), (5.7) et (5.9), nous observons que les conditions de premier ordre pour une solution intérieure avec $q > 0$, $x_1 > 0$ et $x_2 < \underline{\theta} g(Q - x_1) + q$ sont :

$$\pi_1' u_1' = m(1 + \delta g' E(\theta)) \tag{5.18}$$

$$\pi_2' u_2' = m \tag{5.19}$$

$$c u_1' = \delta m \tag{5.20}$$

puisque, dans ce cas maintenant, $\sigma = \lambda = \gamma = 0$ et que la condition (5.8) n'est pas pertinente. En effet, elle détemine l'épargne optimale alors que nous sommes dans le modèle avec processus de régénération.

Remarquons que le système (5.18)-(5.19)-(5.20) est proche du système (5.10)-(5.11)-(5.12) dans le cas de l'épargne excepté pour la dernière condition puisque dorénavant, elle intègre le coût marginal du processus de régénération et non plus le rendement marginal de l'épargne. La condition (5.19) nous permet d'obtenir $u_2' = \frac{m}{\pi_2'}$

[3]Nous nous focalisons sur les solutions où $q > 0$, ce qui requiert que les conditions pour $\frac{EV}{q}|_{q=0} > 0$ soient satisfaites. Ceci est le cas lorsque nous considérons que le coût marginal du processus de régénération est suffisamment faible de sorte que : $c < \frac{\delta m}{u'(Y_1)}$. Notons que tout modèle traitant des activités d'auto-assurance introduit de telles restrictions.

alors que (5.20) définit $u_1'$. En substitutant ces deux expressions dans (5.18), nous obtenons le système suivant :

$$g' = \frac{1}{E(\theta)}\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) \tag{5.21}$$

$$u_2' = \frac{m}{\pi_2'} \tag{5.22}$$

$$u_1' = \delta\frac{m}{c} \tag{5.23}$$

Deux commentaires peuvent être faits. Premièrement, notons qu'une condition nécessaire pour avoir un $x_1 > 0$ satisfaisant (5.21) est $\frac{\pi_1'}{c} > \frac{1}{\delta}$. Deuxièmement, la décision de récolte de seconde période est obtenue directement en utilisant la condition (5.21), alors que la quantité d'arbres à régénérer est donnée par (5.23) et la décision de récolte de période 2 par (5.22). La proposition suivante résume ces deux points :

**Proposition 17** *: Dans le modèle avec pratique physique, lorsque* $\frac{\pi_1'}{c} > \frac{1}{\delta}$*, alors pour une solution intérieure, la règle de récolte de période 1 est donnée par :*

$$g'(Q - x_1^*) = \frac{1}{E(\theta)}\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) \tag{5.24}$$

*alors que la règle de récolte de période 2 satisfait :*

$$u_2'(Y_2 + \pi(x_2^*)) = \frac{m}{\pi_2'} \tag{5.25}$$

*avec un* $q^* > 0$ *satisfaisant (5.23).*

Nous avons déterminé les règles optimales de récolte de période 1 et 2 pour chacun des instruments. Nous pouvons désormais les comparer.

#### Comparaison entre les deux instruments

Lorsque nous comparons la règle de récolte de période 2 du modèle avec épargne à celle du modèle avec processus de régénération, nous obtenons une première conséquence intéressante :

**Corollaire 18** *: Le modèle avec processus de régénération conduit à une récolte plus élevée en seconde période que le modèle avec épargne, toutes choses égales par ailleurs.*

**Démonstration.** Nous devons comparer la règle de récolte de période 2 pour l'épargne (condition (5.17)) et celle pour le processus de régénération (condition (5.25)). Les termes de droite de (5.17) et de (5.25) sont identiques et constants puisqu'ils ne dépendent pas de $x_2$. En revanche, les termes de gauche sont différents. Toutefois, nous observons que pour tous $x_2 > 0$ et $s > 0$, nous avons :

$$\begin{aligned} Y_2 + Rs + \pi(x_2) &> Y_2 + \pi(x_2) \\ u'(Y_2 + Rs + \pi(x_2)) &< u'(Y_2 + \pi(x_2)) \end{aligned}$$

car $u$ est croissante et concave. Cette dernière inégalité implique que pour toutes valeurs de $x_2$, le terme de gauche de (5.17) est plus petit que le terme de gauche de (5.25). En conséquence, comme les deux termes de gauche sont décroissants en $x_2$, la valeur d'équilibre de $x_2$ est plus faible en (5.17) qu'en (5.25). ■

En revanche, une comparaison directe des décisions de récolte de période 1 entre épargne et processus de régénération n'a pas réellement de sens. Il est évident qu'il existe une relation positive entre $x_1$ et$(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta})$ dans le modèle avec épargne et $x_1$ et $(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta})$ dans le modèle avec processus de régénération. Ceci conduit au résultat suivant : quand $R > \frac{p_2 - h}{c}$, alors comparer (5.16) et (5.24) montre que le propriétaire forestier récolte plus en période 1 lorsqu'il accumule de l'épargne que lorsqu'il met en place un processus de régénération. Dans ce cas, l'épargne permet de transférer dans le futur une part des bénéfices de la récolte de période 1 afin de financer davantage de consommation dans le futur. A l'opposé, lorsque $R < \frac{p_2 - h}{c}$, la comparaison entre (5.16) et (5.24) montre que le propriétaire récolte plus en période 1 lorsqu'il met en place un processus de régénération que lorsqu'il accumule de l'épargne. Dans ce cas, les bénéfices de la récolte sont utilisés pour mettre en place un processus de régénération qui permet d'accroître le stock de forêt et qui donne donc l'opportunité de récolter davantage dans le futur afin de financer plus de consommation.

Ainsi, en fonction du signe de $R - \frac{p_2 - h}{c}$, nos résultats suggèrent que le propriétaire prend des décisions qui conduisent à la stratégie la plus efficace en termes de lissage de la consommation.

Maintenant, en s'intéressant aux résultats des propositions 15 à 17, nous obtenons une seconde conséquence intéressante : les deux instruments peuvent avoir des conséquences équivalentes en termes de lissage de la consommation. Considérons deux économies, ayant les mêmes caractéristiques en termes de valeur pour $\delta, p_1, p_2$ et pour les paramètres technologiques tels que le taux de croissance de la forêt $g$, la distribution de probabilités $F(\theta)$ et la fonction de coût $h$. Dans la première économie, les propiétaires forestiers ont accès à un marché parfait des capitaux avec un taux d'intérêt brut $R$. Dans la seconde économie, les propriétaires n'ont pas accès au marché des capitaux mais peuvent investir dans un processus de régénération coûteux à un coût marginal $c$. Si le ratio du profit marginal de période 2 sur le coût marginal du processus de régénération est constant et satisfait $\frac{p_2 - h}{c} = R$, alors dans les deux économies les propriétaires atteignent le même profil intertemporel de consommation, choisissent les mêmes règles de récolte et obtiennent la même valeur pour les services d'aménités.

Une autre interprétation de ce résultat peut être faite si nous écrivons $R = \frac{p_2 - h}{c}$ comme $\frac{p_2}{R} = \frac{h}{R} + c \Rightarrow p_2 = h + cR$ et que nous considérons que les autorités publiques régulent le prix du bois sur le marché. En conséquence, considérons que tous les propriétaires ont la même technologie pour récolter et pour le processus de régénération :

**Corollaire 19** *: Définissons $\hat{p} = h + Rc$. Alors, si le régulateur pose $p_2 > \hat{p}$, tous les propriétaires forestiers opteront pour un processus de régénération plutôt que pour l'épargne. Inversement, si le régulateur décide $p_2 < \hat{p}$, alors tous les propriétaires forestiers accumuleront de l'épargne plutôt que d'investir dans un processus de régénération.*

Nous avons vu précédemment que $p_2 = h + Rc$ correspondait au prix du bois en seconde période pour lequel le propriétaire était indifférent entre la stratégie avec épargne et celle avec processus de régénération. Ainsi, le fait de faire passer $p_2$ au dessus de (respectivement en dessous de) $\hat{p}$ permet de donner aux propriétaires les incitations nécessaires pour qu'ils choisissent l'épargne (respectivement, le processus de régénération).

Notons que le même type d'intuition est obtenu lorsque les autorités sont supposées subventionner les pratiques de gestion forestière, définissant ainsi $\hat{c} = \frac{p_2 - h}{R}$ le coût marginal du processus de régénération pour lequel le propriétaire est indifférent entre la stratégie avec épargne et celle avec processus de régénération. Si les autorités allouent une subvention au propriétaire forestier telle que $c < \hat{c}$, alors il préférera entreprendre un processus de régénération plutôt que d'accumuler de l'épargne. Au contraire, si la subvention est telle que $c > \hat{c}$, alors le propriétaire préférera l'épargne.

## 5.3 Propriétés des solutions intérieures

Nous analysons l'effet d'atténuation des services d'aménités et ensuite nous fournissons des résultats de statique comparative.

### 5.3.1 Effet d'atténuation des services d'aménités

Dans cette section, nous analysons l'impact de la valeur des services d'aménités sur les décisions optimales de récolte.

**Proposition 20** *:*

*A) Dans le modèle avec épargne, le montant de récolte de première période ne dépend pas du niveau des services d'aménités. En revanche, toutes choses égales par ailleurs, plus l'utilité marginale des aménités est élevée et plus la récolte de seconde période est faible et l'accumulation d'épargne importante.*

*B) Dans le modèle avec processus de régénération, le montant de récolte de période 1 ne dépend pas du niveau des services d'aménités. En revanche, toutes choses égales par ailleurs, plus l'utilité marginale des aménités est élevée et plus la récolte de seconde période est faible et le nombre d'arbres régénérés important.*

**Démonstration.** A) La règle de récolte de période 1 dans le cas de l'épargne est donnée par (5.16). Dans la mesure où (5.16) ne dépend pas de $m$, nous ne pouvons pas indiquer comment varie $x_1$ en fonction de $m$. La règle de récolte de période 2 pour l'épargne est donnée par (5.17). Le terme de gauche de (5.17) est une fonction décroissante de $x_2$, de sorte qu'il est aisé de montrer qu'une hausse de $m$ réduit la récolte de seconde période. Ensuite pour connaître l'effet d'une hausse de $m$ sur le montant d'épargne, observons (5.15). Le terme de gauche de (5.15) est croissant en

$s$ donc nous pouvons également conclure qu'une hausse de l'utilité marginale des services d'aménités conduit le propriétaire à accroître son épargne.

B) La règle de récolte de période 1 pour le modèle avec processus de régénération est donnée par (5.24) qui ne dépend pas de $m$. La règle de récolte de période 2 est indiquée par la condition (5.25). Le terme de gauche de cette condition est décroissant en $x_2$. Pour connaître l'impact d'une hausse de $m$ sur le nombre d'arbres régénérés, analysons (5.23). Le terme de gauche de (5.23) est une fonction croissante de $q$. A partir de ces observations, il est évident de conclure qu'une hausse de $m$ réduit la récolte de seconde période et accroît l'utilisation du processus de régénération. ■

Cette proposition indique le rôle joué par les services non-marchands fournis par la forêt. Ces services semblent être valorisés par les propriétaires forestiers puisque la présence d'aménités, bien que n'ayant pas d'effet sur la récolte de période 1, réduisent la récolte de seconde période et surtout incitent les propriétaires à mettre en oeuvre des mesures de prévention et de couverture. La présence d'aménités renforce donc l'intérêt de ces mesures.

### 5.3.2 Autres résultats de statique comparative

Le tableau 5.1 résume les résultats de statique comparative pour les solutions intérieures. La démonstration de ces résultats apparaît en annexe $B$ pour le modèle avec épargne. Ce tableau laisse apparaître une différence claire entre les deux instruments. Les résultats de statique comparative pour le processus de régénération présentent beaucoup de zéros, c'est-à-dire d'impacts nuls du paramètre analysé sur la variable de décision ($x_1$, $x_2$ ou $q$) par rapport au modèle avec épargne. Cette différence est due à notre hypothèse d'utilité marginale constante des services d'aménités. En effet, l'épargne agit sur l'utilité marginale de la consommation de seconde période avec une utilité marginale décroissante $u'' < 0$. En revanche, le processus de régénération intervient sur l'utilité marginale des services d'aménités, qui est supposée constante : $v'(.) = m > 0$ et $v'' = 0$. Nous discuterons cette hypothèse d'utilité marginale constante dans la prochaine section (5.4).

TAB. 5.1 – Résultats de statique comparative

| | Epargne | | | Processus de régénération | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $x_1^*$ | $x_2^*$ | $s^*$ | $x_1^*$ | $x_2^*$ | $q^*$ |
| Richesse initiale, période 1 : $Y_1$ | $-$ | $-$ | $+$ | $-$ | 0 | $+$ |
| Richesse initiale, période 2 : $Y_2$ | $-$ | $-$ | $-$ | 0 | $-$ | 0 |
| Stock initial de forêt : $Q$ | $+$ | $-$ | $+$ | $+$ | 0 | $+$ |
| Prix du bois, période 1 : $p_1$ | $+^\diamond$ | $-$ | $+$ | $+^\diamond$ | 0 | $+$ |
| Prix du bois, période 2 : $p_2$ | $-$ | $+^\diamond$ | $-$ | 0 | $+^\diamond$ | 0 |
| Taux de rendement de l'épargne : $R$ | $+^\diamond$ | $-$ | $+^\diamond$ | | | |
| Coût du processus de régénération : $c(q)$ | | | | $+^\diamond$ | 0 | $-$ |
| Espérance de risque : $E(\theta)$ | $-$ | $+$ | $-$ | $-$ | 0 | $-$ |

$\diamond$ Ces résultats sont obtenus si le coefficient d'aversion partielle au risque est inférieur à 1 ; autrement, des résultats ambigus émergent.

- *Effets revenu/stock*

Nos résultats concernant une hausse du revenu de première période $Y_1$ et du stock initial de bois $Q$, sur les décisions de prévention et de couverture, sont standards. Nous constatons des effets revenu/stock positifs pour les mesures de prévention et de couverture, ce qui signifie que l'épargne et le processus de régénération sont des biens supérieurs. Concernant $Y_2$, il est intuitif que l'effet soit négatif sur le montant d'épargne $s$ puisque, le propriétaire anticipant une hausse du revenu de période 2 a besoin de moins épargner en période 1 afin de conserver son niveau de consommation constant en période 2.

Remarquons que plusieurs solutions existent afin d'accroître les mesures de prévention et de couverture contre les risques naturels entreprises par les propriétaires. L'indemnisation des services d'aménités fournis par le peuplement forestier permettrait d'accroître le revenu du propriétaire. De la même façon, des actions en faveur de l'investissement forestier permettrait d'accroître le stock de bois.

- *Effets prix*

Une hausse du prix du bois en première période engendre une hausse de la récolte de période 1 et de l'utilisation de l'épargne et du processus de régénération comme moyen de protection contre les risques naturels. Nous observons des effets prix positifs pour l'épargne et le processus de régénération. L'impact d'une hausse de $p_1$ sur $x_1$ peut être décomposé en deux effets : un effet revenu négatif ($\frac{dx_1}{dY_1} < 0$) et un effet substitution positif. L'utilisation du coefficient d'aversion partielle au risque nous permet d'affirmer que, si le coefficient est inférieur à 1, l'effet substitution l'emporte sur l'effet revenu de sorte que, le propriétaire accroît $x_1$ de façon à être plus riche. Ce niveau plus élevé de richesse permet au propriétaire de réduire la récolte de période 2, tout en maintenant la consommation de seconde période constante, comme nous l'observons pour l'épargne.

Une hausse du prix du bois en période 1 incite le propriétaire à adopter des mesures de prévention ou de couverture. En conséquence, l'établissement de prix plancher pour le bois garantirait au propriétaire que le prix ne chute pas en dessous de ce seuil. Le fait de supporter artificiellement les prix empêcherait à ceux-ci de s'effondrer comme ce fut le cas par exemple après les tempêtes de décembre 1999 en France. La garantie d'un revenu minimum, via la fixation de prix plancher, encouragerait les propriétaires à protéger leurs peuplements des dégâts naturels.

Une hausse du prix du bois en seconde période réduit la récolte de période 1 et l'utilisation de l'épargne alors que ces deux effets sont nuls pour le processus de régénération. L'impact d'un accroissement de $p_2$ sur la récolte de période 2 est positif pour les deux instruments. Nous avons un effet revenu négatif ($\frac{dx_2}{dY_2} < 0$) et un effet substitution positif. Si le coefficient d'aversion partielle au risque est inférieur à 1, l'effet substitution domine l'effet revenu, de sorte que le propriétaire accroît $x_2$.

- *Effets coûts d'opportunité*

Le tableau 5.1 fait apparaître que l'impact d'une hausse du taux de rendement de la pratique financière est positif sur la récolte de période 1 et l'accumulation d'épargne alors que l'effet est négatif sur la récolte de période 2. Bien que ces deux effets soient opposés (un effet revenu négatif et un effet substitution positif), si le coefficient d'aversion partielle au risque est inférieur à 1, nous pouvons affirmer que lorsque $R$ augmente, le propriétaire accroît la récolte de période 1 afin d'être plus riche.

L'impact d'une hausse du coût du processus de régénération est positif sur la récolte de période 1 si le coefficient d'aversion partielle au risque est inférieur à 1, nul sur la récolte de période 2 et finalement, négatif sur l'instauration du processus de régénération. Comme le coût du processus de régénération augmente, le propriétaire réduit $q$, c'est-à-dire le stock d'arbres régénérés, parce qu'il devient de plus en plus onéreux pour lui de régénérer une partie de sa forêt.

- *Effet risque*

Nous observons qu'une hausse de $E(\theta)$ réduit la récolte de période 1 et l'utilisation de l'épargne ou du processus de régénération. Nous remarquons également qu'une hausse de $E(\theta)$ génère une hausse de la récolte de seconde période. L'information concernant $\theta$ est révélée au début de la seconde période, de sorte que lorsque le propriétaire apprend que $E(\theta)$ augmente, il accroît la récolte de période 2 afin de subir des pertes moins importantes en cas de catastrophe.

En conclusion, une hausse du revenu de première période, du stock de bois initial ou du prix du bois en période 1 permettrait d'accroître l'épargne du propriétaire et le nombre d'arbres régénérés. Des solutions existent donc afin d'inciter les propriétaires à se prémunir contre les risques naturels. Nous remarquons que de nombreux résultats de statique comparative sont identiques pour les deux instruments, ce qui semble conforter notre résultat de la proposition 15 selon lequel épargne et processus de régénération peuvent être des substituts.

## 5.4 Solutions en coin et extensions

Les résultats présentés jusqu'alors reposent sur trois restrictions : 1/ $x_1 > 0$ et $x_2 > 0$ ; 2/ l'utilité retirée des services d'aménités est constante et égale à $m$ ; 3/ la résolution de l'incertitude est tardive, dans le sens où la valeur de la variable aléatoire $\theta$ est résolue à la fin du processus de croissance. Nous présentons ici l'analyse des solutions en coin qui permet de lever le premier jeu de restrictions, ainsi que deux extensions permettant de lever les deux restrictions suivantes.

### 5.4.1 Règles de récolte

Nous traitons ici explicitement le cas où les contraintes de faisabilité associées à la récolte de seconde période sont saturées. En période 2, de telles contraintes jouent le rôle d'un mécanisme auto-restrictif ou d'un comportement précautionneux qui pousse le propriétaire à ne pas récolter plus que le plus petit stock de bois pouvant exister au début de la période 2 (c'est-à-dire dans le cas où la croissance forestière réalisée est la plus faible possible).

Dans le modèle avec épargne, en considérant les conditions (5.6), (5.7) et (5.8), les conditions de premier ordre pour une solution en coin avec $s > 0$, $x_1 > 0$ mais $x_2 = \underline{\theta} g(Q - x_1)$ sont données par les trois équations suivantes :

$$\pi_1' u_1' = m(1 + \delta g' E(\theta)) + \gamma \underline{\theta} g' \tag{5.26}$$

$$\pi_2' u_2' - m = \frac{\gamma}{\delta} \tag{5.27}$$

$$u_1' = \delta R u_2' \tag{5.28}$$

puisque $\mu = \sigma = 0$ mais $\gamma > 0$ car la contrainte de faisabilité associée à $x_2$ est saturée. La condition (5.9) n'est toujours pas pertinente lors de l'analyse de l'épargne. Plus précisément, remarquons que la condition (5.27) implique $\pi_2' u_2' > m$ en $x_2^* = \underline{\theta} g(k_1^*)$, ce qui signifie que le niveau de satisfaction du propriétaire forestier (utilité espérée intertemporelle) s'accroît en $x_2^* = \underline{\theta} g(k_1^*)$. En conséquence, si la contrainte auto-restrictive sur la récolte de seconde période était relaxée (ou considérons qu'elle disparaisse totalement), alors le propriétaire pourrait profiter de l'opportunité d'accroître un peu sa récolte de seconde période, car ceci améliorerait son bien être. Dans un sens, la condition (5.27) suggère que plus la valeur de l'utilité marginale des services d'aménités ($m$) est faible, plus il est probable que cette solution en coin se réalise.

Dans le modèle avec processus de régénération, en considérant les conditions (5.6), (5.7) et (5.9), les conditions de premier ordre pour une solution en coin avec $q > 0$, $x_1 > 0$ et $x_2 = \underline{\theta} g(Q - x_1) + q$ sont :

$$\pi_1' u_1' = m(1 + \delta g' E(\theta)) + \gamma \underline{\theta} g' \tag{5.29}$$

$$\pi_2' u_2' = m + \frac{\gamma}{\delta} \tag{5.30}$$

$$c u_1' = \delta m + \gamma \tag{5.31}$$

puisque $\lambda = \sigma = 0$ mais $\gamma > 0$ car la contrainte de faisabilité associée à $x_2$ est saturée. La condition (5.8) n'est toujours pas pertinente lors de l'analyse du processus de régénération.

La proposition et le corollaire qui vont suivre résument ces résultats :

**Proposition 21** *:*

*A) Dans le modèle avec épargne, lorsque* $R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} > \frac{1}{\delta}$*, pour une solution telle que* $x_2 = \underline{\theta} g(k_1)$*, la règle de récolte de période 1 satisfait :*

$$g'(Q - x_1^*) = \left[\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right] \times \left[\left(\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) - 1\right)\underline{\theta} + E(\theta)\right]^{-1} \tag{5.32}$$

*sachant que* $s^*$ *est donnée par la condition (5.28).*

*B) Dans le modèle avec processus de régénération, lorsque* $\frac{\pi_1'}{c} > \frac{1}{\delta}$*, pour une solution telle que* $x_2 = \underline{\theta} g(k_1) + q$*, la règle de récolte de période 1 satisfait :*

$$g'(Q - x_1^*) = \left[\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) \frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right] \times \left[\left(\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) - 1\right)\underline{\theta} + E(\theta)\right]^{-1} \tag{5.33}$$

*sachant que* $q^*$ *est donné par la condition (5.31).*

**Démonstration.**

A) Dans le modèle avec épargne, la condition (5.27) nous indique $\pi_2' u_2' - \frac{m}{\delta} = \gamma$ alors que (5.28) donne : $u_1' = \delta R u_2'$. Lorsque nous substituons ces deux expressions dans (5.26), nous avons :

$$g' = \left[\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right] \times \left[\left(\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) - 1\right)\underline{\theta} + E(\theta)\right]^{-1} \tag{5.34}$$

Notons que selon (5.27), nous obtenons que $\frac{\pi_2' u_2'}{m} > 1$ et ainsi $R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} > \frac{1}{\delta}$ est une condition suffisante pour garantir un $x_1 > 0$ satisfaisant la condition (5.34). Finalement, (5.34) donne la règle de récolte de période 1, (5.28) indique le niveau optimal d'épargne, alors que la valeur de $\gamma$ résulte de la condition (5.27).

B) Dans le modèle avec processus de régénération, la condition (5.30) indique : $\gamma = \delta(\pi_2' u_2' - m)$ et (5.31) définit $u_1' = \frac{\delta m}{c} + \gamma$. En introduisant ces deux expressions dans (5.29), nous avons ainsi :

$$g' = \left[ \left( \frac{\pi_2' u_2'}{m} \right) \frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta} \right] \times \left[ \left( \left( \frac{\pi_2' u_2'}{m} \right) - 1 \right) \underline{\theta} + E(\theta) \right]^{-1} \tag{5.35}$$

Selon (5.30), nous avons $\frac{\pi_2' u_2'}{m} > 1$ et ainsi $\frac{\pi_1'}{c} > \frac{1}{\delta}$ est une condition suffisante pour garantir $x_1 > 0$ satisfaisant (5.35). La résolution de (5.35)-(5.30)-(5.31) donne respectivement la règle optimale de récolte de période 1, $\gamma$ et le nombre optimal d'arbres à régénérer. ■

De plus, nous obtenons le résultat suivant :

**Corollaire 22** *:*

*A) Dans les deux modèles (épargne et processus de régénération), le montant optimal de récolte de période 1 quand la contrainte de faisabilité de la récolte de seconde période est saturée est plus élevé que lorsqu'elle n'est pas saturée.*

*B) Dans le modèle avec épargne, l'épargne accumulée est plus importante quand la contrainte de faisabilité de la récolte de seconde période est saturée que lorsqu'elle ne l'est pas.*

*C) Dans le modèle avec processus de régénération, le nombre d'arbres régénérés est plus élevé quand la contrainte de faisabilité de la récolte de seconde période est saturée que lorsqu'elle ne l'est pas.*

**Démonstration.**

A) Nous fournissons la preuve de ce résultat tout d'abord pour le modèle avec épargne et ensuite pour celui avec processus de régénération.

<u>*Epargne*</u> :

La démonstration consiste à comparer les termes de droite de (5.16) et (5.32). Sous la condition $R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} > \frac{1}{\delta}$, nous avons :

$$\frac{1}{E(\theta)}\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) \gtrless \left[\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right] \times \left[\left(\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) - 1\right)\underline{\theta} + E(\theta)\right]^{-1}$$

Notons $A = \frac{\pi_2' u_2'}{m}$, l'expression ci-dessus s'écrit alors :

$$\begin{aligned}
\frac{1}{E(\theta)}\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) &\gtrless \frac{1}{E(\theta) + (A-1)\underline{\theta}} \times \left(A\frac{R\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) \\
E(\theta)\left(A\frac{R\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) &\gtrless (E(\theta) + (A-1)\underline{\theta}) \times \left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) \\
E(\theta)\left(A\frac{R\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) &\gtrless E(\theta)\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) + (A-1)\underline{\theta}\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) \\
E(\theta)\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) + E(\theta)R\frac{\pi_1'}{\pi_2'}(A-1) &\gtrless E(\theta)\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) + (A-1)\underline{\theta}\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) \\
E(\theta)R\frac{\pi_1'}{\pi_2'}(A-1) &\gtrless (A-1)\underline{\theta}\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right)
\end{aligned}$$

Comme $A - 1 > 0$, cette dernière expression s'écrit :

$$\begin{aligned}
E(\theta)R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} &\gtrless \underline{\theta}\left(R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\right) \\
(E(\theta) - \underline{\theta})R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} &\gtrless -\frac{\underline{\theta}}{\delta}
\end{aligned}$$

Cette dernière inégalité est toujours vraie car $E(\theta) > \underline{\theta}$. Par conséquent, étant donné que les termes de gauche de (5.16) et (5.32) sont une fonction croissante de $x_1$, il ressort que la valeur d'équilibre de $x_1$ satisfaisant (5.32) est plus faible que celle satisfaisant (5.16) et donc qu'au final nous avons : $(E(\theta) - \underline{\theta})R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} > -\frac{\theta}{\delta}$.

<u>*Processus de régénération*</u> :

La démonstration consiste à comparer les termes de droite de (5.24) et (5.33). Sous la condition $\frac{\pi_1'}{c} > \frac{1}{\delta}$, nous avons :

$$\frac{1}{E(\theta)}\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) \gtrless \left[\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right)\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right] \times \left[\left(\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) - 1\right)\underline{\theta} + E(\theta)\right]^{-1}$$

Notons $A = \frac{\pi_2' u_2'}{m}$, l'expression ci-dessus s'écrit alors :

$$\begin{aligned}
\frac{1}{E(\theta)}\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) &\gtrless \frac{1}{E(\theta) + (A-1)\underline{\theta}} \times \left(A\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) \\
E(\theta)\left(A\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) &\gtrless (E(\theta) + (A-1)\underline{\theta}) \times \left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) \\
E(\theta)\left(A\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) &\gtrless E(\theta)\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) + (A-1)\underline{\theta}\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) \\
E(\theta)\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) + E(\theta)\frac{\pi_1'}{c}(A-1) &\gtrless E(\theta)\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) + (A-1)\underline{\theta}\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) \\
E(\theta)\frac{\pi_1'}{c}(A-1) &\gtrless (A-1)\underline{\theta}\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right)
\end{aligned}$$

Comme $A - 1 > 0$, cette dernière expression s'écrit :

$$\begin{aligned}
E(\theta)\frac{\pi_1'}{c} &\gtrless \underline{\theta}\left(\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\right) \\
(E(\theta) - \underline{\theta})\frac{\pi_1'}{c} &\gtrless -\frac{\underline{\theta}}{\delta}
\end{aligned}$$

Cette dernière inégalité est toujours vraie car $E(\theta) > \underline{\theta}$. Par conséquent, étant donné que les termes de gauche de (5.24) et (5.33) sont une fonction croissante de $x_1$, il ressort que la valeur d'équilibre de $x_1$ satisfaisant (5.33) est plus faible que celle satisfaisant (5.24) et donc que, au final nous avons : $(E(\theta)-\underline{\theta})\frac{\pi_1'}{c} > -\frac{\theta}{\delta}$.

B) Nous devons comparer l'épargne optimale obtenue en considérant une solution intérieure (5.15) à celle obtenue pour une solution en coin (5.28). La condition (5.27) nous donne : $u_2' = \frac{1}{\pi_2'}(\frac{\gamma}{\delta}+m)$. En l'insérant dans (5.28), nous avons $u_1' = \frac{\delta R}{\pi_2'}(m+\frac{\gamma}{\delta})$. Nous devons maintenant comparer cette dernière expression avec (5.15). Nous observons que toutes deux définissent $u_1'$, il suffit donc de comparer leurs termes de droite. Nous observons que $\frac{\delta R}{\pi_2'} < \frac{\delta R}{\pi_2'}(m+\frac{\gamma}{\delta})$. La valeur de $s$ qui satisfait (5.28) est donc plus élevée que celle satisfaisant (5.15).

C) Nous comparons le processus de régénération optimal obtenu en considérant une solution intérieure (5.23) à celui obtenu pour une solution en coin (5.31). La condition (5.31) indique : $u_1' = \frac{1}{c}(\delta m+\gamma)$ alors que (5.23) donne : $u_1' = \delta m+\gamma$. Comme $c > 0$, nous avons $\frac{1}{c}(\delta m+\gamma) > \delta m+\gamma$. Ainsi, la valeur de $q$ qui satisfait (5.31) est plus élevée que celle satisfaisant (5.23). ■

Le corollaire 22 implique que, si le propriétaire s'impose une contrainte auto-restrictive sur la récolte de seconde période, alors cela le conduit à compenser avec un niveau plus élevé de récolte en période 1. Simultanément, l'instrument disponible (épargne ou processus de régénération) est accru à un niveau plus élevé car il est utilisé pour transférer le revenu additionnel de la récolte de période 1 vers la période 2 afin de permettre le lissage de la consommation. Ce résultat reflète que le choix de la stratégie de récolte et de prévention ou de couverture est destiné à atteindre un meilleur lissage de la consommation entre les deux périodes.

### 5.4.2 Les services d'aménités concaves

Nous estimons l'impact de la forme de l'utilité dérivée des services d'aménités en considérant une utilité concave. Nous nous focalisons uniquement sur la solution intérieure mais la même analyse peut être effectuée lorsque la contrainte de faisabilité est saturée.

Pour commencer, notons que les résultats indiqués dans la proposition 20 sont vrais que la valeur future des services d'aménités soit connue avec certitude ou non : étant donnée la valeur terminale (positive) correspondant à l'utilité des services d'aménités, le propriétaire limite volontairement la récolte dans les deux périodes. Mais lorsque $m \to 0$, le propriétaire se comporte de plus en plus comme un maximisateur de profit. A contrario, une situation où le propriétaire a une utilité concave pour les services d'aménités signifie que le propriétaire présente de l'aversion à l'incertitude associée à la valeur future du peuplement puisqu'il n'apprécie pas l'étalement du choc $\theta$ sur $[\underline{\theta}, \overline{\theta}]$.

**Proposition 23** *:*

*A) Dans le modèle avec épargne, lorsque $x_2 < \underline{\theta} g(Q - x_1)$, alors toutes choses égales par ailleurs les règles de récolte pour les deux périodes peuvent conduire à un niveau de récolte plus élevé avec une utilité concave pour les services d'aménités qu'avec une utilité linéaire. Mais le résultat inverse peut également être obtenu.*

*B) Dans le modèle avec processus de régénération, lorsque $x_2 < \underline{\theta} g(Q - x_1) + q$, alors toutes choses égales par ailleurs les règles de récolte pour les deux périodes peuvent conduire à un niveau de récolte plus élevé avec une utilité concave pour les services d'aménités qu'avec une utilité linéaire. Mais le résultat inverse peut également être obtenu.*

**Démonstration.**

A) Plaçons nous dans le modèle avec épargne et considérons que la fonction d'utilité pour les services d'aménités est concave. Le fait de relaxer l'hypothèse d'utilité marginale constante pour les services d'aménités conduit aux conditions de premier ordre suivantes :

$$\pi_1' u_1' = v_1' + \delta g' E(\theta v_2') \tag{5.36}$$

$$\pi_2' u_2' = E(v_2') \tag{5.37}$$

$$u_1' = \delta R u_2' \tag{5.38}$$

La condition (5.37) nous donne $u_2' = \frac{E(v_2')}{\pi_2'}$. Lorsque nous l'insérons dans (5.38), nous avons : $u_1' = \delta R \left(\frac{E(v_2')}{\pi_2'}\right)$. En intégrant cette dernière dans (5.36), nous obtenons :

$$\begin{aligned} R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\frac{v_1'}{E(v_2')} &= g'\frac{E\theta v_2'}{E(v_2')} > 0 \\ &\Downarrow \\ R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta}\frac{v_1'}{E(v_2')} &= g'\left[E(\theta) + \frac{cov(\theta, v_2')}{E(v_2')}\right] \end{aligned} \tag{5.39}$$

avec $cov(\theta, v_2') < 0$. Nous devons maintenant comparer (5.39) qui correspond à la règle de récolte de période 1 avec services d'aménités concaves à la condition (5.16) constituant son homologue avec services d'aménités linéaires. En réécrivant (5.16) comme suit : $g'E(\theta) = R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{c}$ alors la comparaison est plus aisée. Le fait de considérer des services d'aménités concaves a deux effets. D'un coté, cela réduit l'estimation du propriétaire forestier du produit marginal ajusté au risque du processus de croissance forestière puisque $g'\left[E(\theta) + \frac{cov(\theta, v_2')}{E(v_2')}\right] < g'E(\theta)$. Etant donnée la concavité de

$v$, la dispersion du choc $\theta$ est perçue comme un coût (le prix du risque) qui affecte sa perception de la productivité naturelle du processus de croissance. Par conséquent, ce premier effet a un impact négatif sur la décision de récolte de première période. De l'autre coté, une utilité non-linéaire pour les services d'aménités modifie l'arbitrage entre aménités à la période 1 et à la période 2 via le ratio $\frac{E(v_2')}{v_1'} \gtrless 1$. Cependant, ces deux effets sont ambigus. De plus, ils peuvent avoir soit la même influence soit une influence opposée. Ce résultat dépend en particulier des caractéristiques du risque et des propriétés de la fonction $v$.

La condition (5.37) indique que la règle de récolte de période 2 avec aménités concaves satisfait :

$$\pi_2' u_2' = E(v_2')$$

Lorsque nous comparons cette règle de récolte avec celle obtenue dans le cas d'une utilité linéaire (c'est-à-dire la condition (5.11)), alors nous remarquons que le résultat dépend de : $m \lesseqgtr E(v_2')$. Une fois encore, cela requiert davantage de restrictions sur la fonction $v$ et sur la distribution de probabilités de $\sigma$.

B) Considérons le modèle avec processus de régénération et une fonction d'utilité concave pour les services d'aménités. Les conditions de premier ordre pour le modèle avec processus de régénération sont alors :

$$\pi_1' u_1' = v_1' + \delta E(\theta v_2') g' E(\theta v_2') \tag{5.40}$$

$$\pi_2' u_2' = E(v_2') \tag{5.41}$$

$$c u_1' = \delta E(v_2') \tag{5.42}$$

La condition (5.42) définit $u_1' = \frac{\delta E(v_2')}{c}$. Intégrer cette dernière expression dans

(5.40) conduit à :

$$\begin{aligned}
\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\frac{v_1'}{E(v_2')} &= g'\frac{E\theta v_2'}{Ev_2'} > 0 \\
&\Downarrow \\
\frac{\pi_1'}{c} - \frac{1}{\delta}\frac{v_1'}{E(v_2')} &= g'\left[E(\theta) + \frac{cov(\theta, v_2')}{E(v_2')}\right] \qquad (5.43)
\end{aligned}$$

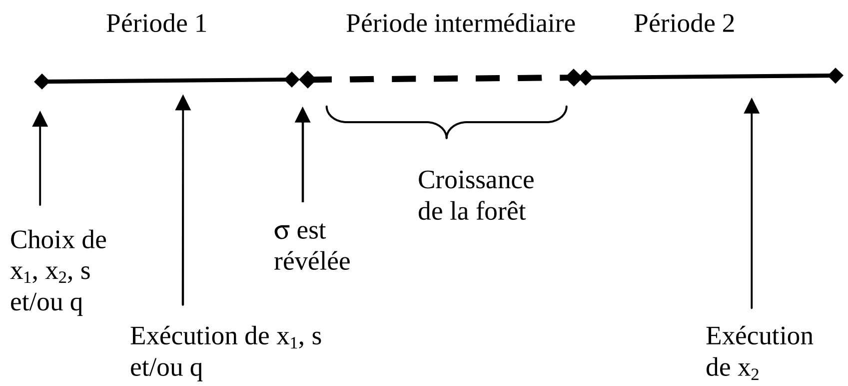
avec $cov(\theta, v_2') < 0$. Nous devons désormais comparer (5.43), c'est-à-dire la règle de récolte de période 1 avec aménités concaves à celle obtenue en considérant une utilité linéaire (condition (5.24)). La condition (5.24) peut être réécrite comme suit : $g'E(\theta) = R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{c}$. Tout dépend alors, comme dans le cas de l'épargne, de la comparaison entre $g'\left[E(\theta) + \frac{cov(\theta,v_2')}{E(v_2')}\right]$ et $g'E(\theta)$ et de $\frac{E(v_2')}{v_1'} \gtrless 1$.

L'effet de la concavité des services d'aménités sur la règle de récolte de période 2 dépend, comme dans le modèle avec épargne, de : $m \lesseqgtr E(v_2')$, ce qui requiert des restrictions sur la fonction $v$ et sur $\sigma$. ■

### 5.4.3 Résolution tardive *versus* précoce de l'incertitude

Dans cette section, nous considérons encore que $v' = m$ afin d'introduire une autre représentation de l'incertitude, appelée résolution précoce de l'incertitude, qui est associée à la variable aléatoire $\psi$. La valeur de cette variable aléatoire $\psi$ est résolue au début du processus de croissance, comme indiqué sur la figure 5.2.

FIG. 5.2 – Résolution précoce de l'incertitude




Dorénavant, l'aléa naturel se produit avant la période intermédiaire de sorte que $\psi$ est révélée et observée par le propriétaire à la fin de la période 1 (au début de la période intermédiaire), et ainsi, avant l'exécution de la décision relative à la récolte de seconde période. La valeur du peuplement à la fin du processus de croissance et avant que la récolte ne soit effectuée est donc $g(\psi k_1)$. Les réalisations possibles de $\psi$ sont décrites en fonction d'une distribution de probabilités supposée connue par le propriétaire au début de la période 1 et représentée par une fonction cumulative notée $L(\psi)$ définie sur $[\underline{\psi}, \overline{\psi}] \subset [0, 1]$ et avec une densité $l(\psi) > 0$.

Remarquons que nous pouvons choisir $\underline{\psi}$ très proche de 0, ce qui peut être interprété comme l'occurrence d'un événement catastrophique impliquant une destruction complète de la forêt. Dans ce cas, toute décision de récolte telle que $x_2 > 0$ prise en période 1 apparaît comme non réalisable. En revanche, lorsque $\psi \to 1$, l'événement correspond à la meilleure issue possible pour le propriétaire forestier (absence de dommage).

La règle optimale de récolte de première période pour le modèle avec épargne est définie comme suit :

i) si $x_2 < \underline{\theta} g(k_1)$, alors la récolte optimale de première période est telle que :

$$R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta} = E(\psi g'(\psi k_1^*)) \tag{5.44}$$

En effet, (5.12) nous indique que $u_1' = \delta R u_2'$ et (5.11) que : $u_2' = \frac{m}{\pi_2'}$. Lorsque nous substituons ces deux expressions dans (5.10), nous avons :

$$\pi_1' \delta R \frac{m}{\pi_2'} = m(1 + \delta E(\psi g'(\psi k_1^*)))$$

qui se simplifie en (5.44).

ii) si $x_2 = \underline{\theta} g(k_1)$, alors la récolte optimale de première période satisfait :

$$\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta} = \left(\left(\frac{\pi_2' u_2'}{m}\right) - 1\right) g'(\underline{\psi} k_1^*))\underline{\psi} + E(\psi g'(\psi k_1^*)) \tag{5.45}$$

Il est vrai que (5.27) définit $\gamma = \delta(\pi_2' u_2' - m)$ alors que (5.28) donne : $u_1' = \delta R u_2'$. Intégrer ces deux expressions dans (5.26) conduit à :

$$\delta R u_2' \pi_1' = m + \delta m E(\psi g'(\psi k_1^*)) + (\delta(\pi_2' u_2' - m))\, \underline{\psi} g'(\psi k_1^*)$$

qui se simplifie en (5.45).

La règle optimale de récolte de première période pour le modèle avec processus de régénération se définie comme suit :

i) si $x_2 < \underline{\theta} g(k_1) + q$, alors la récolte optimale de première période est telle que :

$$\frac{\pi_1}{c} - \frac{1}{\delta} = E(\psi g'(\psi k_1^*)) \tag{5.46}$$

En effet, (5.20) définit $u_1' = \frac{\delta m}{c}$ et lorsque nous insérons cette dernière expression dans (5.18) nous obtenons :

$$\pi_1' \frac{\delta m}{c} = m + \delta m E(\psi g'(\psi k_1^*))$$

qui après simplification devient (5.46).

ii) si $x_2 = \underline{\theta} g(k_1) + q$, alors la récolte optimale de première période satisfait :

$$\frac{\pi_1}{c} - \frac{1}{\delta} = \left(\frac{\pi_2' u_2'}{m} - 1\right) g'(\underline{\psi} k_1) \underline{\psi} + E(\psi g'(\psi k_1^*)) \tag{5.47}$$

La condition (5.30) nous indique $\gamma = \delta(\pi_2' u_2' - m)$ et (5.31) définit $u_1'$. En intégrant ces deux expressions dans (5.29) nous avons :

$$\frac{\pi_1'}{c}(\delta m + \gamma) = m + \delta m E(\psi g'(\psi k_1^*)) + (\delta(\pi_2' u_2' - m)) \, \underline{\psi} g'(\psi k_1^*)$$

qui après simplification devient (5.47).

Nous prouvons le résultat suivant :

**Proposition 24** *:*

*Quel que soit le modèle (épargne ou processus de régénération), que la contrainte de faisabilité soit saturée ou non, alors, toutes choses égales par ailleurs, la règle de récolte de période 1 conduit à un niveau plus élevé de récolte avec une résolution* *tardive de l'incertitude qu'avec une résolution précoce.*

**Démonstration.** Le résultat est vrai quel que soit le modèle puisque pour toutes paires de variables aléatoires $X, Z$, nous avons la définition $E(XZ) = E(X)E(Z) + cov(X, Z)$. Ainsi, considérons par exemple le modèle avec épargne et ses solutions lorsque la contrainte de faisabilité n'est pas saturée. Nous devons alors comparer la règle de récolte de période 1 lorsque la résolution de l'incertitude est tardive (condition (5.16)) et lorsqu'elle est précoce (condition (5.44)).
Considérons que les distributions de probabilités de $\theta$ et $\psi$ ont la même moyenne $E(\theta) = E(\psi)$. En utilisant le terme de droite de la condition (5.44), nous pouvons écrire : $E(\psi g'(k_1^*)) = E(\psi)E(g'(\psi k_1^*)) + cov(\psi, g'(\psi k_1^*)) > 0$. Etant donné la concavité de $g$, comme $\psi$ augmente, alors $g'(\psi k_1^*)$ se réduit, impliquant que $cov(\psi, g'(\psi k_1^*)) < 0$. Par conséquent :

$$\begin{aligned} R\frac{\pi_1'}{\pi_2'} - \frac{1}{\delta} &= E(\psi g'(\psi k_1^*)) \\ &= E(\psi)E(g'(\psi k_1^*)) + cov(\psi, g'(\psi k_1^*)) \\ &< E(\psi)E(g'(\psi k_1^*)) \end{aligned}$$

et comme $E(\theta) = E(\psi)$, alors le terme de gauche de (5.16) est supérieur à celui de (5.44), conduisant à un montant plus élevé de récolte en période 1 avec une résolution tardive de l'incertitude. ■

La proposition 24 montre l'importance des hypothèses sur lesquelles repose le modèle. Ainsi, le fait d'opter pour une résolution tardive de l'incertitude conduit le propriétaire à récolter davantage en période 1 que dans une situation où la résolution de l'incertitude est précoce.

## 5.5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous développons un modèle théorique dynamique afin d'analyser le comportement d'un propriétaire forestier dans un processus de gestion forestière risquée. Nous comparons deux activités permettant de gérer les risques : l'épargne qui agit sur le risque de revenu et le processus de régénération qui permet de lutter contre le risque de croissance. Dans ce travail, il y a plusieurs contributions. Premièrement, nous fournissons une comparaison de deux mesures, l'épargne et un processus de régénération. Dans ce contexte, nous montrons que sous certaines hypothèses, l'accumulation d'épargne et un processus de régénération peuvent être des instruments parfaitement substituables pour le propriétaire. Deuxièmement, nous analysons l'impact des services d'aménités sur les décisions optimales de récolte. Nous montrons que la valorisation de ces services par le propriétaire, le conduit à récolter moins. Troisièmement, nous développons la statique comparative des deux stratégies en étudiant l'effet de chaque paramètre et de l'incertitude sur les décisions optimales. Nous montrons ainsi que des solutions existent afin d'inciter les propriétaires forestiers à se prémunir contre les risques. Enfin, nous présentons deux extensions. La première concerne la spécification de la fonction d'utilité pour les services d'aménités alors que la seconde porte sur la résolution de l'incertitude. Par conséquent, dans nos extensions nous considérons une fonction d'utilité concave pour les aménités par opposition à une utilité constante, et une résolution de l'incertitude précoce plutôt que tardive. Nous montrons que ces modifications ont un impact sur les résultats.

# Annexe A

# Conditions de second ordre

La matrice des dérivées secondes pour le modèle avec épargne est :

$$
\begin{aligned}
\Delta &= \begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & V_{x_1x_2} & V_{x_1s} \\ V_{x_2x_1s} & V_{x_2x_2s} & V_{x_2s} \\ V_{sx_1} & \delta V_{sx_2} & V_{ss} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & 0 & V_{x_1s} \\ 0 & V_{x_2x_2} & V_{x_2s} \\ V_{sx_1} & \delta V_{sx_2} & V_{ss} \end{vmatrix} \\
&= \begin{vmatrix} \left(\pi_1'\right)^2 u_1'' + m\delta E(\theta) g''(k_1) & 0 & -\pi_1' u_1'' \\ 0 & \left(\pi_2'\right)^2 u_2'' & R\pi_2' u_2'' \\ -\pi_1' u_1'' & \delta R \pi_2' u_2'' & u_1'' + \delta R^2 u_2'' \end{vmatrix}
\end{aligned}
$$

Les conditions de second ordre sont vérifiées si les mineurs alternent en signes :

$$
\begin{aligned}
V_{x_1x_1} &< 0 \\
\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & V_{x_1x_2} \\ V_{x_2x_1} & V_{x_2x_2} \end{vmatrix} &> 0 \\
\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & V_{x_1x_2} & V_{x_1s} \\ V_{x_2x_1} & V_{x_2x_2} & V_{x_2s} \\ V_{sx_1} & \delta V_{sx_2} & V_{ss} \end{vmatrix} &< 0
\end{aligned}
$$

Il est facile de montrer que les restrictions sur $u$ et $g$ ($u'' < 0$, $g'' < 0$, $\pi'' \leq 0$) sont suffisantes afin de garantir que les conditions de second ordre sont vérifiées.

# Annexe B

# Résultats de statique comparative

Considérons le modèle avec épargne et la solution intérieure. Etant donné que $\Delta < 0$ (annexe ci-dessus), nous avons :

1/ Un changement de richesse initiale de période 1 : $Y_1$

$$\frac{dx_1}{dY_1} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} -\pi_1' u_1'' & 0 & V_{x_1 s} \\ 0 & V_{x_2 x_2} & V_{x_2 s} \\ u_1'' & \delta V_{s x_2} & V_{ss} \end{vmatrix} < 0$$

$$\frac{dx_2}{dY_1} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1 x_1} & -\pi_1' u_1'' & V_{x_1 s} \\ 0 & 0 & V_{x_2 s} \\ V_{s x_1} & u_1'' & V_{ss} \end{vmatrix} < 0$$

$$\frac{ds}{dY_1} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1 x_1} & 0 & -\pi_1' u_1'' \\ 0 & V_{x_2 x_2} & 0 \\ V_{s x_1} & \delta V_{s x_2} & u_1'' \end{vmatrix} > 0$$

2/ Un changement de richesse initiale de période 2 : $Y_2$

$$\frac{dx_1}{dY_2} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} 0 & 0 & V_{x_1s} \\ -\pi_2' u_2'' & V_{x_2x_2} & V_{x_2s} \\ -\delta R u_2'' & \delta V_{sx_2} & V_{ss} \end{vmatrix} < 0$$

$$\frac{dx_2}{dY_2} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_{1s}} & 0 & V_{x_1s} \\ 0 & -\pi_2 u_2'' & V_{x_2s} \\ V_{sx_1} & -\delta R u_2'' & V_{ss} \end{vmatrix} < 0$$

$$\frac{ds}{dY_2} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_{1s}} & 0 & 0 \\ 0 & V_{x_2x_2} & -\pi_2' u_2'' \\ V_{sx_1} & \delta V_{sx_2} & -\delta R u_2'' \end{vmatrix} < 0$$

3/ Un changement du stock initial de forêt : $Q$

$$\frac{dx_1}{dQ} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} \delta m g''(k_1)E(\theta) & 0 & V_{x_1s} \\ 0 & V_{x_2x_2} & V_{x_2s} \\ 0 & \delta V_{sx_2} & V_{ss} \end{vmatrix} > 0$$

$$\frac{dx_2}{dQ} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_{1s}} & \delta m g''(k_1)E(\theta) & V_{x_1s} \\ 0 & 0 & V_{x_2s} \\ V_{sx_1} & 0 & V_{ss} \end{vmatrix} < 0$$

$$\frac{ds}{dQ} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_{1s}} & 0 & \delta m g''(k_1)E(\theta) \\ 0 & V_{x_2x_2} & 0 \\ V_{sx_1} & \delta V_{sx_2} & 0 \end{vmatrix} > 0$$

4/ Un changement du prix du bois en période 1 : $p_1$

$$\begin{aligned}\frac{dx_1}{dp_1} &= \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} -u_1' - \pi_1' u_1'' x_1 & 0 & V_{x_1 s} \\ 0 & V_{x_2 x_2} & V_{x_2 s} \\ u_1'' x_1 & \delta V_{s x_2} & V_{ss} \end{vmatrix} \\ &= \frac{-\delta u_1'}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_2 x_2} & V_{x_2 s} \\ V_{s x_2} & V_{ss} \end{vmatrix} + \frac{dx_1}{dY_1} x_1\end{aligned}$$

Le signe de $\frac{dx_1}{dp_1}$ est ambigu parce que nous avons un effet revenu négatif associé à un effet substitution positif. Cependant, en utilisant le coefficient d'aversion partielle au risque, nous trouvons que $x_1$ s'accroît lorsque $p_1$ augmente.
En effet, la dernière expression peut être réécrite comme suit :

$$\frac{1}{\Delta}\left\{\pi''(x_2)u'(c_2)\delta R^2 u''(c_2)[-u'(c_1) - \pi'(x_1)u''(c_1)x_1] - u'(c_1)u''(c_1)V_{x_2 x_2}\right\}$$

Le terme $[-u'(c_1) - \pi'(x_1)u''(c_1)x_1]$ est ambigu et peut être réécrit de la façon suivante :

$$u'(c_1)\left[-1 + \left(-\frac{u''(c_1)}{u'(c_1)}\pi'(x_1)x_1\right)\right]$$

Cette dernière expression nous permet d'observer le coefficient d'aversion partielle au risque : $-\frac{u''(c_1)}{u'(c_1)}\pi'(x_1)x_1$. Si ce coefficient est inférieur à 1, alors $\frac{dx_1}{dp_1} > 0$. L'effet substitution l'emporte sur l'effet revenu. Sinon, l'effet d'une hausse de $p_1$ sur $x_1$ est ambigu.

$$\frac{dx_2}{dp_1} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & -u_1' - \pi_1' u_1'' x_1 & V_{x_1s} \\ 0 & 0 & V_{x_2s} \\ V_{sx_1} & u_1'' x_1 & V_{ss} \end{vmatrix}$$

$$= \frac{-u_1'}{\Delta} V_{x_2s} V_{sx_1} + \frac{dx_2}{dY_1} x_1 < 0$$

$$\frac{ds}{dp_1} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & 0 & -u_1' - \pi_1' u_1'' x_1 \\ 0 & V_{x_2x_2} & 0 \\ V_{sx_1} & \delta V_{sx_2} & u_1'' x_1 \end{vmatrix}$$

$$= \frac{-u_1'}{\Delta} V_{x_2x_2} V_{sx_1} + \frac{ds}{dY_1} x_1 > 0$$

5/ Un changement du prix du bois en période 2 : $p_2$

$$\frac{dx_1}{dp_2} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} 0 & 0 & V_{x_1s} \\ -u_2' - \pi_2' u_2'' x_2 & V_{x_2x_2} & V_{x_2s} \\ \delta R u_2'' x_2 & \delta V_{sx_2} & V_{ss} \end{vmatrix}$$

$$= \frac{-u_2'}{\Delta} V_{x_1s} V_{x_2s} + \frac{dx_1}{dY_2} x_2 < 0$$

$$\frac{dx_2}{dp_2} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & 0 & V_{x_1s} \\ 0 & -u_2' - \pi_2' u_2'' x_2 & V_{x_2s} \\ V_{sx_1} & \delta R u_2'' x_2 & V_{ss} \end{vmatrix}$$

$$= \frac{-u_2'}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & V_{x_1s} \\ V_{sx_1} & V_{ss} \end{vmatrix} + \frac{dx_2}{dY_2} x_2$$

Le signe de $\frac{dx_2}{dp_2}$ est ambigu parce que nous avons un effet revenu négatif associé

à un effet substitution positif. Cependant, si nous utilisons le coefficient d'aversion partielle au risque, alors nous trouvons que $x_2$ augmente lorsque $p_2$ croît.
En effet, la dernière expression peut être réécrite comme suit :

$$\frac{1}{\Delta}\left\{u''(c_1)[\pi''(x_1)u'(c_1)+\delta m\theta g''(k_1)][-u'(c_2)-\pi'(x_2)u''(c_2)x_2]\right\}$$

Le terme $[-u'(c_2)-\pi'(x_2)u''(c_2)x_2]$ est ambigu et peut être réécrit de la façon suivante :

$$u'(c_2)\left[-1+\left(-\frac{u''(c_2)}{u'(c_2)}\pi'(x_2)x_2\right)\right]$$

Cette dernière expression met en évidence le coefficient d'aversion partielle au risque : $-\frac{u''(c_2)}{u'(c_2)}\pi'(x_2)x_2$. Si ce coefficient est inférieur à 1, alors $\frac{dx_2}{dp_2}>0$. L'effet substitution domine l'effet revenu. Dans les autres cas, l'effet est indéterminé.

$$\begin{aligned}\frac{ds}{dp_2} &= \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & 0 & 0 \\ 0 & V_{x_2x_2} & -u_2'-\pi_2'u_2''x_2 \\ V_{sx_1} & \delta V_{sx_2} & \delta R u_2'' x_2 \end{vmatrix} \\ &= \frac{u_2'}{\Delta}V_{x_1x_1}\delta V_{sx_2}+\frac{ds}{dY_2}x_2<0\end{aligned}$$

6/ Un changement du taux de rendement de l'épargne : $R$

$$\begin{aligned}\frac{dx_1}{dR} &= \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} 0 & 0 & V_{x_1s} \\ -\pi_2'u_2''s & V_{x_2x_2} & V_{x_2s} \\ -\delta R u_2'' s-\delta u_2' & \delta V_{sx_2} & V_{ss} \end{vmatrix} \\ &= \frac{\delta u_2'}{\Delta}V_{x_1s}V_{x_2x_2}+\frac{dx_1}{dY_2}s\end{aligned}$$

Le signe de $\frac{dx_1}{dR}$ est ambigu parce que nous avons un effet revenu négatif associé à un effet substitution positif. Cependant, si nous utilisons le coefficient d'aversion partielle au risque, alors nous trouvons que $x_1$ croît quand $R$ augmente.
En effet, cette dernière expression peut se réécrire :

$$\frac{1}{\Delta}\left\{\pi''(x_2)u'(c_2)\pi'(x_1)u''(c_1)[-\delta u'(c_2)-\delta Ru''(c_2)s]-\delta u'(c_2)\pi'(x_1)u''(c_1)(\pi'(x_2))^2u''(c_2)\right\}$$

Le terme $[-\delta u'(c_2)-\delta Ru''(c_2)s]$ est ambigu mais peut être réécrit :

$$\delta u'(c_2)\left[-1+\left(-\frac{u''(c_2)}{u'(c_2)}Rs\right)\right]$$

Cette dernière expression nous permet d'observer le coefficient d'aversion partielle au risque : $-\frac{u''(c_2)}{u'(c_2)}Rs$. Si ce coefficient est inférieur à 1, alors $\frac{dx_1}{dR}>0$. L'effet positif l'emporte sur l'effet négatif.

$$\begin{aligned}\frac{dx_2}{dR} &= \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & 0 & V_{x_1s} \\ 0 & -\pi_2'u_2''s & V_{x_2s} \\ V_{sx_1} & -\delta Ru_2''s-\delta u\prime & V_{ss}\end{vmatrix} \\ &= \frac{\delta u_2'}{\Delta}V_{x_1x_1}V_{x_2s}+\frac{dx_2}{dY_2}s<0\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{ds}{dR} &= \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & 0 & 0 \\ 0 & V_{x_2x_2} & -\pi_2'u_2''s \\ V_{sx_1} & \delta V_{sx_2} & -\delta Ru_2''s-\delta u_2'\end{vmatrix} \\ &= \frac{-\delta u_2'}{\Delta}V_{x_1x_1}V_{x_2x_2}+\frac{ds}{dY_2}s\end{aligned}$$

Le signe de $\frac{ds}{dR}$ est ambigu parce que nous avons un effet revenu négatif associé à un effet substitution positif. Cependant, si nous utilisons le coefficient d'aversion partielle au risque, alors nous trouvons $s$ croissant avec $R$.

En effet, cette dernière expression peut se réécrire :

$$\frac{1}{\Delta}\left\{V_{x_1x_1} + \delta\pi''(x_2)u'(c_2)[-u'(c_2) - Ru''(c_2)s]\right\}$$

Le terme $[-u'(c_2) - Ru''(c_2)s]$ est ambigu et peut être réécrit :

$$\delta u'(c_2)\left[-1 + \left(-\frac{u''(c_2)}{u'(c_2)}Rs\right)\right]$$

Cette dernière expression nous permet d'observer le coefficient d'aversion partielle au risque : $-\frac{u''(c_2)}{u'(c_2)}Rs$. Si ce coefficient est inférieur à 1, alors $\frac{ds}{dR} > 0$. L'effet positif domine l'effet revenu. Sinon, le résultat est ambigu.

7/ Un changement de l'espérance de risque : $E(\theta)$

$$\frac{dx_1}{dE(\theta)} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} \delta mg'(k_1) & 0 & V_{x_1s} \\ 0 & V_{x_2x_2} & V_{x_2s} \\ 0 & \delta V_{sx_2} & V_{ss} \end{vmatrix} < 0$$

$$\frac{dx_2}{dE(\theta)} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & \delta mg'(k_1) & V_{x_1s} \\ 0 & 0 & V_{x_2s} \\ V_{sx_1} & 0 & V_{ss} \end{vmatrix} > 0$$

$$\frac{ds}{dE(\theta)} = \frac{1}{\Delta}\begin{vmatrix} V_{x_1x_1} & 0 & \delta mg'(k_1) \\ 0 & V_{x_2x_2} & 0 \\ V_{sx_1} & \delta V_{sx_2} & 0 \end{vmatrix} < 0$$

Ces résultats de statique comparative sont également valables dans le cas d'une solution en coin puisque le seul élément qui change est le terme $V_{x_1x_1}$ dans la matrice $\Delta$. En effet, ce terme devient :$(\pi_1')^2 u_1'' + m\delta E(\theta)g''(k_1) + \mu\underline{\theta}g''(k_1)$. Cependant, dans la mesure où ce terme est également positif, cela n'implique aucune modification des résultats de statique comparative.

# Conclusion et perspectives

Le cadre d'analyse standard de l'économie forestière est celui développé par Faustmann (1849). Des travaux ont ensuite intégré les mesures de prévention dans ce cadre. Toutefois, les décisions de prévention sont figées, il est impossible de les modifier. Or, notre travail de recherche porte en partie sur l'assurance qui est une activité de couverture annuelle et qui peut donc être modifiée tous les ans. Bien que la prévention ait pu être analysé dans ce cadre, il ne semble toutefois pas adapté à l'analyse de l'assurance. De plus, les travaux existants ne permettent pas de résolution analytique. Ceci nous a incité à nous orienter vers une autre littérature, qui est celle d'économie du risque et de l'assurance. Cette littérature propose des outils et une méthodologie sur lesquels se base notre réflexion. Toutefois, l'application au secteur forestier, c'est-à-dire les spécificités de notre problématique, nous a poussé à modifier ce cadre.

Notre étude se démarque ainsi des travaux existants à la fois en économie forestière et en économie du risque et de l'assurance. Premièrement, nos analyses permettent d'obtenir des résultats théoriques sur les comportements microéconomiques individuels des propriétaires forestiers privés en matière de prévention et de couverture contre les risques naturels. Deuxièmement, notre problématique est associée à quatre spécificités, qui ne sont pas traitées simultanément : 1/ existence d'un lien entre l'aléa, le montant du dommage et la valeur de l'actif détenu ; 2/ ambiguïté caractérisant la probabilité d'occurrence des risques naturels ; 3/ présence d'une intervention publique après les catastrophes générant des dégâts importants ; 4/ aspect dynamique de la gestion forestière. La première de ces spécificités nécessite de modifier le cadre standard proposé par l'économie du risque et de l'assurance pour traiter des problèmes de prévention et d'assurance. Les trois autres spécificités, bien qu'étant dans notre cas appliquées au secteur forestier, ont donné lieu à des travaux. Ce sont ces travaux que nous souhaitons modifier et étendre afin de les mettre en adéquation avec notre thématique de recherche. Notre contribution à la littérature d'économie du risque et de l'assurance est donc multiple. Nous revenons sur chacune des spécificités et sur les résultats y étant associés.

La gestion forestière en présence de risque fait apparaître un lien entre l'aléa, le montant du dommage et la valeur de la forêt. Nous représentons ce lien en remplaçant dans les modèles standards un risque additif par un risque multiplicatif. La perte devient ainsi proportionnelle à la valeur de la forêt. Dans ce cadre nous déterminons les montants optimaux d'auto-assurance et d'assurance et nous conduisons des analyses de statique comparative. Nous montrons ainsi que la prise en compte d'un risque multiplicatif modifie, du moins partiellement, les résultats de statique comparative standards. Ces résultats montrent qu'une hausse du coût de l'activité (assurance ou auto-assurance) génère une réduction de l'activité sous les hypothèses IARA et CARA et que le résultat est ambigu sous DARA. Ils prouvent aussi qu'une hausse de la richesse n'a pas d'effet sous CARA alors que l'effet est positif pour IARA et négatif pour DARA. Ces résultats sont vrais pour les deux activités : assurance et auto-assurance. Nos résultats, obtenus avec un risque mutliplicatif, sont identiques en ce qui concerne l'effet d'une hausse du coût de l'activité puisque nous retrouvons les effets richesse et substitution pur standards. En revanche, l'analyse de l'impact d'une hausse de la richesse conduit à des résultats différents. Pour l'auto-assurance, le fait de considérer un risque multiplicatif nous conduit à recourir à l'indice d'aversion partielle au risque plutôt qu'à l'indice d'aversion absolue. Nous montrons ainsi que sous l'hypothèse d'aversion partielle au risque croissante avec la richesse, une hausse de la richesse accroît la prévention. Pour l'assurance, le risque multiplicatif nous conduit à employer l'indice d'aversion relative au risque plutôt que l'indice d'aversion absolue. Nous prouvons que sous l'hypothèse d'aversion relative au risque croissante avec la richesse, une hausse de la valeur du peuplement accroît la demande d'assurance du propriétaire. La faible valeur d'un peuplement forestier pourrait alors expliquer le faible niveau de prévention et de demande d'assurance des propriétaires forestiers privés français.

L'ambiguïté caractérisant la probabilité d'occurrence de certains risques naturels nous a conduit à étudier l'effet de l'aversion à l'ambiguïté sur les choix de prévention et de couverture des propriétaires forestiers privés. Nous montrons que l'aversion à l'ambiguïté accroît la demande d'assurance et les activités d'auto-assurance entreprises par les propriétaires. Ce résultat est par ailleurs confirmé empiriquement lors de notre expérimentation. De ce fait, comme l'aversion au risque a également pour effet d'accroître la prévention et la couverture des individus, nous pouvons affirmer que l'aversion à l'ambiguïté vient renforcer l'aversion au risque des agents.

L'aide publique accordée en cas de catastrophes extrêmes est une pratique courante dans le secteur forestier. Cette intervention se manifeste de différentes façons. Par exemple, en France, l'aide publique est de type forfaitaire, elle est indépendante des comportements de prévention et de couverture des propriétaires. A contrario, au

Danemark, l'aide est conditionnée à la souscription d'une assurance. Cette intervention va influencer les comportements de prévention et de couverture qu'il convient alors d'étudier en présence de soutien public. Nous approfondissons les analyses existantes de deux façons : 1/ nous considérons un risque multiplicatif de façon à ce qu'un lien apparaisse entre l'aléa, le montant du dommage et la valeur de l'actif considéré ; 2/ nous considérons deux types d'aide publique : aide forfaitaire et aide conditionnée. Nous prouvons que c'est en l'absence d'aide publique que le propriétaire a les incitations les plus élevées à se prémunir contre les risques naturels. Nous montrons également qu'il se prémunira davantage si l'Etat lui verse une aide conditionnée que si l'aide est forfaitaire. Ce résultat est ensuite prouvé empiriquement par notre expérience. Enfin, dans le modèle avec aide forfaitaire, nous montrons qu'une hausse du seuil d'intervention réduit la prévention et la couverture du propriétaire forestier alors qu'une hausse du montant de l'aide forfaitaire a un effet inverse (sous l'hypothèse standard DARA).

La gestion forestière est par nature dynamique, ce qui nécessite de considérer un cadre théorique comprenant au moins deux périodes. De plus, la forêt produit des services non-marchands, parallèlement à la production de bois, de sorte que ces services doivent être pris en compte par le propriétaire. Nous construisons un modèle à deux périodes prenant en compte un risque (qui porte sur le taux de croissance du peuplement forestier), la possibilité de se prémunir contre ce risque ainsi que la valorisation des services d'aménités procurés par la forêt. Nous considérons deux instruments de gestion des risques : un instrument de prévention (processus de régénération) et un instrument de couverture (épargne). Nous montrons que, sous certaines hypothèses, ces deux instruments peuvent être de parfaits substituts pour le propriétaire forestier. Nous prouvons également que le fait d'accorder une utilité aux aménités fournies par la forêt conduit les propriétaires à réduire leur récolte et ce, quel que soit l'instrument choisi. Les résultats de statique comparative présentent des différences entre les deux périodes du modèle. Une hausse de la richesse initiale de période 1, du stock initial de forêt ou du prix du bois en période 1 augmente les mesures de prévention et de couverture mises en oeuvre par le propriétaire. A contrario, une hausse de la richesse initiale de période 2 ou du prix du bois en période 2 conduit le propriétaire à réduire son épargne alors que l'effet est nul sur la prévention. L'aspect dynamique de la gestion forestière a donc un effet sur les choix en matière de prévention et de couverture des propriétaires forestiers privés.

Notre démarche présente toutefois certaines limites. Premièrement, dans les chapitre 2 et 3, nous faisons l'hypothèse que le propriétaire peut soit s'assurer soit s'auto-assurer pour faire face aux risques naturels. Même s'il est observé qu'un seul instrument est couramment utilisé, il apparaît des cas de figure où le propriétaire choisit de s'assurer et de s'auto-assurer. Bien que, dans le cadre dynamique, nous ayons prouvé qu'il est en général optimal de ne choisir qu'un seul instrument, il serait intéressant d'affiner ces analyses en étudiant dans notre cadre statique le choix simultané des deux outils. Deuxièmement, dans le chapitre empirique, nous nous sommes aperçus que les résultats pour l'auto-assurance étaient surprenants et que les propriétaires l'avaient interprété comme une activité de gestion forestière pure et non comme une activité de prévention contre le risque d'incendie. Malgré les tests préalables réalisés, nous aurions dû développer davantage la phase d'entrainement ainsi que celle de test du protocole.

Plusieurs extensions peuvent être envisagées. Dans ce travail de recherche, nous nous intéressons à l'incertitude caractérisant la probabilité d'occurrence de certains risques naturels et notamment à l'effet de l'aversion à l'ambiguïté sur les choix des agents. Nous souhaiterions pouvoir étendre ce travail initial dans deux directions. La première direction consisterait à proposer un modèle général d'analyse de l'assurance et de la prévention en présence d'ambiguïté. En effet, dans notre travail de recherche, nous nous intéressons essentiellement à l'effet de l'aversion à l'ambiguïté mais d'autres paramètres peuvent encourager les individus à se prémunir contre les risques naturels en présence d'ambiguïté. L'idée serait alors de partir du modèle de Klibanoff et al. (2005), comme nous l'avons fait dans ce travail, et ensuite de réaliser une analyse de statique comparative sur les coûts, la valeur du peuplement ou encore l'aversion. Le modèle de Klibanoff et al. (2005) facilite l'analyse de statique comparative sur l'aversion puisque celle-ci peut être réalisée à partir de la fonction capturant les préférences face à l'ambiguïté de l'individu ($\phi$ dans notre modèle). Intuitivement, les effets de statique comparative devraient être les mêmes qu'en situation risquée. En revanche, l'aversion à l'ambiguïté devrait exacerber l'ampleur des variations puisque nous avons montré qu'elle constituait un renfort à l'aversion au risque. La seconde direction consisterait à s'intéresser à l'ambiguïté caractérisant la perte. Dans notre travail de recherche nous nous intéressons essentiellement à l'ambiguïté sur les probabilités, or en cas de risque naturel, les pertes peuvent également être incertaines. Il serait alors intéressant de proposer un modèle théorique avec ambiguïté sur la distribution des pertes et de pouvoir ainsi observer l'effet de l'aversion à l'ambiguïté sur les comportements de prévention et de couverture des agents. Nous pouvons également envisager un modèle prenant en compte simultanément les deux types d'ambiguïté (sur probabilités et sur pertes). Les travaux empiriques de Kunreuther et al. (1993) et Kunreuther et al. (1995) ont montré que les individus présentaient de l'aversion à l'ambiguïté, que celle-ci porte sur les pertes et/ou sur les probabilités, d'où l'intérêt d'une telle approche théorique. Nous pouvons toutefois nous attendre à des difficultés lors de la résolution analytique du fait de l'aspect "multiambiguïtés". Ensuite, il serait également possible d'étendre la partie empirique. L'expérience menée dans le cadre de cette thèse est contextualisée, c'est-à-dire que les sujets étaient placés dans un cadre réel et que nous leur donnions des informations sur les paramètres de l'expérience comme le type de peuplement, la surface, le type de risque... Une extension consisterait à refaire cette expérience en la décontextualisant. L'idée serait de présenter l'expérience sous forme de loteries sans dire de quoi il s'agit, c'est-à-dire sans préciser que nous nous intéressons à l'intervention publique et à l'ambiguïté sur les choix de prévention et de couverture dans le secteur forestier. Les sujets auraient juste à choisir entre différentes loteries qui représenteraient les différents scénarios de notre expérimentation. Nous pourrions ensuite comparer les résultats des deux expériences et tirer des conclusions quant à l'effet du contexte sur les choix des sujets. Le dernier chapitre de cette thèse pourrait également être étendu en s'intéressant à la valeur de l'information. En effet, il serait possible d'envisager que, durant la période intermédiaire, le propriétaire forestier obtienne de l'information sur le climat et donc sur les réalisations possibles de l'aléa. Il pourrait donc réviser ses décisions de seconde période. Nous pourrions alors comparer cette situation (avec information) à celle que nous avons développée au sein de ce travail de thèse afin de déterminer la valeur de l'information. Pour conclure, notons que notre travail de thèse considère le risque de production alors que le risque de prix constitue également une menace pour les propriétaires forestiers. Les récents événements montrent l'inquiétude du secteur forestier quant aux prix de vente des bois endommagés. Leurs craintes reposent sur une arrivée massive de bois sur le marché et sur un effondrement potentiel des prix. L'intérêt d'une approche multirisques prend alors tous son sens.

# Bibliographie

## A

AGRESTE, Structure de la propriété forestière privée en 1999, *Chiffres et données n°* 144, novembre 2002.

Amacher G.S., Malik A.S. et Haight R.G. (2005). Not Getting Burned : The Importance of Fire Prevention in Forest Management, *Land Economics*, 81 : 2, 284-302.

Arrow K.J. (1965). *Aspects of the Theory of Risk Bearing*, The Academic Book-store, Helsinki.

Arrow K.J. (1971). *Essays in the Theory of Risk-Bearing*, Markham Publishing Co., Chicago.

Arvan L. et Nickerson D. (2000). Public Income Transfers and The Market for Private Insurance against Environmental Disasters, article presenté lors du *Risk Theory Society Seminar* à l'Université du Minnesota, mars 2000.

Arvan L. et Nickerson D. (2006). Private Investment, Public Aid and Endogenous Divergence in the Evolution of Urban Neighborhoods, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 32 :1, 83-100.

## B

Beattie J. et Loomes G. (1997). The Impact of Incentives upon Risky Choice Experiments, *Journal of Risk and Uncertainty*, 14, 155-168.

Becker S.W. et Brownson F.O. (1964). What Price Ambiguity ? Or the Role of Ambiguity in Decision Making, *Journal of Political Economy*, 72, 62-73.

Birch T.W. (1994). Private forest-land owners of the northern United States, *USDA Forest Services*, Bulletin NE-136.

Birot Y. et Gollier C. (2001). Risk Assessment, Management and Sharing in Forestry, with Special Emphasis on Wind Storms, papier présenté lors de la $14^{eme}$ convocation de *Academies of Engineering and Technological Sciences* (CAETS, Espoo, Finlande, juin 2001).

Bonneau C.A. (1960). The effects of violations of assumptions underlying the $t$ test, *Psychological Bulletin*, 57, 49-64.

Bonner S.E. et Sprinkle G.B. (2002). The effects of Monetary Incentives on Effort and Task Performance : Theories, Evidence, and a Framework for Research, *Accounting, Organizations and Society*, 27 : 4-5, 303-345.

Bossaerts P., Ghirardato P., Guarnaschelli S. et Zame W. (2007). Prices and Allocations in Asset Markets with Heterogeneous Attitudes Towards Ambiguity. Working Paper de l'Université d'Essex. http ://www.essex.ac.uk/afm/22%20Mar%2007.pdf

Botzen W.J.W. et van den Bergh J.C.J.M. (2008). Monetary Valuation of Insurance against Climate Change Risk, Working Paper de l'Université d'Amsterdam.

Box G.E.P. (1953). Non-normality and tests on variance, *Biometrika*, 40, 318-335.

Box G.E.P. (1954a.). Some theorems on quadratic forms applied in the study of analysis of variance problems : I. Effect of inequality of variance in the one-way classification, *Annals of Mathematical Statistics*, 25, 290-302.

Box G.E.P. (1954b.). Some theorems on quadratic forms applied in the study of analysis of variance problems : II. Effect of inequality of variance and of correlation of errors in the two-way classification, *Annals of Mathematical Statistics*, 25, 484-498.

Bradley J.V. (1964). Studies in research methodology : VI. A sampling study of the central limit theorem and the robustness of one sample parametric tests (AMRL Tech. Rep. No.63-29). Aerospace Medical Research Laboratories , Wright-Patterson Air Force Base, OH.

Browne M.J. et Hoyt R.E. (2000). The Demand for Flood Insurance : Empirical Evidence, *Journal of Risk and Uncertainty*, 20 : 3, 291-306.

Brunette M., Cabantous L., Couture S. et Stenger A. (2008a.). Assurance, intervention publique et ambiguïté : une étude expérimentale auprès de propriétaires forestiers privés, en révisions à *Economie et Prévision.*

Brunette M., Cabantous L., Couture S. et Stenger A. (2008b.). Insurance Demand for Disaster-type Risks and Attitudes towards Risk and Ambiguity : an Experimental Study, *Miméo.*

Brunette M. et Couture S. (2008c.). Assurance et activités de réduction des risques en foresterie : une approche théorique, *Revue d'Etudes en Agriculture et Environnement*, 86 :1, 57-78.

Brunette M. et Couture S. (2008d.). Public Compensation for Windstorm Damage Reduces Incentives for Risk Management Investments, *Forest Policy and Economics*, 10 : 7-8, 491-499.

Brunette M., Couture S. et Langlais E. (2008). Amenities and Risk in Forest Management, *Miméo.*

Butler B.J. et Leatherberry E.C. (2005). National woodland owner survey : 2004 preliminary results. In : USDA Forest Service. http ://www.fs.fed.us/woodlandowners/.

Bryis E., Dionne G. et Eeckhoudt L. (1989). More on Insurance as a Giffen Good, *Journal of Risk and Uncertainty*, 2, 425-420.

Bryis E. et Schlesinger H. (1990). Risk Aversion and the Propensities for

Self-Insurance and Self-Protection, *Southern Economic Journal*, 57 : 2, 58-67.

C

Cabantous L. (2007). Ambiguity Aversion in the Field of Insurance : Insurer's Attitude to Imprecise and Conflicting Probability Estimates, *Theory and Decision*, 62, 219-240.

Camerer C.F. (1992). Recent Tests of Generalizations of Expected Utility Theory, in W. Edwards (ed.), *Utility Theories : Measurements and Applications*, Kluwer Academic Publishers, Boston.

Camerer C.F. (1995). Individual Decision Making. In J.Kagel and A.Roth (Eds.), *The Handbook of Experimental Economics* (pp.587-703). Princeton, NJ : Princeton University Press.

Chakravarty S. et Roy J. (2008). Recursive Expected Utility and the Separation of Attitudes towards Risk and Ambiguity : an Experimental Study, *Theory and Decision*, DOI 10.1007/s11238-008-9112-4.

Chow C.C. et Sarin R.K. (2001). Comparative Ignorance and the Ellsberg Paradox, *Journal of Risk and Uncertainty*, 22 : 2, 129-139.

Cohen M., Jaffray J.Y. et Saïd T. (1985). Individual Behavior under Risk and under Uncertainty : an Experimental Study, *Theory and Decision*, 18 : 2, 203-228.

Cohen M., Jaffray J.Y. et Saïd T. (1987). Experimental Comparison of Individual Behavior Under Risk and Under Uncertainty, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 39, 1-22.

D

Di Mauro C. et Maffioletti A. (1996). An Experimental Investigation of the Impact of Ambiguity on the Valuation of Self-Insurance and Self-Protection, *Journal of Risk and Uncertainty*, 13, 53-71.

Di Mauro C. et Maffioletti A. (2004). Attitudes to Risk and Attitudes to Uncertainty : Experimental Evidence, *Applied Economics*, 36, 357Ű372.

Dionne G. et Eeckhoudt L. (1985). Self-insurance, Self-protection and Increased Risk Aversion, *Economics Letters*, 17, 39-42.

E

Eeckhoudt L., Gollier C. et Schlesinger H. (2005). *Economic and Financial Decision under Risk*, Princeton University Press, Princeton.

Ehrlich I. et Becker G. (1972). Market Insurance, Self-Insurance and Self-protection, *Journal of Political Economy*, 80 : 4, 623-648.

Einhorn H. et Hogarth R. (1985). Ambiguity and uncertainty in probabilistic inference, *Psychological Review*, 92 : 4, 433-461.

Einhorn H. et Hogarth R. (1986). Decision Making under Ambiguity, *Journal of Business*, 59 : 4, 225-250.

Ellsberg D. (1961). Risk, Ambiguity and the Savage Axioms, *Quaterly Journal of Economics*, 75, 643-669.

Epstein L.G. (1999). A Definition of Uncertainty Aversion, *Review of Economic Studies*, 66 : 3, 579-608.

Epstein L.G. et Schneider M. (2003). Recursive Multi-priors, *Journal of Economic Theory*, 113, 1-31.

F

Faustmann M. (1849). Berechnung des Wertes, zechen Waldboden, sowie noch nicht haubare Holzbestände für die Waldwirtschaft besitzen, *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, Frankfurt a. M., 285-295. [Traduit par Maheut Jean, Calcul de la valeur que possèdent, du point de vue de lŠéconomie forestière, les sols forestières ainsi que les peuplements non encore exploitables. ENGREF Nancy].

Fox C.R. et Tversky A. (1995). Ambiguity Aversion and Comparative Ignorance, *The Quaterly Journal of Economics*, 110 : 3, 585-603.

G

Gardenförs P. et Sahlin N.E. (1982). Unreliable Probabilities, Risk Taking, and Decision Making, *Synthese*, 53, 361-386.

Ghirardato P. et Marinacci M. (2002). Ambiguity Made Precise : A Comparative Foundation, *Journal of Economic Theory*, 102, 251-289

Gilboa I. (1987). Expected Utility with Purely Subjective Non-Additive Probabilities, *Journal of Mathematical Economics*, 16, 65-88.

Gilboa I. et Schmeidler D. (1989). Maxmin Expected Utility with Non-unique Prior, *Journal of Mathematical Economics*, 18, 141-153.

Gollier C. et Scarmure P. (1994). The Spillover Effect of Compulsory Insurance, *The Geneva Paper on Risk and Insurance Theory*, 19 : 1, 23-34.

Gollier C. et Haritchabalet C. (2000). Assurance et prévention optimale, *Revue d'Economie Politique*, 110 : 2, 181-205.

Gollier C. (2001). <u>*The Economics of Risk and Time*</u>, The MIT Press, Cambridge.

Gollier C. (2005). Some Aspects of the Economics of Catastrophe Risk Insurance, *CESIFO Working Paper 1409.*

Gollier C. (2006). Does Ambiguity Aversion Reinforce Risk Aversion ? Applications to Portfolio Choices and Asset Prices, *IDEI Working Paper 357.*

Grether D. et Plott C. (1979). Economic Theory of Choice and the Preference Reversal Phenomenon, *American Economic Review*, 69, 623-628.

## H

Halevy Y. (2007). Ellsberg Revisited : An Experimental Study, *Econometrica*, 75 : 2, 503-536.

Harrington S.E. (2000). Rethinking Disaster Policy, *Regulation*, 23 : 1, 40-46.

Henrich J. (2001). Challenges to Everyone : real People, Deception, One-Shot Games, Social Learning and Computers, *Behavioral and Brain Sciences*, 24 : 3, 414-415.

Hershey J.C. et Schoemaker P.H.J. (1980). Prospect Theory's Reflection Hypothesis : A Critical Examination, *Organizational Behavior and Human Performance*, 25, 395-418.

Ho J.L.Y., Keller L.R., et Keltyka P. (2002). Effects of Outcome and Probabilistic Ambiguity on Managerial Choices, *Journal of Risk and Uncertainty*, 24, 47-74.

Hogarth R.M. et Kunreuther H.C. (1989). Risk, Ambiguity, and Insurance, *Journal of Risk and Uncertainty*, 2, 5-35.

Hogarth R.M. et Einhorn H. (1990). Venture Theory : a Model of Decision Weights, *Management Science*, 36, 780-803.

Holecy J. et Hanewinkel M. (2006). A Forest Management Risk Insurance Model and its Application to Coniferous Stands in Southwest Germany, *Forest Policy and Economics*, 8 :2, 161-174.

Howell D.C. (2008). *Méthodes statistiques en sciences humaines*, Ed. De Boeck Université, Bruxelles.

Hoy M. et Robson R.J. (1981). Insurance as a Giffen Good, *Economics Letters*, 8, 47-51.

## K

Kahn B.E. et Sarin R.K. (1988). Modeling Ambiguity in Decisions under Uncertainty, *Journal of Consumer Research*, 15 : 2, 265-272.

Kahneman D. et Tversky A. (1979). Prospect Theory : an Analysis of Decision under Risk, *Econometrica*, 47, 263-291.

Kaplow L. (1991). Incentives and Government Relief for Risk, *Journal of Risk and Uncertainty*, 4 : 2, 167-175.

Kelly M. et Kleffner A.E. (2003). Optimal Loss Mitigation and Contract Design, *Journal of Risk and Insurance*, 70 : 1, 53-72.

Kim B.J. et Schlesinger H. (2005). Adverse Selection in an Insurance Market with Government-Guaranteed Subsistence levels, *Journal of Risk and Insurance*, 72 : 1, 61-75.

Klibanoff P., Marinacci M. et Mukerji S. (2005). A Smooth Model of Decision Making Under Uncertainty, *Econometrica*, 73 : 6, 1849-1892.

Koskela E. et Ollikainen M. (1997). Optimal Design of Forest Taxation with Multiple-use Characteristics of Forest Stands, *Environmental and Resource Economics*, 10, 41-62.

Koskela E. et Ollikainen M. (1999). Timber Supply, Amenity Values and Biological Risk, *Journal of Forest Economics*, 5 : 2, 285-304.

Kunreuther H.C. (1976). Limited Knowledge and Insurance Protection, *Public Policy*, 24, 227-261.

Kunreuther H.C., Meszaros J., Hogarth R.M. et Spranca M. (1995). Ambiguity and Underwriter Decision Processes, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 26, 337-352.

L

Lauriola M. et Levin I.P. (2001). Relating Individual Diffferences in Attitude toward Ambiguity to Risky Choices, *Journal of Behavioral Decision Making*, 14 : 2, 107-122.

Lee T.W., Locke E.A. et Phan S.H. (1997). Explaining the Assigned Goal Incentive Interaction : The role of Self-efficacy and Personal Goals, *Journal of Management*, 23, 541-559.

Lewis T. et Nickerson D. (1989). Self-Insurance against Natural Disasters, *Journal of Environmental Economics and Management*, 16 : 3, 209-223.

Lönnstedt L. et Svensson J. (2000). Non-industrial Private Forest Owner's Risk Preferences, *Scandinavian Journal of Forest Research*, 15 : 6, 651-660.

## M

Mahul (1998). La gestion des risques de production en agriculture : le rôle de la prévention et de l'assurance. Thèse de doctorat de l'Université de Toulouse 1, mars 1998.

Max W. et Lehman D.E. (1988). A Behavioral Model of Timber Supply, *Journal of Environmental Economics and Management*, 15, 71-86.

Menezes C.F. et Hanson D.L. (1970). On the Theory of Risk Aversion, *International Economic Review*, 11, 481-487.

Mossin J. (1968). Aspects of Rational Insurance Purchasing, *Journal of Political*

*Economy*, 76 : 4, 553-568.

O

Ohlin B. (1921). Till Fragan om Skogarnas Omloppstid, *Ekonomisk Tidskrift*, 22, 89-113.

Ozdemir O. (2007). Valuation of Self-Insurance and Self-Protection under Ambiguity : Experimental Evidence, *JENA Economic Research Papers 2007-034*.

P

Pepper J.V. (2002). Robust inferences from random clustered samples : an application using data from the panel study of income dynamics, *Economics Letters*, 75 : 3, 341-345.

Potamites E. et Zhang B. (2007). Measuring Ambiguity Attitudes : a Field Experiment among Small-scale Stock Investors in China, *Working Paper of New York University Department of Economics*.

Pratt J. (1964). Risk Aversion in the Small and in the Large, *Econometrica*, 32, 122-136.

Pressler M.R. (1860). Aus der Holzzuwachlehre (zweiter Artikel), *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, 36, 173-91.

R

Raschky P.A. et Weck-Hannemann H. (2007). Charity Hazard - A Real Hazard to Natural Disaster Insurance ?, *Environmental Hazard*, 7, 321-329.

Reed W.J. (1984). The Effects of the Risk of Fire on the Optimal Rotation of Forest, *Journal of Environmental Economics and Management*, 11 : 3, 1980-1990.

Reed W.J. (1987). Protecting a Forest against Fire : Optimal Protection Patterns and Harvest Policies, *Natural Resource Modeling*, 2 : 1, 23-53.

Ryan R.M. et Deci E.L. (2000). Intrinsic and Extrinsic Motivations : Classic Definitions and New Directions, *Contemporary Educational Psychology*, 25, 54-67.

S

Schelhaas M.J., Nabuurs G.JL. et Schuck A. (2003). Natural disturbances in the European forests in the 19th and 20th centuries, *Global Change Biology*, 9, 1620-1633.

Schlesinger H. (2000). The Theory of Insurance Demand, *Handbook of Insurance* (pp.131-151). Kluwer Academic Publishers.

Schmeidler D. (1989). Subjective Probability and Expected Utility without Additivity, *Econometrica*, 57, 571-587.

Segal U. (1987). The Ellsberg Paradox and Risk Aversion : An Anticipated Utility Approach, *International Economic Review*, 28, 175-202.

Stenger A. (2008). Natural Hazard and Insurance : an Experimental Study on Non-industrial Private Forest Owners - Test for a Computer Administered Risk Aversion Survey, *Miméo*.

Sweeney G. et Beard T.R. (1992). Comparative Statics for Self-Protection, *Journal of Risk and Insurance*, 59 : 2, 301-309.

T

Tversky A. et Kahneman D. (1992). Cumulative Prospect Theory : An Analysis of Decision under Uncertainty, *Journal of Risk and Uncertainty*, 5 : 4, 297-323.

Tversky A. et Wakker P. (1995). Risk Attitudes and Decision Weights, *Econometrica*, 63 : 6, 1255-1280.

V

Viscusi W.K. et Chesson H. (1999). Hopes and Fears : the Conflicting Effects of Risk Ambiguity, *Theory and Decision*, 47 : 2, 153-178.

Z

Zeckhauser R. et Keeler E. (1970). Another Type of Risk Aversion, *Econometrica*, 38 : 5, 661-665.

Résumé

Les risques naturels constituent une menace pour le secteur forestier. Les tempêtes de décembre 1999 ou encore les incendies de l'été 2003 ont engendré des pertes économiques considérables pour les propriétaires forestiers privés français. Toutefois, nous constatons que ces derniers sont très peu assurés et mettent en oeuvre peu de mesures de prévention contre de tels risques. L'objectif de la thèse est alors de comprendre le fondement de cette contradiction et, plus précisément, d'analyser les comportements de prévention et de couverture des propriétaires forestiers privés. Pour cela nous utilisons la littérature d'économie du risque et de l'assurance. Nous mettons en évidence quatre spécificités liées à notre problématique et qui pourraient avoir un effet sur les décisions des propriétaires en matière de prévention et de couverture : 1/ le lien existant entre l'aléa, le montant du dommage et la valeur de la forêt, 2/ l'ambiguïté caractérisant la probabilité d'occurrence de certains risques naturels, 3/ l'intervention publique en cas de catastrophe extrême et 4/ l'aspect dynamique de la gestion forestière. Nous montrons ainsi que la première spécificité, que nous traduisons par l'introduction d'un risque multiplicatif dans les modèles standards de prévention et de couverture, a un impact sur les décisions des agents. Cette spécificité modifie les résultats standards des analyses de statique comparative. A titre d'exemple, nous prouvons que la faible valeur commerciale d'un peuplement forestier peut constituer un frein à la prévention et à l'assurance des propriétaires. Cette explication n'est pas permise par les résultats de l'approche standard. Pour la seconde spécificité, nous prouvons que, en présence d'ambiguïté sur la probabilité d'occurrence de l'aléa, l'aversion à l'ambiguïté des propriétaires les conduit à accroître leur demande de prévention et de couverture. Cet effet ne nous permet donc pas d'expliquer pourquoi les propriétaires forestiers se prémunissent peu contre les risques naturels. Concernant la troisième spécificité, nous mettons en évidence que l'aide publique versée en cas de catastrophe extrême décourage les propriétaires forestiers à se prémunir contre les risques naturels. Ces deux derniers résultats sont par ailleurs confirmés empiriquement à l'aide d'une expérimentation. La dernière spécificité nous conduit à proposer un modèle dynamique au sein duquel le propriétaire prend simultanément des décisions de prévention et de couverture et des décisions de récolte. Nous considérons également que le propriétaire retire une utilité des services d'aménités fournis par la forêt. Nous montrons que la valorisation de ces services par le propriétaire, le conduit à davantage se prémunir et à récolter moins.

Mots clés : assurance, auto-assurance, ambiguïté, risque, économie expérimentale, aide publique, forêt.

---

Abstract

Natural hazards threaten the forest sector. The windstorms of December 1999 or the heat wave of 2003 have generated huge economic losses for the French private forest owners. Nevertheless, we note that French private forest owners are very little insured and that they implement few prevention actions against such risks. The objective of our research is to understand the origin of this paradox, and more precisely, to analyze the prevention and coverage behaviors of private forest owners. To do so, we rely on the economic literature on risk and insurance. We identify four characteristics of our thematic that can potentially affect the forest owners decisions of prevention and coverage : 1/ the linkage between hazard, amount of loss and forest commercial value, 2/ the uncertainty characterizing the probability of occurrence of some natural risks, 3/ the public compensation in case of extreme disasters and 4/ the dynamic aspect of the forest management. First, the linkage between hazard, amount of loss and forest commercial value leads us to replace the additive risk of standard model with a multiplicative risk. This modifies the standard results of the comparative statics analysis. For example, we show that the low commercial value of a forest can discourage the forest owners to adopt prevention and coverage measures - a result not allowed by standard approaches. Second, we prove that, in case of ambiguity about the probability of occurrence of natural hazards, forest owners ambiguity aversion leads them to increase their demand for insurance and their prevention actions. This effect can't explain why the level of protection of forest owners against natural hazards is very low. Third, we show that public compensations for extreme disasters reduce forest owners incentives to insure or to undertake prevention activities. The last two results are empirically confirmed by an experimentation. Finally, we propose a dynamic model in which forest owners take prevention, coverage and harvesting decisions simultaneously. We also consider that forest owners value amenity services provided by forest stands. We show that this valuation has two consequences : forest owners increase their prevention and coverage actions and reduce their harvesting.

Key words : insurance, self-insurance, ambiguity, risk, experimental economics, public compensation, forest.