Université de Montréal

FONCTIONS D'UTILITÉ DÉPENDANTES DES ÉTATS DE LA NATURE, CHOIX EN INCERTITUDE ET PERCEPTION DES RISQUES

Par Marie-Gloriose INGABIRE

Département de sciences économiques
Faculté des arts et des sciences

Thèse présentée à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Philosophiae Doctor (Ph.D.)
en sciences économiques

AVRIL 1999

© Marie-Gloriose Ingabire, 1999

Faculté des études supérieures
Grade octroyé
à compter du
NOV 4 1999
Université de Montréal

Université de Montréal

Faculté des études supérieures

Cette thèse intitulée:

Fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature, choix en incertitude et perception des risques.

présentée par

Marie-Gloriose INGABIRE

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes:

M. Camille BRONSARD,	**Président-rapporteur**
M. Georges DIONNE,	**Directeur de recherche**
M. Marcel DAGENAIS,	**Codirecteur**
M. François VAILLANCOURT,	**membre du jury**
M. Pierre LASSERRE,	**examinateur externe**
M. Paul LANOIE,	**représentant du doyen**

Thèse acceptée le 17 septembre 1999

SOMMAIRE

Cette thèse comprend trois parties principales sur l'économie de l'information et de l'incertain. Dans le premier chapitre portant sur les préférences dépendantes des états de la nature, nous établissons d'abord les conditions nécessaires et suffisantes concernant l'ensemble de référence[1] pour qu'un individu soit non seulement riscophobe, mais aussi pour que son aversion absolue au risque (et par conséquent sa mesure qu'est la prime de risque) soit décroissante avec une augmentation du niveau de sa richesse, et pour qu'il soit dit "prudent"[2]. Ce résultat est obtenu à partir de l'extension du théorème de diffidence au cas des préférences dépendantes des états de la nature. Ensuite, nous établissons une condition additionnelle portant sur la forme de l'ensemble de référence, permettant de définir la prime de précaution[3] quand les préférences dépendent des états de la nature. Le second chapitre fait une extension du modèle théorique de Boyer et Dionne [6] portant sur le choix des individus riscophobes entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance, au cas où les préférences sont dépendantes des états de la nature. En plus de cette analyse théorique du choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance sous certaines hypothèses et quand les préférences dépendent des états de la nature, nous étayons nos résultats théoriques par une application empirique utilisant un échantillon d'une population de travailleurs ayant subi au moins un accident au cours de l'année 1987. Enfin, la dernière partie (le troisième chapitre), s'attarde sur la notion de perception des risques en économie, et sur la perception de la fréquence d'accidents du travail en particulier. En effet, dans ce chapitre, nous faisons le survol de la littérature théorique et empirique sur le sujet de la perception des risques en économie, du processus d'apprentissage et de prise de décision, et nous procédons également à une analyse

[1]Tel que défini par Karni ([47], [48]).
[2]Comme défini par Kimball [52].
[3]À la façon de Kimball [52].

empirique de l'existence du biais de perception et des facteurs influençant cette perception et son biais dans le cadre de la fréquence d'accidents du travail. D'une façon plus détaillée, nous pouvons reformuler les trois parties comme suit:

- En partant de la notion d'ensemble de référence quand les fonctions d'utilité dépendent des états de la nature, telle que définie par Karni ([47], [48]), nous adoptons une approche méthodologique utilisant le théorème de diffidence (développé par Gollier et Kimball ([37], [38])[4] pour montrer que la condition nécessaire et suffisante pour qu'un individu soit dit prudent ou bien pour que sa prime de risque soit décroissante avec une hausse du niveau de richesse dans l'ensemble de référence[5], impose des restrictions sur la forme de l'ensemble de référence. Nous montrons, entre autres, que la linéarité de l'ensemble de référence constitue une condition suffisante mais non nécessaire pour que la prime de risque soit décroissante avec la richesse dans l'ensemble de référence. En plus de cet important résultat, toujours dans le cas des préférences dépendantes des états de la nature, nous montrons également que nous ne pouvons définir la prime de précaution en suivant la méthodologie de Kimball [52], que si non seulement l'ensemble de référence est linéaire mais avec une pente égale à un[6]. Notons que toutes ces analyses se font sous l'hypothèse d'une information parfaite sur les probabilités des états de la nature.

- Quant à l'analyse théorique du choix d'un individu riscophobe entre plus d'auto-protection et plus d'auto-assurance sous la même hypothèse de la parfaite connaissance des probabilités de tous les états de la nature, nous nous inspirons de l'étude de Boyer et Dionne [6] et de celle de Chang et Ehrlich [13] qui analysent le même problème mais dans le cas des préférences indépendantes des états de

---

[4]Son extension au cas des préférences dépendantes des états de la nature.

[5]Ceci revient à dire que l'aversion au risque absolue est décroissante dans chaque état de la nature pour tout augmentation du niveau de richesse dans l'ensemble de référence.

[6]Ceci ne veut toutefois pas dire que nous retombons dans le cas des préférences indépendantes des états de la nature. En effet, une pente égale à un n'indique rien sur le niveau de l'intercept qui doit être absolument nul quand les préférences sont indépendantes des états de la nature. Mais cela implique qu'il y a égalité des dérivées secondes des fonctions d'utilité dans chacun des états de la nature.

la nature. Notre analyse consiste d'abord à concilier les résultats de Boyer & Dionne avec ceux de Chang & Ehrlich en ce qui concerne le choix d'un individu riscophobe entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance, et ensuite à étendre les résultats théoriques de Boyer & Dionne dans le cadre des fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature. En effet, selon les résultats de Boyer & Dionne, sous l'hypothèse qu'une augmentation de l'autoprotection se traduit par le même impact sur l'espérance de la perte qu'une augmentation de l'auto-assurance entraînant les mêmes coûts[7], un individu riscophobe préférera toujours plus d'auto-assurance à plus d'autoprotection. Nous, nous montrons que sous la même hypothèse, cette aversion au risque n'est plus le seul critère suffisant permettant de conclure à un tel choix quand les préférences dépendent des états de la nature. À l'effet d'aversion au risque, s'ajoutent deux autres effets: celui du niveau de la désutilité suite à l'état de la nature qui se réalise à un niveau de richesse donné, et celui de la différence entre les utilités marginales dans les différents états de la nature. Pour appuyer ce résultat théorique, une application empirique est menée. Nos résultats empiriques appuient l'existence de trois effets différents sur le choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance chez un individu riscophobe et sous les hypothèses considérées.

- Après cette analyse supposant une parfaite connaissance des probabilités de tous les états de la nature, nous effectuons une revue de littérature sur la perception des risques, le processus d'apprentissage et de prise de décision. Empiriquement, dans le cadre des accidents du travail, nous testons l'existence du biais de perception, et nous analysons la perception des travailleurs de la fréquence des accidents du travail dans leur milieu professionnel. Nous identifions aussi quelques variables socio-professionnelles pouvant affecter cette perception et le biais de perception. Dans notre étude, nous avons utilisé les données issues d'un

[7]Comme nous le verrons plus loin, cette hypothèse permet d'isoler l'effet d'aversion au risque dans le choix qu'un individu riscophobe a face au risque, entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance.

sondage concernant les travailleurs de diverses professions, ayant subi au moins un accident au cours de l'année 1987. Nos résultats montrent une présence d'un biais de perception, qui toutefois laisse croire qu'il existe un processus d'apprentissage comme l'établissent les nombreux résultats de W. Kip Viscusi, un des grands pionniers dans ce domaine. En effet, on constate par exemple que la variable du nombre d'années d'expérience dans la profession, ou celle captant le nombre moyen d'accidents annuels par travailleur dans la profession, ont un effet significatif sur le niveau de la perception de la fréquence d'accidents. Étant donné les résultats de ces analyses concernant la perception et le biais de perception, il serait alors plus réaliste de ne pas se baser sur l'hypothèse d'information parfaite sur les probabilités, et d'utiliser la perception des travailleurs plutôt que les niveaux objectifs du nombre d'accidents quand on veut étudier le comportement et la prise de décision des travailleurs sur le marché du travail dans le cadre de l'incertitude. Ceci constitue une nouvelle avenue de recherche à appliquer aux deux précédents chapitres.

MOTS CLÉS: Préférences (fonctions d'utilité) dépendantes des états de la nature, ensemble de référence, théorème de diffidence, aversion absolue au risque, prime de risque, prudence, prime de précaution, autoprotection, auto-assurance, étalement à moyenne constante, accident du travail, biais de perception, processus d'apprentissage.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX

LISTE DES FIGURES

REMERCIEMENTS

Cette thèse est le fruit d'un travail de longue haleine, un exercice intéressant et enrichissant durant lequel j'ai pu bénéficier d'un support constant et inconditionnel, ainsi que des encouragements combien nécessaires.

Mes remerciements s'adressent d'abord à mon directeur de thèse, M. Georges Dionne et à mon codirecteur M. Marcel Dagenais. Je tiens à les remercier profondément pour leurs précieux et nombreux conseils, pour leur disponibilité, pour leur générosité, pour leur patience, pour leur rigueur et pour leurs encouragements soutenus qui m'ont permis de mener à terme ce projet dans un climat serein.

Je remercie aussi les membres du jury pour leurs commentaires enrichissants. Je suis également reconnaissante envers la direction du département des Sciences Économiques de l'Université de Montréal pour m'avoir offert l'opportunité d'enseigner. Mes remerciements s'adressent aussi au personnel enseignant et administratif du dit département, en particulier à Mmes Jocelyne Demers et Suzanne Larouche Sidoti dont l'efficacité et la bonne humeur m'ont facilité le séjour au sein du département. Je tiens aussi à remercier le Centre de Recherche sur les Transports (CRT) de l'université de Montréal et la Chaire de gestion des risques de l'École des Hautes Études Commerciales pour leur soutien financier.

Enfin, je ne peux passer sous silence l'expression de ma profonde gratitude à tous ceux qui n'ont cessé de m'encourager et de me supporter moralement pendant toute la durée de cette thèse. Je tiens à remercier tous mes amis de l'amitié sincère et profonde qu'ils m'ont témoignée.

Vincent, Redempta, Illuminée, Liliose-Amélie, Frère Luc, Frère Charles, Frère Guy, ainsi que toute la congrégation des Frères de Notre Dame de la Miséricorde, je ne vous oublie pas. Merci pour tout.

En la mémoire de mes parents chéris,

MUKABAYOJO et MBONYINGABO

Vous qui m'avez appris que AVOIR est l'auxiliaire d'ÊTRE.

CHAPITRE 1

Théorème de "diffidence", ensemble de référence, aversion absolue au risque décroissante, et prime de précaution quand les préférences dépendent des états de la nature.

1.1 Introduction

La théorie de l'utilité, un ordre complet défini sur l'ensemble des richesses, concerne la représentation des préférences par une fonction numérique. Les préférences caractérisent un agent dans un environnement donné (un moment donné et une localisation donnée, avec une dotation donnée pour l'agent en termes de sa richesse, de son information, de ses opportunités, ...).

Les représentations des préférences ou les fonctions d'utilité, peuvent être soit indépendantes des états de la nature, soit dépendantes des états de la nature. Elles sont dites indépendantes des états de la nature, quand elles ne varient pas suite à un changement de l'environnement risqué. Dans le cas contraire, elles sont dites dépendantes des états de la nature.

Dans le cadre de l'incertitude relative à l'environnement, exprimée par un manque de connaissance à priori de la réalisation d'un état de la nature et/ou de la conséquence exacte qui en résultera, le problème standard de tout individu rationnel est de maximiser son espérance d'utilité étant donné les divers états de la nature possibles et leurs probabilités respectives de réalisation.

La prise de décision pour l'individu consistera au choix d'une action telle que la combinaison de cette action et d'un éventuel état de la nature lui donne le plus grand bien-être. En effet, la prise de décision comprend trois éléments de base: les actions ou les actes, les états de la nature et les conséquences. Et chaque combinaison d'une action et d'un état de la nature détermine une conséquence unique.

1.2 Brève revue de littérature

La théorie de l'espérance d'utilité a été d'abord développée pour les fonctions d'utilité indépendantes des états de la nature, et elle fut par la suite étendue pour inclure les préférences dépendantes des états de la nature en assignant un index d'utilité à chaque état de la nature. En effet, contrairement au cas des préférences indépendantes des états de la nature où l'utilité de deux conséquences issues d'une paire d'états de la nature ne serait être différente que si la conséquence monétaire est différente, l'utilité de deux conséquences issues d'une paire d'états de la nature différents peut être différente dans le cas des utilités dépendantes des états de la nature malgré le fait que la richesse soit la même dans chacun des deux états de la nature.

L'extension de la théorie de l'espérance d'utilité au cas des préférences dépendantes des états de la nature, s'est quelque fois heurtée à de nombreux problèmes. En effet, avec les préférences dépendantes des états de la nature, il est parfois difficile de séparer d'une façon unique les goûts représentés par la fonction d'utilité et les croyances représentées par les probabilités en utilisant les observations. Il faut donc pouvoir séparer les goûts des croyances.

Toutefois, la dépendance des préférences sur les états de la nature, n'est pas l'unique source d'un tel problème. En effet, l'intérêt historique dans la séparation entre les probabilités subjectives et les utilités vient de la distinction entre la nature transitoire des croyances probabilistes (la méthode d'incorporer la nouvelle information avec le processus bayésien) et la nature changeante des goûts.

Pour remédier à ce problème, quelques économistes définissent les probabilités dites subjectives. Parmi les pionniers de la théorie de probabilité avec une approche de base subjective, se trouvent Ramsey [68], De Finetti [18] et surtout Savage [78]. Avec les hypothèses de Savage, l'élément clé dans la construction de sa théorie vient du fait que les conséquences des actes sont indépendantes des états de la nature.

En effet, le principal problème associé à l'introduction des probabilités subjectives consiste en une décomposition unique de la fonction d'évaluation des lotteries en deux composantes: l'index d'utilité et la distribution de probabilité. Le fait que les préférences sont dépendantes des états de la nature i.e. que le choix entre deux actes n'est plus limité à l'évaluation des prix monétaires, amplifie le problème de séparer les probabilités subjectives et les utilités conditionnelles issues des préférences observées à travers les conséquences.

C'est ainsi que fut introduit la notion de "relations de préférences consistantes" i.e. que ces relations sont indicées par les mêmes utilités et la différence est due entièrement à la différence entre les distributions de probabilités subjectives (la priori et la posteriori). Les préférences sont ainsi représentées par une espérance avec la mesure de probabilité subjective définie sur l'ensemble des états de la nature avec une fonction d'utilité indépendante des états de la nature.

Dans son analyse, Savage [78] suppose explicitement que l'ensemble des conséquences ou des résultats des actes (actions ou fonctions reliant chaque état de la nature à une conséquence) i.e. tout ce qui peut arriver à l'individu, ne change pas suite à une variation de l'état de la nature. Autrement dit pour chaque conséquence, il n'y a qu'un acte qui donne cette conséquence pour chaque état de la nature.

Savage enrichit ainsi la description des conséquences mais cet enrichissement comporte des racines profondes de contradiction logique puisqu'il suppose en fait que chaque prix ou chaque conséquence (résultat) peut être associé librement à chaque état de la nature possible.

Pourtant, cette restriction sur le concept de conséquence n'est pas toujours possible. Il est en fait difficile dans beaucoup de cas d'avoir une description d'une conséquence sans y inclure les éléments de l'état de la nature auquel elle est reliée[8].

Comment, par exemple, la conséquence *"Avoir un parapluie lorsqu'il pleut"*, peut-elle être associée avec l'état de la nature *"Il ne pleut pas"*? Cette difficulté fut d'abord relevée par Drèze [28]. La solution trouvée par Savage fut d'inclure ces déclarations contradictoires dans l'ensemble des conséquences.

Étant donné ce problème, la meilleure solution fut de revenir à la définition des conséquences comme des événements observables et faisables et ainsi laisser tomber leur interprétation subjective. On parlera alors de la conséquence *"Avoir un parapluie"*, plutôt que *"Avoir un parapluie lorsqu'il pleut"*.

Mais ceci ne résoud pas le problème conceptuel et théorique relié aux préférences dépendantes des états de la nature. C'est le problème de l'identification puisque les choix observés à travers les actes d'un individu ne sont plus suffisants pour identifier de façon unique une paire de croyances subjectives et une fonction d'utilité qui représentent ces choix comme une maximisation d'une espérance d'utilité.

Pour résoudre ce problème d'identification dans le but de pouvoir identifier les probabilités subjectives et les utilités dépendantes des états de la nature d'une façon unique, Drèze ([28], [29]) introduit le risque moral. Ainsi, tous les états sont affectés par le décideur; autrement dit l'identification n'est que partielle[9]. Toutefois, ces modèles avec risque moral donnent une solution partielle à ce problème d'identification.

Plus tard Fishburn [34] définit l'ensemble d'actions conditionnées aux événements et suppose l'existence de la relation de préférence sur cet ensemble d'actions conditionnelles. Mais cette dernière façon de voir les choses n'est pas compatible avec quelques applications comme les problèmes d'assurance-vie par exemple.

Étant donnée l'existence de ce problème d'identification, nous allons supposer dans notre analyse, que l'individu est capable de séparer ses croyances de ses goûts

[8] Aumann [3]
[9] Dionne, [25]

en considérant les probabilités objectives qui sont connues de tout le monde. Ceci nous permettra de pouvoir isoler certaines caractéristiques relatives aux préférences.

Ainsi, le fait que les fonctions d'utilité soient dépendantes des états de la nature, n'aboutit plus à un problème d'identification[10] quand les probabilités sont objectives, connues et acceptées par tous les agents. Ensuite, nous pourrons ainsi établir des conditions nécessaires et suffisantes relatives à l'ensemble de référence, qui doivent être en plus respectées pour obtenir des comportements spécifiques.

En effet, sous cette hypothèse de travail des préférences dépendantes des états de la nature, certaines caractéristiques reliées aux concepts de mesure d'aversion au risque ne sont plus verifiées automatiquement.

Il faut, pour cette condition, que l'individu présente une aversion au risque décroissante avec une augmentation de sa richesse (dans l'ensemble de référence) dans chacun des états de la nature. L'ensemble de ces conditions implique une restriction supplémentaire sur la forme de l'ensemble de référence. De la même façon, nous établissons une restriction supplémentaire sur l'ensemble de référence pour qu'un individu soit prudent quand les préférences dépendent des états de la nature.

Cette notion d'ensemble de référence est le résultat de travaux déjà réalisés dans le cadre des préférences dépendantes des états de la nature par Edi Karni [47], [48]. Elle permet entre autres de définir l'aversion au risque et la prime de risque[11].

C'est à partir de la notion d'"Ensemble de Référence" et de l'extension du théorème de la diffidence (une technique standard développée par Gollier et Kimball [37]) aux préférences dépendantes des états de la nature, que nous établissons les conditions nécessaires et suffisantes sur l'ensemble de référence, permettant d'obtenir une prudence positive et une aversion absolue au risque décroissante avec la richesse.

Nous répondons formellement à la question de Karni [48] (à la page 40), quant

[10] Voir Savage [74], [76], [77], Drèze [28].

[11] La prime de risque peut être interprétée comme étant le montant maximal à payer, de sorte que l'individu est indifférent entre avoir la valeur monétaire espérée ou avoir l'équivalent certain.

à la nécessité de la linéarité de l'ensemble de référence pour obtenir une prime de risque décroissante avec une hausse de la richesse dans l'ensemble de référence. Nous montrons que cette condition est bel et bien une condition suffisante pour que la prime de risque soit décroissante avec la richesse pour un individu riscophobe mais elle n'est toutefois pas nécessaire. Nous montrons aussi que pour qu'un individu soit qualifié de "prudent", il faut que l'ensemble de référence respecte une certaine condition supplémentaire plus restrictive sur sa forme que pour l'aversion au risque mais moins restrictive que pour l'aversion au risque décroissante. La linéarité constitue une condition suffisante mais pas nécessaire.

Et pour établir la mesure de la prime de précaution dans le cas des préférences dépendantes des états de la nature, nous devons imposer à l'ensemble de référence une plus grande restriction: il doit être, non seulement linéaire, mais avoir en plus une pente unitaire.

Avant de revenir à tous ces dévéloppements, rappelons d'abord la notion de l'ensemble de référence.

1.3 Notion d'ensemble de référence

Karni [47], [48] a introduit la notion d'ensemble de référence afin de pouvoir comparer les attitudes individuelles face au risque quand les préférences sont dépendantes des états de la nature.

Supposons que la représentation des préférences par la fonction d'utilité von Neumann-Morgenstern, $U_i(w_i)$ est définie sur l'ensemble des richesses finales W et qu'il existe deux états de la nature $i = s, t$ appartenant à l'ensemble des états de la nature noté S. Soit un individu qui est riscophobe dans chaque état de la nature i.e. dont la fonction d'utilité $U_i(w_i)$ est strictement croissante et strictement concave $\forall i \in S$. Soit une loterie actuarielle $\tilde{x} = (x_s, x_t)$ avec respectivement les probabilités p_s et $p_t = 1 - p_s$ tel que la richesse finale de l'individu faisant face à cette loterie est

(w_s, w_t) avec:

$$E(\tilde{x}) = p_s x_s + p_t x_t = 0.$$

De la même façon, la richesse espérée est donnée par:

$$E(w) = p_s w_s + p_t w_t \tag{1.1}$$

et l'utilité espérée par:

$$EU_i(w) = p_s U_s(w_s) + p_t U_t(w_t) \tag{1.2}$$

Tout consommateur rationnel, faisant des choix dans le cadre de l'incertitude, cherche toujours à maximiser l'espérance de l'utilité (1.2) qu'il retire de ses choix sous la contrainte du gain ou de la richesse espérée (1.1). À son optimum, tous les choix du consommateur se trouvent dans l'ensemble de référence.

L'ensemble de référence est un ensemble des niveaux de richesse tel que l'individu atteint l'optimum i.e. que l'utilité marginale pour les différents niveaux de la richesse correspondant à divers états de la nature est toujours la même quel que soit l'état de la nature qui se réalise.

Comme nous l'avons déjà évoqué ci-haut, la notion d'ensemble de référence est une notion d'une grande importance surtout quand les préférences dépendent des états de la nature. Elle permet de bien analyser sans se tromper, soit le comportement de deux consommateurs à un niveau de richesse donné, soit le comportement d'un consommateur à deux niveaux distincts de sa richesse. En effet, cette notion permet d'établir une comparabilité dans ces situations et ainsi faire l'analyse de statique comparée. Ce qui ne serait pas facile autrement. Pour commencer, revenons d'abord au cas où les préférences sont indépendantes des états de la nature.

1.3.1 Cas des préférences indépendantes des états de la nature

Puisque l'individu riscophobe arbore dans ce cas la même fonction d'utilité quel que soit l'état de la nature i.e. $U_i(w_i) = U(w_i)$, $\forall i \in S$; son problème s'écrit comme suit:

$$Max_{w_i} \sum_{i \in S} p_i U(w_i) = p_s U(w_s) + p_t U(w_t) \tag{1.3}$$

s/c

$$E(w) = \sum_{i \in S} p_i w_i = p_s w_s + p_t w_t \tag{1.4}$$

La résolution de ce problème nous donne (par les conditions de premier ordre, en supposant que les conditions de second ordre sont également verifiées suite à l'hypothèse de concavité de la fonction d'utilité $U(w_i)$ pour tout état de la nature):

$$\begin{aligned} & p_i U^{'}(w_i^*) = \lambda p_i \\ \Longleftrightarrow \quad & U^{'}(w_i^*) = \lambda \qquad \forall\, i = s, t \in S, p_i \neq 0. \end{aligned}$$

où λ est le multiplicateur de Lagrange de la contrainte (1.4). La solution de ce problème permet d'établir ce qu'on appelle l'ensemble de référence. Il représente ainsi l'ensemble des niveaux de richesse w_i^* dans chacun des états de la nature $i \in S$, tel que l'individu obtient la même utilité marginale quel que soit l'état de la nature réalisé. Cela veut dire qu'il est alors à l'optimum.

Dans ce cas particulier des fonctions d'utilité indépendantes des états de la nature, nous pouvons bien constater que l'ensemble de référence est l'ensemble des richesses w_i^* tel que $w_i^* = cte \quad \forall i \in S$ puisque (dans notre cas avec deux états de la nature s et t):

$$U^{'}(w_s^*) = U^{'}(w_t^*) = \lambda \Rightarrow w_s^* = w_t^* = w^* \tag{1.5}$$

Dans un graphique dont les axes sont les richesses conditionnelles aux divers états de la nature, la droite de 45º représente ainsi l'ensemble de référence dans le cas où les fonctions d'utilité sont indépendantes des états de la nature. En effet, prenons par exemple l'état "s" comme l'état de la nature pris comme référence. La fonction représentant l'ensemble de référence est donnée par:

$$w_t^* = (U^{'})^{-1}U^{'}(w_s^*), \qquad \forall s,t \in S.$$

On peut définir

$$w_t^* = f_t(w_s^*) \equiv (U^{'})^{-1}U^{'}(w_s^*) = w_s^*$$

et vérifier que

$$f_s(w_s^*) \equiv w_s^*.$$

Alors $f_t(w_s)$, représentant l'ensemble de référence, est une fonction identité[12] puisque $(U^{'})^{-1}(.)$ est la fonction inverse de $U^{'}(.)$. Ainsi à l'optimum, l'individu a une pleine assurance dans une situation sans asymétrie d'information et sans coûts de transaction proportionnels, puisque $w_i^* = w^* \qquad \forall i \in S$.

1.3.2 Cas des préférences dépendantes des états de la nature

Dans le cadre des fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature, le problème du consommateur s'écrit toujours de la même façon sauf que cette fois-ci les fonctions d'utilité ne sont plus indépendantes des états de la nature possibles:

$$Max_{w_i} \sum_{i \in S} p_i U_i(w_i) = p_s U_s(w_s) + p_t U_t(w_t)$$

s/c

$$E(w) = \sum_{i \in S} p_i w_i = p_s w_s + p_t w_t$$

La résolution de ce problème nous donne:

$$U_i^{'}(w_i^*) = \lambda, \qquad \forall\, i = s,t \in S$$

et λ représente le multiplicateur de Lagrange de la contrainte. Ainsi, à l'optimum (i.e. dans l'ensemble de référence, comme dans le cas précédent), l'utilité marginale

[12] f_t et f_s sont les mêmes fonctions.

est toujours la même quel que soit l'état de la nature. Mais étant donné qu'ici les fonctions d'utilité dépendent des états de la nature, malgré le fait que

$$U_s^{'}(w_s^*) = U_t^{'}(w_t^*) \tag{1.6}$$

on n'a plus:

$$w_s^* = w_t^* \qquad \forall s, t \in S$$

contrairement au résultat (1.5) obtenu dans la sous-section précédente 1.3.1. En effet, $U_s^{'}(.) \neq U_t^{'}(.)$. Ainsi l'individu n'a plus nécessairement la pleine assurance à l'optimum, en l'absence d'asymétrie d'information et des coûts de transaction proportionnels.

En considérant l'état de la nature s comme l'état de référence (comme dans la sous-section 1.3.1), nous pouvons établir la fonction représentant l'ensemble de référence en exprimant w_t^* en fonction de w_s^*. Partant de l'égalité (1.6)[13] à l'optimum, on a $\forall i \in S$:

$$U_s^{'}(w_s^*) = U_t^{'}(w_t^*) \Rightarrow f_t(w_s^*) = w_t^* = (U_t^{'})^{-1}(U_s^{'}(w_s^*)) \tag{1.7}$$

où $f_t(w_s^*)$ est la fonction représentant l'ensemble de référence. Ainsi, $U_s^{'}(w_s^*) = U_t^{'}(w_t^*) = U_t^{'}(f_t(w_s^*))$ dans l'ensemble de référence, à l'optimum.

Rappelons que quand les préférences sont indépendantes des états de la nature, l'appartenance de la richesse dans l'ensemble de référence équivaut à la pleine assurance i.e. $w_s^* = w_t^*$ puisque $U^{'}(w_s^*) = U^{'}(w_t^*)$ à son optimum. Mais notons que dans le cas des fonctions d'utilité qui dépendent des états de la nature, l'individu ne préfère pas nécessairement la pleine assurance quel que soit le niveau de sa richesse. En effet, avec l'ensemble de référence qui ne correspond plus à la droite de 45º, l'individu peut prendre plus ou moins que la pleine assurance. En effet, graphiquement, on peut représenter ces situations dans la figure 1.1 ci-après.

[13] Étant donné que les fonctions $U_i^{'}(.)$ sont monotones décroissantes et continues, alors la fonction inverse $(U_i^{'})^{-1}(.)$ existe.

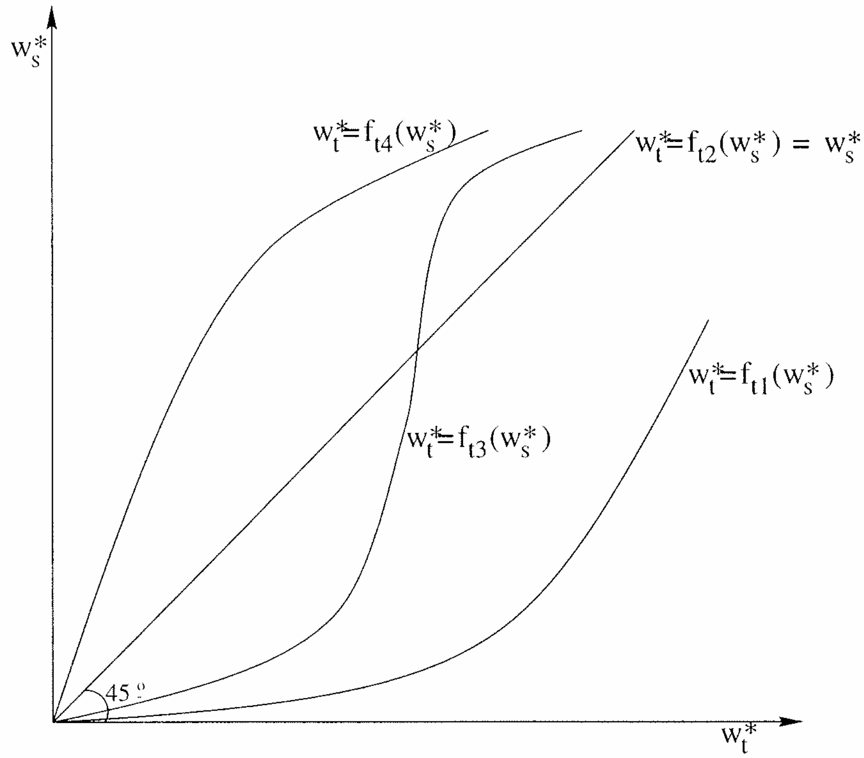


Figure 1.1 Ensemble de référence et niveau d'assurance.

Nous observons ainsi trois cas possibles quand les préférences dépendent des états de la nature. En effet, par rapport au cas particulier des fonctions d'utilité indépendantes des états de la nature représenté par la droite de 45º où $w_t^* = f_{t2}(w_s^*) = w_s^*$ (i.e. que le décideur maximise son espérance d'utilité en prenant la pleine assurance lui permettant d'avoir le même niveau de richesse dans les deux états de la nature), et en posant l'état s comme étant l'état perte ou d'accident, nous avons:

- Si l'ensemble de référence est donné par $w_t^* = f_{t1}(w_s^*)$, le décideur choisit toujours moins que la pleine assurance à son optimum (i.e. pour avoir la même utilité marginale quel que soit l'état de la nature), quel que soit le niveau de sa richesse.

- Quand l'ensemble de référence est représenté par $w_t^* = f_{t3}(w_s^*)$, le décideur peut choisir soit moins que la pleine assurance, soit la pleine assurance, ou soit plus que la pleine assurance à son optimum, le tout dépendant de son niveau de richesse. Dans l'exemple ci-haut illustré, le décideur opte pour plus que la pleine assurance quand son niveau de richesse est relativement plus élevé et à un niveau plus faible, le décideur choisit moins que la pleine assurance à son optimum.

- Avec $w_t^* = f_{t4}(w_s^*)$ comme fonction représentant l'ensemble de référence, quel que soit le niveau de la richesse, le décideur choisira toujours plus que la pleine assurance.

Notons toutefois que l'ensemble de référence peut être toujours linéaire et différent de la droite de 45º, et représenter les trois derniers cas évoqués.

À partir de la définition de l'ensemble de référence (1.7), nous pouvons établir les relations suivantes dans l'ensemble de référence, reliant les différentes notions dans les différents états de la nature puisque $w_t^* = f_t(w_s^*)$:

$$U_s^{''}(w_s^*) = U_t^{''}(w_t^*)f_t^{'}(w_s^*) \tag{1.8}$$

$$U_s^{'''}(w_s^*) = U_t^{'''}(w_t^*)f_t^{'2}(w_s^*) + U_t^{''}(w_t^*)f_t^{''}(w_s^*) \tag{1.9}$$

d'où:

$$A_s(w_s^*) = A_t(w_t^*)f_t^{'}(w_s^*) \tag{1.10}$$

$$P_s(w_s^*) = P_t(w_t^*)f_t^{'}(w_s^*) - \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} \tag{1.11}$$

où $A_i(w_i^*) = -\frac{U_i^{''}(w_i)}{U_i^{'}(w_i)}$ est la mesure Arrow-Pratt de l'aversion absolue au risque dans l'état de la nature i, alors que $P_i(w_i^*) = -\frac{U_i^{'''}(w_i)}{U_i^{''}(w_i)}$ est la mesure de la prudence de Kimball dans l'état de la nature i.

Une fois l'ensemble de référence défini, nous pouvons alors établir les conditions nécessaires et suffisantes pour qu'un individu soit riscophobe, prudent et que son aversion au risque soit décroissante avec sa richesse quand les préférences dépendent des états de la nature. Ces conditions nécessaires et suffisantes sont obtenues par l'extension du théorème de diffidence quand les préférences sont dépendantes des états de la nature. Utilisant les relations dans l'ensemble de référence, ces conditions nécessaires et suffisantes peuvent être interpretées en fonction de cet ensemble de référence. Nous pouvons maintenant parler du theorème de diffidence, un instrument d'une très grande utilité établi et dévéloppé par Gollier et Kimball [37], [38].

1.4 Théorème de diffidence, aversion au risque absolue et mesure de prudence

L'article de Pratt et Zeckhauser [67] portant sur "Proper Risk Aversion" proposait déjà un dévéloppement du théorème de "diffidence", en partant de la condition de "properness".

Ces auteurs étaient préoccupés par le fait qu'une loterie indésirable pouvait être rendue désirable par la présence d'une autre loterie, elle aussi individuellement indésirable et indépendante de la première. L'introduction de la condition de "properness" (ou de l'aversion au risque "proper") concernant le comportement des fonctions d'utilité par rapport à la richesse, permet d'éviter ce type de problème.

Cette propriété de "properness" guarantit l'aversion au risque décroissante et vice-versa (i.e. que l'aversion au risque décroissante est équivalente à la condition que deux ou plusieurs loteries indépendantes et individuellement indésirables ne peuvent pas être désirables une fois combinées ensemble). Ainsi, on peut définir la notion de "properness" comme suit:

- soit $\tilde{x}$ et $\tilde{y}$ deux lotteries et w la richesse initiale aléatoire du décideur,
- $w, \tilde{x}$ et $\tilde{y}$ sont indépendantes,
- soit la relation de préférence ($\preceq$) représentée par la fonction d'utilité von Neumann-Morgenstern (U),

l'aversion au risque (équivalent à la concavité de la fonction d'utilité U) définie par la condition $w \preceq E(w)$, est dite décroissante si l'espérance de la diminution dans la richesse ne rend jamais une loterie indésirable, désirable. C'est-à-dire que:

$$w + \tilde{x} + \tilde{y} \preceq w + \tilde{y} \qquad \forall w + \tilde{x} \preceq w \qquad et \qquad w + \tilde{y} \preceq w.$$

Ainsi, à partir de cette condition, le théorème de "diffidence" fut élaboré.

1.4.1 Théorème de "diffidence"

Le théorème de "diffidence" a été élaboré par Gollier et Kimball [37], [38], dans le cadre des préférences indépendantes des états de la nature, pour analyser les comportements en incertitude. Ce théorème constitue un simple instrument permettant de résoudre des problèmes relativement sophistiqués. Il permet, non seulement de systématiser la façon dont les concepts déjà existants peuvent être utilisés pour la comparaison d'attitudes face au risque, mais aussi il permet de modéliser de nouveaux concepts comme celui du "proper risk aversion".

Nous montrons que ce théorème de diffidence peut être étendu au cas des préférences dépendantes des états de la nature, et qu'il demeure très utile pour dériver d'importants résultats dans ce cas.

Comme mentionné par Gollier et Kimball [37], [38], plusieurs problèmes considérés en assurance et dans la théorie de l'incertitude impliquant une comparaison du risque "contingentée", quand les préférences sont indépendantes des états de la nature, partagent la même structure technique suivante:

$$\forall w^*, \forall \tilde{x} : Ef_1(w^*, \tilde{x}) \leq Ef_1(w^*, x_0) \Rightarrow Ef_2(w^*, \tilde{x}) \leq Ef_2(w^*, x_0)$$

où $\tilde{x}$ est une loterie actuarielle, w^* appartient à un ensemble spécifique appelé ensemble de référence, x_0 est une valeur réelle constante, et f_1, f_2 sont deux fonctions continues deux fois différentiables.

De la même façon, pour les préférences dépendantes des états de la nature, plusieurs comportements peuvent être traduits comme suit:

$$\forall w^*, \forall \tilde{x} : Ef_{1i}(w^*, \tilde{x}) \leq Ef_{1i}(w^*, x_0) \Rightarrow Ef_{2i}(w^*, \tilde{x}) \leq Ef_{2i}(w^*, x_0) \tag{1.12}$$

pour toute variable aléatoire $\tilde{x}$ prenant la valeur x_i dans l'état i, et pour w^* appartenant à l'ensemble de référence[14].

À titre d'exemple d'un comportement qui peut être représenté sous cette forme, nous avons la décroissance de l'aversion au risque absolue qui correspond à:

$$\forall w_i^*, \tilde{x} : p_s U_s(w_s^* + x_s) + p_t U_t(w_t^* + x_t) < p_s U_s(w_s^*) + p_t U_t(w_t^*)$$

$$\Rightarrow p_s U_s^{'}(w_s^* + x_s) + p_t U_t^{'}(w_t^* + x_t) > p_s U_s^{'}(w_s^*) + p_t U_t^{'}(w_t^*)$$

$$\Longleftrightarrow \; p_s U_s(w_s^* + x_s) + p_t U_t(w_t^* + x_t) < p_s U_s(w_s^*) + p_t U_t(w_t^*)$$

$$\Rightarrow -p_s U_s^{'}(w_s^* + x_s) - p_t U_t^{'}(w_t^* + x_t) < -p_s U_s^{'}(w_s^*) - p_t U_t^{'}(w_t^*)$$

Dans ce cas, les fonctions f_{1i} et f_{2i} sont respectivement U_i et $-U_i^{'}$.

Le théorème de diffidence caractérise l'ensemble des fonctions réelles f_{2i} qui satisfont la condition ci-haut mentionnée, pour une fonction réelle donnée f_{1i}, une variable de référence donnée w_i^* et une valeur constante donnée x_0[15].

Ainsi, la condition (1.12) est équivalente à:

$$Max_x Ef_{2i}(w^*, \tilde{x}) - Ef_{2i}(w^*, x_0) \leq 0$$

sous la contrainte

$$Ef_{1i}(w_i^*, \tilde{x}) - Ef_{1i}(w_i^*, x_0) \leq 0.$$

La fonction objective et la contrainte de ce problème, sont toutes les deux linéaires en probabilités.

Supposons que l'ensemble d'opportunité n'est pas vide. Cet ensemble étant borné, alors une solution existe et elle doit être une solution frontière. Elle peut prendre deux formes: une distribution degénerée ou une distribution en deux points.

[14] w^* prend la valeur w_i^* dans l'état de la nature i.

[15] Dans toutes notre analyse, $x_0 = 0$.

Ainsi, la condition (1.12) ci-dessus est satisfaite pour toute distribution de $\tilde{x}$ si et seulement si elle est satisfaite:

- pour toutes les distributions en un point (distributions dégénérées), et
- pour toutes les distributions en deux points qui satisfont la condition $Ef_{1i}(w^*, \tilde{x}) \leq Ef_{1i}(w^*, x_0)$ comme une égalité.

Supposons qu'il existe au moins un niveau de richesse w_i^* dans l'ensemble de référence, et $x_i \in [a,b]$ tel que $f_{1i}(w_i^*, x_i) \leq f_{1i}(w_i^*, x_0)$. La condition (1.12) pour chaque variable aléatoire $\tilde{x}$ dont le support est inclus dans l'intervalle $[a,b]$ et chaque w^* dans l'ensemble de référence, est équivalente à la condition selon laquelle il existe une valeur $m \in \Re^+$ telle que:

- Pour une distribution degénerée à $x_i \in [a,b]$ et $\forall w_i^*$ dans l'ensemble de référence:

$$f_{1i}(w_i^*, x_i) \leq f_{1i}(w_i^*, x_0) \Rightarrow f_{2i}(w_i^*, x_i) \leq f_{2i}(w_i^*, x_0)$$

- Pour les distributions en deux points, $\forall x_s, x_t \in [a,b]$, et $\forall (w_s^*, w_t^*)$ dans l'ensemble de référence, avec $\forall p \in [0,1]$ la probabilité que l'état i se réalise[16]:

$$\begin{aligned} & p_s f_{1s}(w_s^*, x_s) + p_t f_{1t}(w_t^*, x_t) = p_s f_{1s}(w_s^*, x_0) + p_t f_{1t}(w_t^*, x_0) \\ \Rightarrow\ & p_s f_{2s}(w_s^*, x_s) + p_t f_{2t}(w_t^*, x_t) \leq p_s f_{2s}(w_s^*, x_0) + p_t f_{2t}(w_t^*, x_0) \end{aligned} \tag{1.13}$$

Supposons que $f_{1s}(w_s^*, x_s) < f_{1s}(w_s^*, x_0)$ et $f_{1t}(w_t^*, x_t) > f_{1t}(w_t^*, x_0)$. L'expression (1.13) est équivalente au fait qu'il existe un nombre réel nonnegatif m_i pour lequel[17]:

$$\frac{f_{2t}(w_t^*, x_t) - f_{2t}(w_t^*, x_0)}{f_{1t}(w_t^*, x_t) - f_{1t}(w_t^*, x_0)} \leq m_i \leq \frac{f_{2s}(w_s^*, x_s) - f_{2s}(w_s^*, x_0)}{f_{1s}(w_s^*, x_s) - f_{1s}(w_s^*, x_0)}$$

Pour $x_0 = 0$, $Ef_{1i}(w^*, x_0) = Ef_{1i}(w^*, 0)$ et $Ef_{2i}(w^*, x_0) = Ef_{2i}(w^*, 0)$. Avec les hypothèses que $f_{1i}(.)$ et $f_{2i}(.)$ sont deux fois différentiables à x_0, $f_{1i}'(w_i^*, x_0) =$

[16] $\sum_{i \in S} p_i = 1 \Rightarrow p_s = 1 - p_t$

[17] En utilisant le fait qu'à partir de la partie gauche de l'expression (1.13), on a que $p = \frac{f_{1t}(w_t^*, 0) - f_{1t}(w_t^*, x_t)}{f_{1s}(w_s^*, x_s) - f_{1t}(w_t^*, x_t) + f_{1t}(w_t^*, 0) - f_{1s}(w_s^*, 0)}$. Et ensuite, on remplace cette valeur de p dans le côté droit de la même expression.

$[\frac{\partial f_{1i}(w_i^*,x_0)}{\partial x_i}] \neq 0$ et $f_{2i}'(w_i^*, x_0) = [\frac{\partial f_{2i}(w_i^*,x_0)}{\partial x_i}]$ existe, où (w_i^*, x_0) appartient à l'ensemble de référence et $\frac{\partial f_{2i}(w_i^*,x_0)}{\partial x_i} = \frac{\partial f_{2i}(w_i^*,x_i)}{\partial x_i}\Big|_{x_i=x_0}$, le candidat à la valeur de m_i est $\frac{f_{2i}'(w_i^*,x_0)}{f_{1i}'(w_i^*,x_0)}$. Ainsi, si $f_{1i}(.)$ et $f_{2i}(.)$ sont deux fois différentiables, une condition nécessaire pour que la condition (1.12) soit vérifiée est:

$$f_{2i}''(w_i^*, x_0) \leq \frac{f_{2i}'(w_i^*, x_0)}{f_{1i}'(w_i^*, x_0)} f_{1i}''(w_i^*, x_0).$$

Le théorème de diffidence nous dit donc que la condition:

$$\forall w^*, \tilde{x} : Ef_{1i}(w^*, \tilde{x}) \leq Ef_{1i}(w^*, x_0) \Rightarrow Ef_{2i}(w^*, \tilde{x}) \leq Ef_{2i}(w^*, x_0) \tag{1.14}$$

est respectée si et seulement si la condition nécessaire et suffisante suivante, est verifiée:

$$\forall w_i^*, \tilde{x} : f_{2i}(w_i^*, x_i) - f_{2i}(w_i^*, x_0) \leq \frac{f_{2i}'(w_i^*, x_0)}{f_{1i}'(w_i^*, x_0)} [f_{1i}(w_i^*, x_i) - f_{1i}(w_i^*, x_0)] \tag{1.15}$$

sachant que les conditions nécessaires suivantes sont respectées:

$$\forall w_i^* : \quad \frac{f_{2i}'(w_i^*, x_0)}{f_{1i}'(w_i^*, x_0)} \geq 0$$

$$\forall w_i^* : \quad f_{2i}''(w_i^*, x_0) \leq \frac{f_{2i}'(w_i^*, x_0)}{f_{1i}'(w_i^*, x_0)} f_{1i}''(w_i^*, x_0)$$

À partir de cette extension aux préférences dépendantes des états de la nature, nous pouvons établir les conditions nécessaires et suffisantes pour plusieurs comportements. Ce théorème peut s'appliquer à diverses notions et propriétés dans le cadre des préférences dépendantes des états de la nature dont entre autres l'aversion au risque, la prudence et la décroissance de la riscophobie par rapport à la hausse du niveau de richesse.

1.4.2 Aversion au risque absolue

La notion d'aversion au risque correspond à l'intensité avec laquelle quelqu'un déteste l'incertitude et pourrait l'éviter si possible.

Proposition 1.1 *Si les conditions nécessaires ci-après sont respectées,*

$$NC1: \qquad \forall {w_i}^*: U_i^{'}(w_i^*) > 0$$

$$NC2: \qquad \forall {w_i}^*: U_i^{''}(w_i^*) < 0$$

en appliquant le théorème de diffidence nous dérivons la condition nécessaire et suffisante pour qu'il y ait aversion au risque absolue $\forall i \in S$:

$$\forall {w_i}^*, x_i : U_i(w_i^* + x_i) - U_i(w_i^*) < U_i^{'}(w_i^*)x_i$$

Par une application du théorème de "diffidence" à la mesure de l'aversion au risque absolue quand les préférences sont dépendantes des états de la nature, nous allons établir les conditions nécessaires et suffisantes qui s'y rattachent. Soit deux états de la nature possibles: s et t, soit les niveaux de richesse dans l'ensemble de référence (w_s^*, w_t^*) et soit (x_s, x_t) représentant un risque actuariel. Ainsi, par définition de l'aversion au risque, pour toute loterie actuarielle $\tilde{x}$, nous avons:

$$\begin{aligned} \forall w_i^*, \tilde{x}: \qquad & p_s[w_s^* + x_s] + p_t[w_t^* + x_t] = p_s w_s^* + p_t w_t^* \\ & \Rightarrow p_s U_s(w_s^* + x_s) + p_t U_t(w_t^* + x_t) < p_s U_s(w_s^*) + p_t U_t(w_t^*) \end{aligned}$$

si la condition nécessaire et suffisante suivante est respectée dans l'ensemble de référence:

$$f_{2i}(w_i^*, x_i) - f_{2i}(w_i^*, x_0) < \frac{f_{2i}^{'}(w_i^*, x_0)}{f_{1i}^{'}(w_i^*, x_0)}[f_{1i}(w_i^*, x_i) - f_{1i}(w_i^*, x_0)] \qquad \forall i = s, t \in S$$

Puisque dans ce cas nous avons $f_{1i}(w_i^*, x_i) = w_i^* + x_i \Rightarrow \frac{\partial f_{1i}(w_i^*,0)}{\partial x_i} = 1 \neq 0$ et que $f_{2i}(w_i^*, x_i) = U_i(w_i^* + x_i) \Rightarrow \frac{\partial f_{2i}(w_i^*,0)}{\partial x_i} = U_i^{'}(w_i^*)$ existe.

Les deux conditions nécessaires sont:

$$U_i^{'}(w_i^* + x_i)|_{x_i=0} > 0 \qquad \forall i \in S \tag{1.16}$$

et

$$U_i^{''}(w_i^*) < U_i^{'}(w_i^*) * 0 \Rightarrow U_i^{''}(w_i^*) < 0 \qquad \forall i \in S \tag{1.17}$$

Étant données les deux conditions nécessaires respectées, la condition nécessaire et suffisante dans chaque état de la nature $i \in S$ se réécrit alors:

$$\begin{aligned} & U_i(w_i^* + x_i) - U_i(w_i^*) < U_i^{'}(w_i^*)[(w_i^* + x_i) - w_i^*] \\ \iff \quad & \frac{x_i^2}{2} U_i^{''}(w_i^*) < 0. \end{aligned} \tag{1.18}$$

Ainsi, avec l'hypothèse que l'individu a des préférences représentées par les fonctions d'utilité von Neumann-Morgenstern avec les caractéristiques suivantes:

$$U_i^{'}(w_i^*) > 0 \qquad \forall i \in S \tag{1.19}$$

$$U_i^{''}(w_i^*) < 0 \qquad \forall i \in S \tag{1.20}$$

on est sûr que cet individu est riscophobe. Bref, les conditions nécessaires et suffisantes se résument aux hypothèses (1.19) et (1.20). En effet, cela impliquerait $A_i(w_i^*) = -\frac{U_i^{''}(w_i^*)}{U_i^{'}(w_i^*)} > 0$, $\forall i \in S$.

La condition nécessaire et suffisante pour qu'un individu soit riscophobe (neutre au risque, riscophile) dans l'ensemble des combinaisons des états de la nature, est qu'il soit simultanément riscophobe (neutre au risque, riscophile) dans chacun des états de la nature; i.e. que les fonctions d'utilité dans chaque état de la nature soient toutes croissantes et strictement concaves (linéaires, ou convexes). Ce résultat confirme le résultat de Karni [48], chapitre 2.

La condition nécessaire et suffisante, utilisant les relations dans l'ensemble de référence (la relation (1.7), équivaut à[18]:

$$\begin{aligned} U_s^{''}(w_s^*) < 0 \quad &\Rightarrow \quad U_t^{''}(w_t^*) f_t^{'}(w_s^*) < 0 \\ U_t^{''}(w_t^*) < 0 \quad &\Rightarrow \quad \frac{U_s^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} < 0 \end{aligned}$$

Ainsi, si $U_s^{''}(w_s^*) < 0$, alors $U_t^{''}(w_t^*) < 0$ et vice versa puisque $f_t^{'}(w_s^*) > 0$. Imposer les hypothèses (1.19) et (1.20) revient donc à dire que la fonction qui définit l'ensemble de référence est croissante avec la richesse. Autrement dit, si nous avons $f_t^{'}(w_s^*) > 0$ et

[18] Puisque les fonctions $U_i(.)\ \forall i \in S$ sont croissantes et strictement concaves, alors $f_t^{'}(w_s) > 0$.

une riscophobie dans un des états de la nature, alors nous sommes sûrs que l'individu sera riscophobe dans tous les états de la nature.

Quand les préférences sont indépendants des états de la nature, $f_t^{'}(w_s^*) = 1 > 0$ toujours. Nous n'avons donc pas à nous préoccuper de la condition $f_t^{'}(w_s^*) > 0$ puisque elle est toujours vérifiée. Seules les conditions $U^{'}(w_i^*) > 0$ et $U^{''}(w_i^*) < 0$ suffisent à ce qu'il y ait riscophobie.

1.4.3 Prudence

Étendons maintenant le théorème de diffidence à la notion et à la mesure de la prudence pour établir la condition nécessaire et suffisante pour qu'un individu soit "prudent". On appelle "prudence", la sensibilité du choix optimal de la variable de décision face au risque. Le terme "prudence" fait référence à la propensité à se préparer et à s'armer en vue de faire face à l'incertitude des décisions (ou loteries endogènes) alors que par la notion d'aversion au risque on parle de l'intensité avec laquelle quelqu'un déteste l'incertitude des loteries exogènes et voudrait l'éviter si possible.

Supposons que l'utilité d'un individu est fonction d'une variable de contrôle δ et d'une variable aléatoire exogène θ de sorte que son problème s'écrit:

$$Max_{\delta} EU_i(\theta, \delta).$$

Si on appelle "prudence" la sensibilité du choix optimal de la variable de décision face au risque, alors la mesure de la prudence absolue est $E\nu_i(\theta,\delta) = E[-\frac{(\frac{\partial^3 U_i(\theta,\delta)}{\partial\theta^2\partial\delta})}{(\frac{\partial^2 U_i(\theta,\delta)}{\partial\theta\partial\delta})}]$ et celle de la prudence relative est $\theta E\nu_i(\theta,\delta)$.

Proposition 1.2 *Supposons que les conditions nécessaires suivantes sont vérifiées:*

$$NC1: \qquad \forall w_i{}^*: -U_i^{''}(w_i^*) > 0$$

$$NC2: \qquad \forall w_i{}^*: U_i^{'''}(w_i^*) > 0$$

En utilisant le théorème de diffidence, nous obtenons la condition nécessaire et suffisante ci-après pour qu'il y ait prudence $\forall i \in S$:

$$\forall {w_i}^*, x_i : U_i^{'}(w_i^* + x_i) - U_i^{'}(w_i^*) > U_i^{''}(w_i^*)x_i$$

Soient les niveaux de richesse (w_s^*, w_t^*) dans l'ensemble de référence et la loterie (risque) actuarielle suivante: (x_s, x_t). On définit la notion de prudence comme suit:

$$\begin{aligned}
\forall w_i^*, \tilde{x} : \quad & p_s[w_s^* + x_s] + p_t[w_t^* + x_t] = p_s w_s^* + p_t w_t^* \\
& \Rightarrow p_s U_s^{'}(w_s^* + x_s) + p_t U_t^{'}(w_t^* + x_t) > p_s U_s^{'}(w_s^*) + p_t U_t^{'}(w_t^*) \\
\Longleftrightarrow \quad & p_s[w_s^* + x_s] + p_t[w_t^* + x_t] = p_s w_s^* + p_t w_t^* \\
& \Rightarrow -p_s U_s^{'}(w_s^* + x_s) - p_t U_t^{'}(w_t^* + x_t) < -p_s U_s^{'}(w_s^*) - p_t U_t^{'}(w_t^*)
\end{aligned}$$

Le théorème de diffidence nous donne la condition nécessaire et suffisante pour qu'un individu riscophobe soit prudent:

$$-U_i^{'}(w_i^* + x_i) + U_i^{'}(w_i^*) < -U_i^{''}(w_i^* + x_i)|_{x_i = x_0 = 0}[(w_i^* + x_i) - w_i^*] = -U_i^{''}(w_i^*)x_i$$

où les conditions nécessaires requises sont:

$$-U_i^{''}(w_i^*) > 0 \qquad \forall i \in S \tag{1.21}$$

et

$$-U_i^{'''}(w_i^* + x_i)|_{x_i = x_0 = 0} < -U_i^{''}(w_i^*) * 0 \Rightarrow U_i^{'''}(w_i^*) > 0 \qquad \forall i \in S \tag{1.22}$$

Notons que la condition nécessaire pour que $-U_i^{''}(w_i^*) > 0$ est vérifiée pour tout individu riscophobe dans tous les états de la nature, puisque nous avons posé l'hypothèse $U_i^{''}(w_i^*) < 0$, $\forall i \in S$.

En faisant un développement en séries (autour de w_i^*), la condition nécessaire et suffisante ci-haut, étant données les deux conditions nécessaires dans chaque état de la nature $i \in S$, s'écrit alors comme suit:

$$U_i^{'}(w_i^*) - U_i^{'}(w_i^* + x_i) < -x_i U_i^{''}(w_i^*)$$

$$
\begin{aligned}
&\iff -U_i^{'}(w_i^*) - U_i^{'}(w_i^*) - x_iU_i^{''}(w_i^*) - \frac{x_i^2}{2}U_i^{'''}(w_i^*) < -x_iU_i^{''}(w_i^*)\\
&\iff -x_iU_i^{''}(w_i^*) - \frac{x_i^2}{2}U_i^{'''}(w_i^*) < -x_iU_i^{''}(w_i^*)\\
&\iff \frac{x_i^2}{2}U_i^{'''}(w_i^*) > 0 \qquad \forall i \in S. \qquad (1.23)
\end{aligned}
$$

Ainsi, la condition nécessaire et suffisante pour qu'un individu riscophobe soit prudent est donnée par (1.23). Combinée avec les deux conditions nécessaires (1.21) et (1.22), nous avons:

$$
-\frac{U_i^{'''}(w_i^*)}{U_i^{''}(w_i^*)} = P_i(w_i^*) > 0 \qquad \forall i = s, t \in S.
$$

Autrement dit, la condition nécessaire et suffisante pour qu'il y ait prudence chez un individu riscophobe dans l'ensemble des combinaisons des états de la nature, est qu'il y ait prudence dans chacun des états de la nature.

Dans l'ensemble de référence, et d'après la relation (1.11), nous avons:

- $P_s(w_s^*) > 0 \iff P_t(w_t^*)f_t^{'}(w_s^*) - \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} > 0$
  $\iff P_t(w_t^*)f_t^{'}(w_s^*) > \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)}$
- $P_t(w_t^*) > 0 \iff \frac{P_s(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} + \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'2}(w_s^*)} > 0$
  $\iff -P_s(w_s^*) < \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)}$

D'où $P_s(w_s^*) > 0$ et $P_t(w_t^*) > 0$

$$
\Rightarrow -P_s(w_s^*) < \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} < P_t(w_t^*)f_t^{'}(w_s^*) \qquad (1.24)
$$

Le fait donc qu'une mesure de prudence $P_i(w_i^*)$ soit positive dans un des états de la nature $i \in S$, est une condition nécessaire mais pas suffisante pour qu'il y ait prudence dans chaque état de la nature. En effet par exemple, $P_t(w_t^*) > 0$ n'implique plus automatiquement $P_s(w_s^*) > 0$ et vice versa. Cela dépend de la forme de l'ensemble de référence. Imposer la prudence positive dans l'ensemble de référence pour un individu riscophobe revient alors à imposer la condition (1.24).

Dans le cas où les préférences sont indépendantes des états de la nature, $f_t'(w_s^*) = 1 > 0$ et $f_t''(w_s^*) = 0$ toujours, ce qui implique que pour que la condition (1.24) soit respectée, il suffit que $U'''(w_i^*) > 0$ soit vérifiée. La forme de l'ensemble de référence n'est plus restrictive.

Alors, après avoir établi la condition nécessaire et suffisante pour qu'un individu riscophobe soit prudent dans un environnement où les préférences dépendent des états de la nature, analysons celles relatives à décroissance de l'aversion au risque absolue par rapport à la richesse dans le même environnement.

1.4.4 Décroissance de l'aversion au risque absolue

Karni avait proposé un prérequis à la définition de l'aversion absolue au risque décroissante. Ce prérequis correspond à la condition d'autocomparabilité, équivalant à la linéarité de l'ensemble de référence [19]. Nous montrons que cette condition est certes suffisante, mais non nécessaire pour obtenir le résultat.

Comme nous le verrons, pour établir la condition nécessaire et suffisante pour qu'il y ait décroissance de l'aversion au risque, il faut utiliser les conditions nécessaires et suffisantes relatives aux notions d'aversion au risque et de prudence. En effet, un individu riscophobe a une aversion au risque absolue décroissante avec la richesse, si il est d'abord prudent (i.e. $P_i(w_i) > 0\, \forall i \in S$). Débutons par le cas classique des préférences indépendantes des états de la nature.

1.4.4.1 Préférences indépendantes des états de la nature

En appliquant d'abord le théorème de diffidence au cas simple des préférences indépendantes des états de la nature, on a:

$$\forall w^*, \tilde{x} : p_s U(w^*+x_s)+p_t U(w^*+x_t) < U(w^*) \Rightarrow p_s U'(w^*+x_s)+p_t U'(w^*+x_t) > U'(w^*)$$

[19] Voir aussi Roëll [70].

ou

$$\forall w^*, \tilde{x} : p_s U(w^*+x_s)+p_t U(w^*+x_t) < U(w^*) \Rightarrow -p_s U^{'}(w^*+x_s)-p_t U^{'}(w^*+x_t) < -U^{'}(w^*).$$

Pour que l'aversion au risque absolue soit décroissante avec l'augmentation du niveau de richesse, la condition nécessaire et suffisante est que:

$$-U^{'}(w^* + x_i) + U^{'}(w^*) < A(w^*)[U(w^* + x_i) - U(w^*)]$$

où les deux conditions nécessaires suivantes doivent être d'abord respectées $\forall w^*$:

$$NC1 : \qquad -\frac{U^{''}(w^*)}{U^{'}(w^*)} = A(w^*) > 0 \tag{1.25}$$

$$NC2 : \qquad -U^{'''}(w^* < A(w^*) * U^{''}(w^*) \Rightarrow P(w^*) > A(w^*) \tag{1.26}$$

et où $A(w^*)$ est le coefficient d'aversion au risque absolue et $P(w^*)$ est la mesure de la prudence.

Pour un individu riscophobe, nous pouvons réécrire la condition nécessaire et suffisante, et obtenir:

$$\begin{aligned}
& -U^{'}(w^* + x_i) + U^{'}(w^*) < A(w^*)[U(w^* + x_i) - U(w^*)] \\
\Longleftrightarrow \quad & -x_i U^{''}(w^*) - \frac{x_i^2}{2} U^{'''}(w^*) < A(w^*)[x_i U^{'}(w^*) + \frac{x_i^2}{2} U^{''}(w^*)] \\
\Longleftrightarrow \quad & x_i - \frac{x_i^2}{2} P(w^*) < A(w^*)[x_i \frac{1}{A(w^*)} - \frac{x_i^2}{2}] = x_i - \frac{x_i^2}{2} A(w^*) \\
\Longleftrightarrow \quad & P(w^*) > A(w^*) \qquad (1.27)
\end{aligned}$$

Effectivement, il faut combiner les conditions relatives à l'aversion au risque absolue avec celles relatives à la prudence pour trouver celles d'une décroissance de l'aversion absolue au risque.

C'est à dire que pour avoir $P(w^*) = -\frac{U^{'''}(w^*)}{U^{''}(w^*)} > A(w^*) = -\frac{U^{''}(w^*)}{U^{'}(w^*)} > 0$, il faut d'abord que $U^{'}(w^*) > 0, U^{''}(w^*) < 0$ et que $U^{'''}(w^*) > 0$.

La condition nécessaire et suffisante pour qu'un individu riscophobe ait une aversion au risque décroissante avec la richesse est:

$$P(w^*) > A(w^*)$$

Ainsi on retrouve la condition nécessaire et suffisante pour qu'un individu riscophobe ait une aversion au risque absolue décroissante avec la richesse: sa mesure de prudence doit être plus élevée que sa mesure d'aversion au risque absolue. Bref, il ne suffit pas qu'un individu soit riscophobe et prudent pour qu'il ait une aversion au risque absolue qui décroit avec la richesse. Il faut, en plus que la mesure de sa prudence soit plus grande que son coefficient d'aversion au risque absolue.

Que se passe-t-il alors dans le cas où les fonctions d'utilité dépendent des états de la nature? À partir de l'extension du théorème de diffidence, nous pouvons établir la condition nécessaire et suffisante, sur l'ensemble de référence, sous laquelle l'aversion au risque dans le cas des fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature est décroissante avec la richesse.

1.4.4.2 Préférences dépendantes des états de la nature

On s'attend à ce que la condition nécessaire englobe au moins les conditions nécessaires et suffisantes de l'existence de l'aversion absolue et de la prudence i.e. $A_i(w_i^*) > 0$ et $P_i(w_i^*) > 0$. Nous anticipons, à partir du résultat précédent quand les préférences sont indépendantes des états de la nature, que la condition nécessaire et suffisante serait dans ce cas-ci, $P_i(w_i^*) > A_i(w_i^*)$, $\forall i \in S$.

Proposition 1.3 *Supposons que les conditions nécessaires suivantes sont respectées:*

$$NC1: \qquad \forall {w_i}^* : A_i(w_i^*) > 0$$

$$NC2: \qquad \forall {w_i}^* : P_i(w_i^*) > A_i(w_i^*)$$

Utilisant le théorème de diffidence, nous avons la condition nécessaire et suffisante suivante pour pouvoir obtenir l'aversion au risque décroissante $\forall i \in S$:

$$\forall {w_i}^*, x_i : -U_i^{'}(w_i^* + x_i) + U_i^{'}(w_i^*) < A_i(w_i^*)[U_i(w_i^* + x_i) - U_i(w_i^*)]$$

Pour que l'aversion au risque absolue soit décroissante avec l'augmentation du niveau de richesse quand les préférences dépendent des états de la nature, i.e.

$$\forall w_i^*, \tilde{x} : p_s U_s(w_s^* + x_s) + p_t U_t(w_t^* + x_t) < p_s U_s(w_s^*) + p_t U_t(w_t^*)$$

$$\Rightarrow p_s U_s'(w_s^* + x_s) + p_t U_t'(w_t^* + x_t) > p_s U_s'(w_s^*) + p_t U_t'(w_t^*)$$

$$\Longleftrightarrow \; p_s U_s(w_s^* + x_s) + p_t U_t(w_t^* + x_t) < p_s U_s(w_s^*) + p_t U_t(w_t^*)$$

$$\Rightarrow -p_s U_s'(w_s^* + x_s) - p_t U_t'(w_t^* + x_t) < -p_s U_s'(w_s^*) - p_t U_t'(w_t^*)$$

il faut que la condition nécessaire et suffisante suivante soit respectée $\forall w_i^*$:

$$- U_i'(w_i^* + x_i) + U_i'(w_i^*) < A_i(w_i^*)[U_i(w_i^* + x_i) - U_i(w_i^*)] \tag{1.28}$$

étant données les conditions nécessaires ci-après:

$$-\frac{U_i''(w_i^*)}{U_i'(w_i^*)} = A_i(w_i^*) > 0,$$

$$-U_i'''(w_i^*) < A_i(w_i^*) * U_i''(w_i^*) \iff P_i(w_i^*) > A_i(w_i^*).$$

Nous pouvons constater que cette seconde condition nécessaire équivaut à la condition nécessaire et suffisante (1.28) puisque:

$$\begin{aligned}
& U_i'(w_i^* + x_i) - U_i'(w_i^*) < A_i(w_i^*)[U_i(w_i^* + x_i) - U_i(w_i^*)] \\
\Rightarrow \quad & -x_i U_i''(w_i^*) - \frac{x_i^2}{2} U_i'''(w_i^*) < A_i(w_i^*)[x_i U_i'(w_i^*) + \frac{x_i^2}{2} U_i''(w_i^*)] \\
\Rightarrow \quad & x_i - \frac{x_i^2}{2} P_i(w_i^*) < A_i(w_i^*)[x_i \frac{1}{A_i(w_i^*)} - \frac{x_i^2}{2}] = x_i - \frac{x_i^2}{2} A_i(w_i^*) \\
\Rightarrow \quad & P_i(w_i^*) > A_i(w_i^*) \qquad \forall i \in S
\end{aligned} \tag{1.29}$$

Les conditions nécessaires pour la décroissance de l'aversion au risque absolue exigent donc la décroissance de l'aversion au risque absolue dans chaque état de la nature.

Ceci revient à imposer la condition que l'ensemble de référence, représenté par la fonction $f_t(w_s^*)$, est tel que $-[P_s(w_s^*) - A_s(w_s^*)] < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < [P_t(w_t^*) - A_t(w_t^*)] f_t'(w_s^*)$.

En effet, d'après les relations (1.10) et (1.11), ces conditions impliquent respectivement que $\forall A_i(w_i^*), P_i(w_i^*)$ avec $f_t'(w_s^*) > 0$:

- $A_s(w_s^*) < P_s(w_s^*) \Rightarrow A_s(w_s^*) - P_s(w_s^*) < 0$
$\Rightarrow A_t(w_t^*)f_t^{'}(w_s^*) - P_t(w_t^*)f_t^{'}(w_s^*) + \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} < 0$
$\Rightarrow [A_t(w_t^*) - P_t(w_t^*)]f_t^{'}(w_s^*) + \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} < 0$
$\Rightarrow [A_t(w_t^*) - P_t(w_t^*)]f_t^{'}(w_s^*) < -\frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)}$
$\Rightarrow -[A_t(w_t^*) - P_t(w_t^*)]f_t^{'}(w_s^*) > \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)}$

- $A_t(w_t^*) < P_t(w_t^*) \Rightarrow A_t(w_t^*) - P_t(w_t^*) < 0$
$\Rightarrow \frac{A_s(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} - \frac{P_s(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} - \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'2}(w_s^*)} < 0$
$\Rightarrow \frac{[A_s(w_s^*)-P_s(w_s^*)]}{f_t^{'}(w_s^*)} - \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'2}(w_s^*)} < 0$
$\Rightarrow \frac{[A_s(w_s^*)-P_s(w_s^*)]}{f_t^{'}(w_s^*)} < -\frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'2}(w_s^*)}$
$\Rightarrow [A_s(w_s^*) - P_s(w_s^*)] < \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)}$

Ainsi, $A_s(w_s^*) < P_s(w_s^*)$ et $A_t(w_t^*) < P_t(w_t^*)$ signifie que:

$$[A_s(w_s^*) - P_s(w_s^*)] < \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} < -[A_t(w_t^*) - P_t(w_t^*)]f_t^{'}(w_s^*)$$
$$\iff -[P_s(w_s^*) - A_s(w_s^*)] < \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} < [P_t(w_t^*) - A_t(w_t^*)]f_t^{'}(w_s^*) \qquad (1.30)$$

Dans un cadre où les préférences sont dépendantes des états de la nature, l'aversion au risque d'un individu riscophobe est décroissante avec la richesse, si et seulement si son ensemble de référence respecte la relation (1.30). Et c'est cette condition qui garantit la décroissance de la prime de risque avec une augmentation de la richesse.

Ainsi, comme mentionné ci-haut, l'ensemble de référence n'a pas besoin d'être linéaire pour qu'il y ait décroissance de l'aversion au risque absolue. En effet, nous présentons ci-après quelques exemples allant dans ce sens.
Notons que les conditions (1.24) et (1.30) sur l'ensemble de référence, admettent toute transformation linéaire croissante de l'ensemble de référence. En effet, ce type de transformation permet de conserver le même rapport $\frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)}$.

Ainsi, soit $g_t(w_s^*) = a + bf_t(w_s^*)$ où $a \in \Re$ et $b \in \Re^+$.

$$\frac{\partial g_t(w_s^*)}{\partial w_s^*} = g_t^{'}(w_s^*) = bf_t^{'}(w_s^*)$$

$$g_t^{''}(w_s^*) = bf_t^{''}(w_s^*)$$

d'où :

$$\frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} = \frac{g_t^{''}(w_s^*)}{g_t^{'}(w_s^*)}.$$

En vue de relier la décroissance de l'aversion absolue au risque à celle de sa mesure, la prime de risque, revenons d'abord à la définition de cette dernière.

1.5 La détermination de la prime de risque

1.5.1 Cas des préférences indépendantes des états de la nature

On définit la prime de risque comme étant le montant maximum qu'un individu est prêt à payer ex-ante dans chaque état de la nature, pour se débarasser d'un risque tout en maximisant son espérance d'utilité étant donné le gain espéré de la situation risquée. C'est à dire en fait, que la prime de risque que l'individu paye lui permet de se débarasser d'un risque $\tilde{x} = (x_s, x_t)$ tout en se retrouvant dans l'ensemble de référence. Et plus un individu est riscophobe, plus il est prêt à payer une prime de risque plus élevée quand il fait face à un risque donné.

D'après le résultat (1.5), dans ce cas des fonctions d'utilité indépendantes des états de la nature, on a que:

$$w_s^* = w_t^* = w^*.$$

Avec $E(\tilde{x}) = 0$, alors $w^* = E(w)$ où $w = w^* + \tilde{x}$. Les primes π_i, $i = s, t$ relatives à chaque état de la nature, sont telles que:

$$\begin{aligned} p_s U(w_s) + p_t U(w_t) &= p_s U(w^* + x_s) + p_t U(w^* + x_t) \\ &= p_s U(w^* - \pi_s) + p_t U(w^* - \pi_t) \end{aligned} \tag{1.31}$$

Les niveaux respectifs de l'équivalent certain (EC)[20] dans chacun des états de la nature appartiennent à l'ensemble de référence i.e que d'après le résultat (1.5) l'équivalent certain (EC) est le même quel que soit l'état de la nature:

$$f_t(w_s^* - \pi_s) = w^* - \pi_s = w^* - \pi_t \Rightarrow \Pi = \pi_s = \pi_t \qquad \forall i = s, t \in S$$

d'où la prime à payer ex-ante est la même dans chacun des états de la nature quand les préférences sont indépendantes de ces derniers. Ainsi:

$$p_s U(w^* + x_s) + p_t U(w^* + x_t) = U(w^* - \Pi) = U(EC) \tag{1.32}$$

Pour un individu riscophobe i.e. dont la fonction d'utilité $U(.)$ est croissante et strictement concave:

$$U'(w) > 0$$

et

$$U''(w) < 0,$$

le montant de la prime de risque à payer Π est strictement positif.
À partir de la relation (1.32), on a:

$$U(w^*) \geq p_s U(w^* + x_s) + p_t U(w^* + x_t) = EU(w_i).$$

Ceci veut dire que l'utilité qu'un individu riscophobe retirera d'un rendement moyen certain (égal à l'espérance de rendement de la loterie) sera plus élevée que l'espérance d'utilité retirée de la loterie. Ainsi, pour un individu riscophobe, l'inégalité de Jensen est respectée:

$$p_s U(w^* + x_s) + p_t U(w^* + x_t) = EU(w_i) \leq U(E(w_i)) = U(w^*).$$

L'évaluation de la prime dans le problème d'assurance standard avec les fonctions d'utilité indépendantes des états de la nature, a été bien traitée par Arrow &

[20]On définit l'équivalent certain EC de la lotterie $\tilde{x}$ telle que:

$$U(EC) = U(w^* - \Pi) = EU(w_i).$$

Pratt ([1], [66]). Pour des petits risques $\tilde{x}$, la prime Π locale est évaluée en utilisant la technique du développement en séries de Taylor:

$$\begin{aligned}
& U(w^* - \Pi) = p_s U(w^* + x_s) + p_t U(w^* + x_t) \\
\Longleftrightarrow\quad & U(w^* - \Pi) \approx p_s[U(w^*) + x_s U'(w^*) + \frac{x_s^2}{2} U''(w^*)] \\
& + p_t[U(w^*) + x_t U'(w^*) + \frac{x_t^2}{2} U''(w^*)] \\
\Longleftrightarrow\quad & U(w^*) - \Pi U'(w^*) = U(w^*) + [p_s \frac{x_s^2}{2} + p_t \frac{x_t^2}{2}] U''(w^*) \\
\Longleftrightarrow\quad & \Pi(w^*) = -\Big[\frac{\sigma_x^2}{2} \frac{U''(w^*)}{U'(w^*)}\Big] = \frac{\sigma_x^2}{2} A(w^*) \qquad (1.33)
\end{aligned}$$

où

$E(\tilde{x}) = p_s x_s + p_t x_t = 0,$

$E(\tilde{x} - E(\tilde{x}))^2 = E(\tilde{x})^2 = p_s {x_s}^2 + p_t {x_t}^2 = \sigma_x^2$ est la variance du risque x,

$\Big[- \frac{U''(w^*)}{U'(w^*)} \Big] = A(w^*)$ est le coefficient d'aversion au risque absolue positif pour un individu riscophobe au niveau de richesse w^*[21].

1.5.2 Cas des préférences dépendantes des états de la nature

Le cas des fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature, a, quant à lui, été analysé par Karni [48]. Supposant toujours deux états de la nature s et t, et un niveau de richesse risquée $w = (w_s, w_t)$, suite à une loterie $\tilde{x} = (x_s, x_t)$, avec $w_i^* = w_i - x_i$ appartenant à l'ensemble de référence, on peut redéfinir l'équivalent certain et la prime pour un individu riscophobe qui veut maximiser son espérance d'utilité en adoptant la même méthodologie que dans le cas des fonctions d'utilité indépendantes des états de la nature.

On définit les primes de risque π_i dépendantes des états de la nature tel que:

$$EU_i(f_i(w_s^* - \pi_s)) = EU_i(w) \qquad i = s, t \in S \qquad (1.34)$$

[21] Pour un individu riscophile, la prime Π est négative tandis qu'elle est nulle pour un individu neutre au risque i.e. que ce dernier est indifférent entre une situation risquée et une autre non risquée tandis que le riscophile lui préfère une situation risquée. Le riscophobe préfère la situation non risquée.

Évaluons la prime de risque Π dans le cas des fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature, avec seulement deux états de la nature possibles: s et t. Cette prime représentera donc le montant que l'individu est prêt à payer ex-ante quel que soit l'état de la nature qui se réalisera, pour se débarrasser du risque tout en maximisant son espérance d'utilité.

Étant donné le risque $\tilde{x}$ associé à une loterie, tel que $E(\tilde{x}) = 0$, on définit la prime de risque Π à payer ex-ante comme suit:

$$\begin{aligned} \Pi &= p_s w_s + p_t w_t - p_s(w_s^* - \pi_s) - p_t(w_t^* - \pi_t) \\ &= p_s \pi_s + p_t \pi_t \end{aligned} \tag{1.35}$$

Ainsi, l'individu doit associer ex-ante la prime de risque π_i à chaque état de la nature, telle que finalement la prime qu'il paie quel que soit l'état de la nature qui se réalisera, est:

$$\Pi = p_s \pi_s + p_t \pi_t.$$

Les primes $\pi_i,\ i = s, t$ sont telles que:

$$p_s U_s(w_s^* - \pi_s) + p_t U_t(w_t^* - \pi_t) = p_s U_s(w_s^* + x_s) + p_t U_t(w_t^* + x_t) \tag{1.36}$$

où (w_s^*, w_t^*) et $(w_s^* - \pi_s, w_t^* - \pi_t)$ appartiennent à l'ensemble de référence i.e. que:

$$f_t(w_s^*) = w_t^* \tag{1.37}$$

$$f_t(w_s^* - \pi_s) = w_t^* - \pi_t \tag{1.38}$$

et où $f_t(.)$ est la forme fonctionnelle de l'ensemble de référence. Utilisant la technique du dévéloppement en séries de Taylor pour chacun des termes[22], autour de (w_s^*, w_t^*) respectivement, on obtient:

$$\begin{aligned} p_s U_s(w_s^* - \pi_s) \ &+ \ p_t U_t(w_t^* - \pi_t) = p_s[U_s(w_s^*) - \pi_s U_s^{'}(w_s^*)] + p_t[U_t(w_t^*) - \pi_t U_t^{'}(w_t^*)] \\ &= \ p_s U_s(w_s^*) + p_t U_t(w_t^*) - p_s \pi_s U_s^{'}(w_s^*) - p_t \pi_t U_t^{'}(w_t^*) \end{aligned} \tag{1.39}$$

[22] Voir la méthodologie de Arrow-Pratt pour leur définition de la prime de risque.

$$\begin{aligned}
p_sU_s(w_s^*+x_s)+p_tU_t(w_t^*+x_t) &= p_s[U_s(w_s^*)+x_sU_s^{'}(w_s^*)+\frac{{x_s}^2}{2}U_s^{''}(w_s^*)] \\
&\quad +p_t[U_t(w_t^*)+x_tU_t^{'}(w_t^*)+\frac{{x_t}^2}{2}U_t^{''}(w_t^*)] \\
&= p_sU_s(w_s^*)+p_tU_t(w_t^*)+p_sx_sU_s^{'}(w_s^*)+p_tx_tU_t^{'}(w_t^*) \\
&\quad +p_s\frac{{x_s}^2}{2}U_s^{''}(w_s^*)+p_t\frac{{x_t}^2}{2}U_t^{''}(w_t^*)
\end{aligned} \tag{1.40}$$

En utilisant les égalités (1.36), (1.39), (1.40) ainsi que la relation (1.7) définissant l'ensemble de référence, on a[23]:

$$\begin{aligned}
& EU_i(w^*)-(p_s\pi_s+p_t\pi_t)U_s^{'}(w_s^*) \\
= \quad & EU_i(w^*)+(p_sx_s+p_tx_t)U_s^{'}(w_s^*)+p_s\frac{{x_s}^2}{2}U_s^{''}(w_s^*)+p_t\frac{{x_t}^2}{2}U_t^{''}(w_t^*) \\
\Longleftrightarrow \quad & -\Pi U_s^{'}(w_s^*) = -(p_s\pi_s+p_t\pi_t)U_s^{'}(w_s^*) = p_s\frac{{x_s}^2}{2}U_s^{''}(w_s^*)+p_t\frac{{x_t}^2}{2}U_t^{''}(w_t^*) \\
\Longleftrightarrow \quad & \Pi(w^*) = p_s\pi_s+p_t\pi_t = -[p_s\frac{{x_s}^2}{2}\frac{U_s^{''}(w_s^*)}{U_s^{'}(w_s^*)}+p_t\frac{{x_t}^2}{2}\frac{U_t^{''}(w_t^*)}{U_t^{'}(w_t^*)}] \\
\Longleftrightarrow \quad & \Pi(w^*) = p_s\frac{{x_s}^2}{2}A_s(w_s^*)+p_t\frac{{x_t}^2}{2}A_t(w_t^*)
\end{aligned} \tag{1.41}$$

Cette mesure comporte toutefois un grand handicap dans son application. En effet, un individu riscophobe dont l'aversion au risque est décroissante avec la richesse dans un des états de la nature, ne paie pas nécessairement une prime moindre quand son niveau de richesse augmente comme c'est le cas quand les préférences sont indépendantes des états de la nature. La source de ce problème réside dans la forme de l'ensemble de référence comme l'a mentionné Karni [48].

Pour que la prime de risque soit décroissante avec une hausse de la richesse dans l'ensemble de référence, il faut que la riscophobie soit décroissante dans chacun des états de la nature possibles.

[23] Puisque $p_sx_s+p_tx_t=0$ et $U_s^{'}(w_s^*)=U_t^{'}(w_t^*)$ dans l'ensemble de référence car (w_s^*,w_t^*) constitue un choix optimal.

1.6 Décroissance de la prime de risque

Ainsi, pour un individu riscophobe, les conditions nécessaires et suffisantes pour que son aversion au risque absolue soit décroissante avec la richesse, garantissent également la décroissance de sa prime de risque.

1.6.1 Préférences indépendantes des états de la nature

À partir de l'expression (1.33), on constante que tout individu dont l'aversion au risque absolue est décroissante avec la richesse paie nécessairement une prime plus faible quand son niveau de richesse augmente. En effet, à partir de la relation (1.33), on a:

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial \Pi(w^*)}{\partial w^*} &= \frac{\partial \frac{\sigma_x^2}{2} A(w^*)}{\partial w^*} = \frac{\sigma_x^2}{2} \frac{\partial A(w^*)}{\partial w^*} = \frac{\sigma_x^2}{2} \frac{\partial \frac{-U''(w^*)}{U'(w^*)}}{\partial w^*} \\
&= \frac{\sigma_x^2}{2} \Big[\frac{-U'''(w^*)U'(w^*) + U''^2(w^*)}{U'^2(w^*)} \Big] \\
&= \frac{\sigma_x^2}{2} \Big[\frac{-U'''(w^*)}{U'(w^*)} + A^2(w^*) \Big] \\
&= \frac{\sigma_x^2}{2} \Big[\frac{-U'''(w^*)}{U''(w^*)} \frac{U''(w^*)}{U'(w^*)} + A^2(w^*) \Big] \\
&= \frac{\sigma_x^2}{2} \Big[- P(w^*)A(w^*) + A^2(w^*) \Big] \\
\Rightarrow \frac{\partial \Pi}{\partial w^*} < 0 &\Rightarrow \frac{\sigma_x^2}{2} \Big[- P(w^*)A(w^*) + A^2(w^*) \Big] < 0 \\
&\Rightarrow P(w^*) > A(w^*)
\end{aligned}
$$

pour un individu riscophobe, puisque $A(w^*) > 0$. La condition nécessaire et suffisante pour que la prime soit décroissante avec la richesse équivaut donc à la condition (1.27).

1.6.2 Préférences dépendantes des états de la nature

Étant donné un individu riscophobe, et utilisant les expressions (1.35) et (1.41) définissant la prime de risque, la variation de la prime de risque suite à une hausse de la richesse w_s^* (et conséquemment $w_t^* = f_t(w_s^*)$ avec $f_t'(w_s^*) > 0$), est donnée par:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial\Pi(w_s^*)}{\partial w_s^*} &= \frac{\partial[p_s\pi_s(w_s^*) + p_t\pi_t(w_t^*)]}{\partial w_s^*} \\
&= p_s\frac{\partial\pi_s(w_s^*)}{\partial w_s^*} + p_t\frac{\partial\pi_t(f_t(w_s^*))}{\partial w_s^*} \\
&= p_s\frac{{x_s}^2}{2}[-P_s(w_s^*) + A_s(w_s^*)]A_s(w_s^*) + p_t\frac{{x_t}^2}{2}[-P_t(w_t^*) + A_t(w_t^*)]A_t(w_t^*)f_t'(w_s^*)
\end{aligned}$$

puisque

$$\begin{aligned}
\frac{\partial\pi_s(w_s^*)}{\partial w_s^*} &= \frac{\partial[\frac{{x_s}^2}{2}A_s(w_s^*)]}{\partial w_s^*} \\
&= \frac{{x_s}^2}{2}\frac{\partial A_s(w_s^*)}{\partial w_s^*}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial\pi_t(f_t(w_s^*))}{\partial w_s^*} &= \frac{\partial[\frac{{x_t}^2}{2}A_t(f_t(w_s^*))]}{\partial w_s^*} \\
&= \frac{{x_t}^2}{2}\frac{\partial A_t(f_t(w_s^*))}{\partial w_s^*}
\end{aligned}$$

Ces deux expressions donnent respectivement:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial A_s(w_s^*)}{\partial w_s^*} &= \frac{\partial - [\frac{U_s''(w_s^*)}{U_s'(w_s^*)}]}{\partial w_s^*} \\
&= -[\frac{U_s'''(w_s^*)U_s'(w_s^*) - U_s''^2(w_s^*)}{U_s'^2(w_s^*)}] \\
&= -[\frac{U_s'''(w_s^*)}{U_s'(w_s^*)} - \frac{U_s''^2(w_s^*)}{U_s'^2(w_s^*)}] \\
&= -[\frac{U_s'''(w_s^*)}{U_s'(w_s^*)}\frac{U_s''(w_s^*)}{U_s''(w_s^*)} - \frac{U_s''^2(w_s^*)}{U_s'^2(w_s^*)}] \\
&= -P_s(w_s^*)A_s(w_s^*) + A_s^2(w_s^*)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial A_t(w_t^*)}{\partial w_s^*} &= \frac{\partial A_t(f_t(w_s^*))}{\partial w_s^*} \\
&= \frac{\partial - [\frac{U_t''(f_t(w_s^*))}{U_t'(f_t(w_s^*))}]}{\partial w_s^*} \\
&= -[\frac{U_t'''(f_t(w_s^*))f_t'(w_s^*)U_t'(f_t(w_s^*)) - U_t''^2(f_t(w_s^*))f_t'(w_s^*)}{U_t'^2(f_t(w_s^*))}]
\end{aligned}$$

$$
\begin{aligned}
&= -[\frac{U_t'''(f_t(w_s^*))}{U_t'(f_t(w_s^*))} - \frac{U_t''^2(f_t(w_s^*))}{U_t'^2(f_t(w_s^*))}]f_t'(w_s^*) \\
&= -[\frac{U_t'''(w_t^*)}{U_t'(w_t^*)}\frac{U_t''(w_t^*)}{U_t''(w_t^*)} - \frac{U_t''^2(w_t^*)}{U_t'^2(w_t^*)}]f_t'(w_s^*) \\
&= [-P_t(w_t^*)A_t(w_t^*) + A_t^2(w_t^*)]f_t'(w_s^*)
\end{aligned}
$$

Étant donné que dans l'ensemble de référence

$$A_s(w_s^*) = A_t(f_t(w_s^*))f_t'(w_s^*) = A_t(w_t^*)f_t'(w_s^*),$$

alors

$$\Pi' = \frac{\partial \Pi(w_s^*)}{\partial w_s^*} = [p_s\frac{{x_s}^2}{2}[-P_s(w_s^*)+A_s(w_s^*)]+p_t\frac{{x_t}^2}{2}[-P_t(w_t^*)+A_t(w_t^*)]]A_s(w_s^*) \quad (1.42)$$

Ainsi, le signe de Π' pour un individu riscophobe, est le même que celui de:

$$p_s\frac{{x_s}^2}{2}[-P_s(w_s^*) + A_s(w_s^*)] + p_t\frac{{x_t}^2}{2}[-P_t(w_t^*) + A_t(w_t^*)].$$

Alors $\Pi' < 0 \iff p_s\frac{{x_s}^2}{2}[-P_s(w_s^*) + A_s(w_s^*)] + p_t\frac{{x_t}^2}{2}[-P_t(w_t^*) + A_t(w_t^*)] < 0$.
D'où la condition nécessaire et suffisante de la décroissance de l'aversion au risque absolue avec l'augmentation de la richesse, implique la décroissance de la prime de risque aussi avec la hausse du niveau de richesse. Ainsi, quand l'aversion au risque absolue est décroissante dans chaque état de la nature, la prime de risque de l'individu est aussi décroissante i.e. quand la condition nécessaire et suffisante (1.29) pour qu'un individu riscophobe ait une aversion absolue au risque décroissante est vérifiée quel que soit le niveau de richesse dans l'ensemble de référence.

La mesure de prudence doit être plus grande que celle de l'aversion au risque absolue dans chacun des états de la nature i.e. que

$$A_i(w_i) < P_i(w_i) \qquad \forall\, i \in S.$$

Et on sait que, à partir des relations (1.10) et (1.11) dans l'ensemble de référence, ceci équivaut à la condition (1.30) sur l'ensemble de référence[24].

Pour illustrer ces différentes conditions nous avons ci-après quatre exemples.

[24] Voir section 1.4.4.2.

1.7 Exemples

Nos quatre exemples illustrent deux cas distincts: d'abord le premier exemple illustre la prime de risque non décroissante avec une hausse de la richesse avec l'ensemble de référence non linéaire, ensuite les trois autres exemples illustrent la décroissance de la prime de risque avec la richesse quand l'ensemble de référence est respectivement non linéaire (concave, convexe) et linéaire.

Le premier exemple illustre le cas d'un ensemble de référence non linéaire, convexe, avec présence d'aversion au risque absolue et de prudence mais avec une aversion au risque absolue (ainsi que la prime de risque) non décroissante avec la richesse.

Dans le second exemple, nos trois conditions sont vérifiées, à savoir: l'aversion au risque absolue positive, la prudence positive et l'aversion au risque absolue décroissante avec la richesse. Toutefois, dans cet exemple, l'ensemble de référence demeure non linéaire (concave), ce qui montre bien la non nécessité de la linéarité de l'ensemble de référence.

De même, le troisième exemple consiste en un ensemble de référence non linéaire et convexe, où nous avons l'aversion au risque absolue positive, la prudence positive et l'aversion au risque absolue décroissante avec la richesse. Dans le dernier exemple, l'ensemble de référence est linéaire, et l'aversion au risque absolue est décroissante avec la richesse. Toutes nos conditions sont alors toujours vérifiées.

1.7.1 Exemple I

Cet exemple représente un individu riscophobe et prudent, mais dont la prime de risque n'est pas décroissante avec la richesse, avec un ensemble de référence non linéaire.

Soit deux états de la nature: $s, t \in S$, avec respectivement les fonctions d'utilité données par:

$$\begin{aligned}
U_s(w_s) &= 1 - e^{-2w_s} & U_t(w_t) &= log(w_t) \\
U_s'(w_s) &= 2e^{-2w_s} & U_t'(w_t) &= \frac{1}{w_t} \\
-U_s''(w_s) &= 4e^{-2w_s} & -U_t''(w_t) &= \frac{1}{w_t^2} \\
U_s'''(w_s) &= 8e^{-2w_s} & U_t'''(w_t) &= \frac{2}{w_t^3} \\
-\frac{U_s''(w_s)}{U_s'(w_s)} &= A_s(w_s) = 2 & -\frac{U_t''(w_t)}{U_t'(w_t)} &= A_t(w_t) = \frac{1}{w_t} \\
-\frac{U_s'''(w_s)}{U_s'(w_s)} &= P_s(w_s) = 2 & -\frac{U_t'''(w_t)}{U_t'(w_t)} &= P_t(w_t) = \frac{2}{w_t}
\end{aligned}$$

où w_s et w_t sont les niveaux de richesse dans l'état s et t respectivement. Considérons un risque qui est égal à $(-1, 1/9) = (x_s, x_t) = \tilde{x}$ avec probabilités respectives $(0.1, 0.9) = (p_s, p_t)$ autour des points suivants: $(1, \frac{e^2}{2}) = (w_s^*, w_t^*) = w_i^*$ et $(2, \frac{e^4}{2}) = (w_s^{*'}, w_t^{*'}) = w_i^{*'}$, tous les deux appartenant à l'ensemble de référence.

Utilisant la définition (1.7), l'ensemble de référence convexe est donné par:

$$U_s'(w_s^*) = U_t'(w_t^*) \Rightarrow 2e^{-2w_s^*} = \frac{1}{w_t^*} \Rightarrow w_t^* = \frac{e^{2w_s^*}}{2} = f_t(w_s^*)$$

avec

$$f_t'(w_s^*) = e^{2w_s^*} = 2w_t^* > 0$$

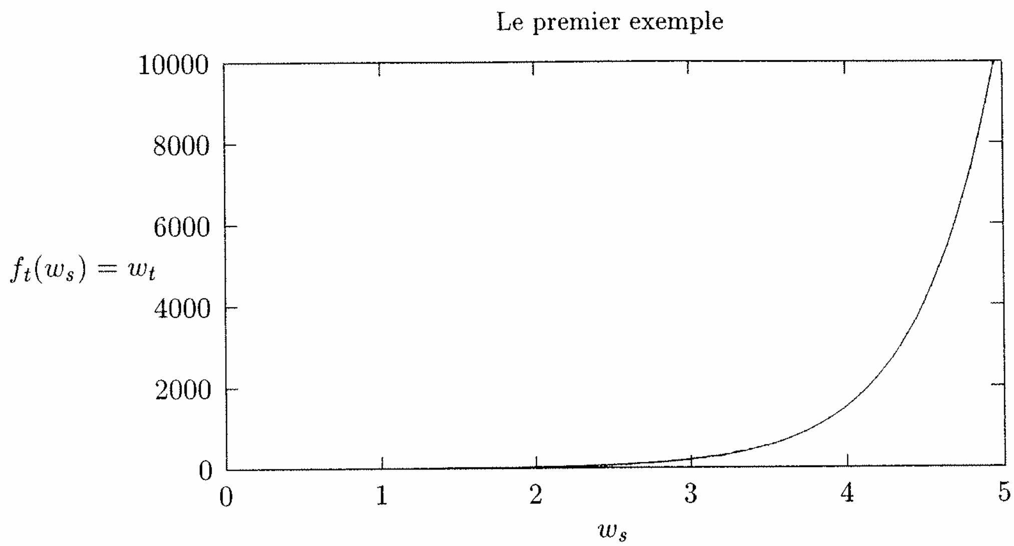
et

$$f_t''(w_s^*) = 2e^{2w_s^*} > 0.$$

Nous avons donc un ensemble de référence strictement convexe.

Vérifions si cet exemple respecte les conditions de prudence et de décroissance de l'aversion au risque. Étant donné que $U_i'(w_i^*) > 0$ et $U_i''(w_i^*) < 0 \quad \forall i \in S$, alors on a la fonction de l'ensemble de référence qui croit avec le niveau de richesse ($f_t'(w_s^*) > 0$). On fait face à une riscophobie puisque $A_i(w_i^*) > 0, \qquad \forall i \in S$.

Dans cet exemple, nous montrons que la condition nécessaire et suffisante pour



obtenir la prudence est vérifiée. En effet,

$$-P_s(w_s^*) < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < P_t(w_t^*)f_t'(w_s^*)$$

puisque

$$-2 < 2 < 4,$$

alors que la condition nécessaire et suffisante pour que l'aversion au risque absolue soit décroissante avec la richesse, n'est pas elle, vérifiée. En effet,

$$-(P_s(w_s^*) - A_s(w_s^*)) < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < (P_t(w_t^*) - A_t(w_t^*))f_t'(w_s^*) \Rightarrow 0 < 2 = 2$$

et non $0 < 2 < 2$.

Ainsi, l'individu n'a pas une aversion au risque absolue décroissante ou une prime de risque décroissante, puisque la deuxième inégalité n'est jamais satisfaite de façon stricte. Elle est toujours vérifiée comme une égalité.

Ainsi cet exemple représente un individu riscophobe et prudent, mais dont la prime de risque n'est pas décroissante avec la richesse.

Au niveau de richesse $(w_s, w_t) = w^* + \tilde{x} = (0, \frac{e^2}{2} + 1/9)$, l'équivalent certain obtenu en utilisant les mêmes fonctions d'utilité (et donc le même ensemble de référence) est $(0.967, 3.461)$, ce qui donne une prime de risque de 0.2138.

En effet, à un niveau de richesse dans l'ensemble de référence $(w_s^*, w_t^*) = (1, \frac{e^2}{2})$, la prime Π telle que définie par l'équation (1.35) est égale à:

$$\Pi = 0.1 * (1 - 0.967) + 0.9 * (\frac{e^2}{2} - 3.461) = 0.2138$$

Utilisant toujours la même formule (1.35) mais cette fois-ci à un niveau de richesse plus élevé $(w_s^{'}, w_t^{'}) = w^{*'} + \tilde{x} = (1, \frac{e^4}{2} + 1/9)$, l'équivalent certain devient (1.996,27.057) en utilisant les mêmes fonctions d'utilité (et donc le même ensemble de référence). On obtient ainsi une prime de risque égale à 0.2186.

On remarque alors que dans ce cas, la prime de risque augmente avec une hausse du niveau de richesse. Pour quelques valeurs choisies au hasard, cet exemple donne le tableau ci-après:

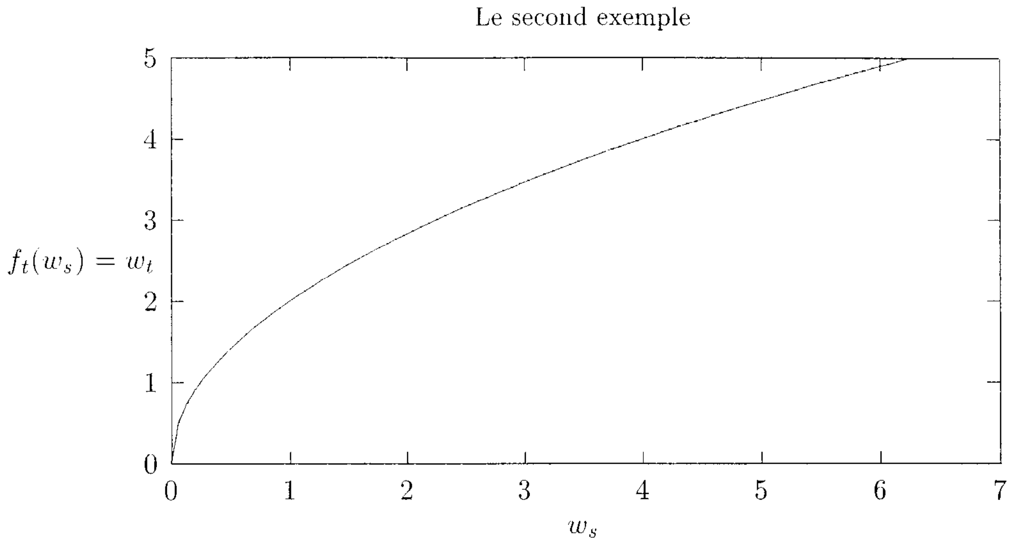
Richesse avec risque	**Ensemble de référence**	**Équivalent certain**	**Prime de risque**
$(-\frac{1}{2}, \frac{e}{2} + \frac{1}{9})$	$(\frac{1}{2}, \frac{e}{2})$	$(0.413, 1.141)$	0.2049
$(0, \frac{e^2}{2} + \frac{1}{9})$	$(1, \frac{e^2}{2})$	$(0.967, 3.461)$	0.2138
$(\frac{1}{2}, \frac{e^3}{2} + \frac{1}{9})$	$(\frac{3}{2}, \frac{e^3}{2})$	$(1.488, 9.805)$	0.2173
$(1, \frac{e^4}{2} + \frac{1}{9})$	$(2, \frac{e^4}{2})$	$(1.996, 27.057)$	0.2186
$(\frac{3}{2}, \frac{e^5}{2} + \frac{1}{9})$	$(\frac{5}{2}, \frac{e^5}{2})$	$(2.498, 73.910)$	0.2189
$(2, \frac{e^6}{2} + \frac{1}{9})$	$(3, \frac{e^6}{2})$	$(2.999, 201.311)$	0.2178

Tableau 1.1 Valeurs du premier exemple

1.7.2 Exemple II

Soit un autre exemple avec cette fois-ci un ensemble de référence concave. Dans ce cas, nous sommes en présence d'aversion absolue au risque, de prudence et de décroissance de l'aversion absolue au risque avec un ensemble de référence non linéaire. Soient toujours deux états de la nature: s et t avec respectivement,

$$U_s(w_s) = w_s^{\frac{1}{2}} \qquad U_t(w_t) = log(w_t)$$



$$
\begin{aligned}
U_s^{'}(w_s) &= \frac{1}{2}w_s^{-\frac{1}{2}} & U_t^{'}(w_t) &= \frac{1}{w_t} \\
-U_s^{''}(w_s) &= \frac{1}{4}w_s^{-\frac{3}{2}} & -U_t^{''}(w_t) &= \frac{1}{w_t^2} \\
U_s^{'''}(w_s) &= \frac{3}{8}w_s^{-\frac{5}{2}} & U_t^{'''}(w_t) &= \frac{2}{w_t^3} \\
-\frac{U_s^{''}(w_s)}{U_s^{'}(w_s)} = A_s(w_s) &= \frac{1}{2w_s} & -\frac{U_t^{''}(w_t)}{U_t^{'}(w_t)} = A_t(w_t) &= \frac{1}{w_t} \\
-\frac{U_s^{'''}(w_s)}{U_s^{'}(w_s)} = P_s(w_s) &= \frac{3}{2w_s} & -\frac{U_t^{'''}(w_t)}{U_t^{'}(w_t)} = P_t(w_t) &= \frac{2}{w_t}
\end{aligned}
$$

Si on utilise la définition (1.7), l'ensemble de référence est donné par:

$$U_s^{'}(w_s^*) = U_t^{'}(w_t^*) \Rightarrow \frac{1}{2}(w_s^*)^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{w_t^*} \Rightarrow w_t^* = 2(w_s^*)^{\frac{1}{2}} = f_t(w_s^*)$$

avec

$$f_t^{'}(w_s^*) = (w_s^*)^{-\frac{1}{2}} > 0$$

et

$$f_t^{''}(w_s^*) = -\frac{1}{2(w_s^*)^{\frac{3}{2}}} < 0.$$

Cette fois-ci nous avons un ensemble de référence qui est strictement concave.

Les conditions nécessaires et suffisantes pour avoir l'aversion au risque sont vérifiées, puisque $U_i'(w_i^*) > 0$ et $-U_i''(w_i^*) > 0 \; \forall i \in S$. Celle de la prudence est également respectée puisque:

$$-P_s(w_s^*) < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < P_t(w_t^*)f_t'(w_s^*) \Rightarrow -\frac{3}{2w_s^*} < -\frac{1}{2w_s^*} < \frac{1}{w_s^*} \qquad \forall w_s^*$$

Quant à la décroissance de l'aversion au risque absolue, la condition nécessaire et suffisante est la suivante:

$$-[P_s(w_s^*)-A_s(w_s^*)] < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < [P_t(w_t^*)-A_t(w_t^*)]f_t'(w_s^*) \Rightarrow -\frac{1}{w_s^*} < -\frac{1}{2w_s^*} < \frac{1}{2w_s^*} \qquad \forall w_s^*$$

Étant donné que cette condition nécessaire et suffisante est respectée, alors on s'attend à ce que la prime de risque soit toujours décroissante avec une hausse du niveau de richesse. Ceci prouve qu'avec un ensemble de référence non linéaire, on peut toujours avoir la décroissance de la riscophobie absolue avec une augmentation de la richesse. La linéarité constitue ainsi une condition suffisante mais non nécessaire pour obtenir la décroissance de l'aversion au risque absolue.

En effet, en adoptant les mêmes hypothèses que dans les précédents exemples i.e. un risque de $(-1, 1/9) = (x_s, x_t) = \tilde{x}$ avec probabilités respectives $(0.1, 0.9) = (p_s, p_t)$, mais ici autour des points $(1, 2) = (w_s^*, w_t^*) = w^*$ et $(2, 2^{3/2}) = (w_s^{*'}, w_t^{*'}) = w^{*'}$ tous les deux dans l'ensemble de référence, on a: $(0.902, 1.900)$ qui est l'équivalent certain de $(0, 19/9) = w^* + \tilde{x}$, ce qui donne une prime de risque à ce niveau, de 0.1001[25]. La prime baisse avec une augmentation du niveau de richesse, passant à 0.0190 au niveau de richesse $(1, 2^{3/2} + 1/9) = w^{*'} + \tilde{x}$ dont l'équivalent certain est $(1.974, 2.810)$.

Pour aussi quelques autres valeurs choisies au hasard, cet exemple donne le tableau ci-après:

---

[25] $\Pi = 0.1 * (1 - 0.902) + 0.9 * (2 - 1.900) = 0.1001$

Richesse avec risque	Ensemble de référence	Équivalent certain	Prime de risque
$(0, 2.111)$	$(1, 2)$	$(0.902, 1.900)$	0.1001
$(\frac{1}{2}, 2.560)$	$(\frac{3}{2}, 2.449)$	$(1.466, 2.421)$	0.0288
$(1, 2.939)$	$(2, 828)$	$(1.974, 2.810)$	0.0190
$(\frac{3}{2}, 3.273)$	$(\frac{5}{2}, 3.162)$	$(2.478, 3.148)$	0.0144
$(2, 3.575)$	$(3, 3.464)$	$(2.981, 3.453)$	0.0116
$(9, 6.436)$	$(10, 6.325)$	$(9.991, 6.322)$	0.0035

Tableau 1.2 Valeurs du deuxième exemple

1.7.3 Exemple III

Soit un troisième exemple avec l'ensemble de référence strictement convexe. Dans ce cas, nous avons aussi l'aversion au risque absolue, la prudence et la décroissance de l'aversion absolue au risque:

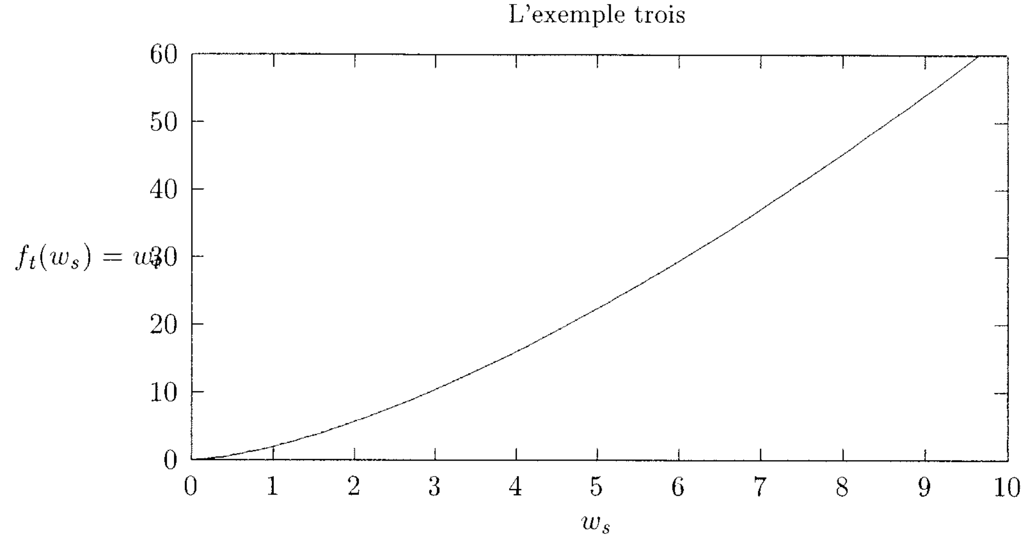
$$\begin{aligned}
U_s(w_s) &= 1 - w_s^{-\frac{1}{2}} & U_t(w_t) &= log(w_t) \\
U_s'(w_s) &= \frac{1}{2} w_s^{-\frac{3}{2}} & U_t'(w_t) &= \frac{1}{w_t} \\
-U_s''(w_s) &= \frac{3}{4} w_s^{-\frac{5}{2}} & -U_t''(w_t) &= \frac{1}{w_t^2} \\
U_s'''(w_s) &= \frac{15}{8} w_s^{-\frac{7}{2}} & U_t'''(w_t) &= \frac{2}{w_t^3} \\
-\frac{U_s''(w_s)}{U_s'(w_s)} = A_s(w_s) &= \frac{3}{2w_s} & -\frac{U_t''(w_t)}{U_t'(w_t)} = A_t(w_t) &= \frac{1}{w_t} \\
-\frac{U_s'''(w_s)}{U_s'(w_s)} = P_s(w_s) &= \frac{5}{2w_s} & -\frac{U_t'''(w_t)}{U_t'(w_t)} = P_t(w_t) &= \frac{2}{w_t}
\end{aligned}$$

Utilisant la définition (1.7), l'ensemble de référence est donné par:

$$U_s'(w_s^*) = U_t'(w_t^*) \Rightarrow \frac{1}{2}(w_s^*)^{-\frac{3}{2}} = \frac{1}{w_t^*} \Rightarrow w_t^* = 2(w_s^*)^{\frac{3}{2}} = f_t(w_s^*)$$

avec

$$f_t'(w_s^*) = 3(w_s^*)^{\frac{1}{2}} > 0$$



et

$$f_t''(w_s^*) = \frac{3}{2(w_s^*)^{\frac{1}{2}}} > 0.$$

Dans ce cas, nous avons un ensemble de référence strictement convexe comme dans le premier exemple, mais cette fois-ci nos conditions sont vérifiées pour la décroissance de l'aversion absolue au risque. Les conditions nécessaires et suffisantes pour obtenir l'aversion au risque absolue et la prudence positive chez un individu sont vérifiées:

$$A_i(w_i) > 0 \qquad \forall i \in S$$

$$-P_s(w_s^*) < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < P_t(w_t^*)f_t'(w_s^*) \Rightarrow -\frac{5}{2w_s^*} < \frac{1}{2w_s^*} < \frac{3}{w_s^*} \qquad \forall w_s^*.$$

La condition nécessaire et suffisante pour l'obtention de la décroissance de l'aversion au risque absolue est la suivante:

$$-[P_s(w_s^*) - A_s(w_s^*)] < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < [P_t(w_t^*) - A_t(w_t^*)]f_t'(w_s^*) \Rightarrow -\frac{1}{w_s^*} < -\frac{1}{2w_s^*} < \frac{3}{2w_s^*} \qquad \forall w_s^*.$$

Nous remarquons encore que la linéarité de l'ensemble de référence n'est pas nécessaire puisque avec cet ensemble de référence strictement convexe, les conditions pour avoir l'aversion au risque absolue, la prudence positive et l'aversion au risque absolue décroissante sont toutes respectées. Vérifions également la décroissance de la prime de risque à partir de quelques valeurs de niveaux de richesses dans l'ensemble de référence:

En adoptant toujours les mêmes hypothèses que dans les précédents exemples i.e. un risque de $(-1, 1/9) = (x_s, x_t) = \tilde{x}$ avec probabilités respectives $(0.1, 0.9) = (p_s, p_t)$, mais ici autour des points $(1.5, 3.674) = (w_s^*, w_t^*) = w^*$ et $(2, 5.657) = (w_s^{*'}, w_t^{*'}) = w^{*'}$ tous les deux dans l'ensemble de référence, on a: $(1.465, 3.546)$ qui est l'équivalent certain de $(0.5, 3.785) = w^* + \tilde{x}$, ce qui donne une prime de risque à ce niveau, de 0.1190[26]. La prime baisse avec une augmentation du niveau de richesse, passant à 0.0662 au niveau de richesse $(1, 5.768) = w^{*'} + \tilde{x}$ dont l'équivalent certain est $(1.893, 5.585)$.

Pour quelques autres valeurs de richesse, cet exemple donne le tableau ci-après:

Richesse avec risque	**Ensemble de référence**	**Équivalent certain**	**Prime de risque**
$(\frac{1}{2}, 3.785)$	$(\frac{3}{2}, 3.674)$	$(1.465, 3.546)$	0.1190
$(1, 5.768)$	$(2, 5.657)$	$(1.893, 5.585)$	0.0662
$(\frac{3}{2}, 8.017)$	$(\frac{5}{2}, 7.906)$	$(2.490, 7.856)$	0.0460
$(2, 10.403)$	$(3, 10.392)$	$(2.993, 10.354)$	0.0353
$(9, 63.357)$	$(10, 63.246)$	$(9.999, 63.236)$	0.0084

Tableau 1.3 Valeurs du troisième exemple.

1.7.4 Exemple IV

Soit un quatrième exemple avec maintenant l'ensemble de référence linéaire mais avec des préférences dépendantes des états de la nature. Ici, faisant face à un ensemble de référence linéaire, nous pouvons nous attendre à ce que l'aversion au risque absolue ainsi que la prime de risque, soient décroissantes avec la richesse puisque la linéarité constitue une condition suffisante de cette décroissance.

[26] $\Pi = 0.1 * (1.5 - 1.465) + 0.9 * (3.674 - 3.546) = 0.1190$

$$
\begin{aligned}
U_s(w_s) &= w_s^{\frac{1}{2}} & U_t(w_t) &= 3w_t^{\frac{1}{2}} \\
U_s'(w_s) &= \frac{1}{2}w_s^{-\frac{1}{2}} & U_t'(w_t) &= \frac{3}{2}w_t^{-\frac{1}{2}} \\
-U_s''(w_s) &= \frac{1}{4}w_s^{-\frac{3}{2}} & -U_t''(w_t) &= \frac{3}{4}w_t^{\frac{-3}{2}} \\
U_s'''(w_s) &= \frac{3}{8}w_s^{-\frac{5}{2}} & U_t'''(w_t) &= \frac{9}{8}w_t^{\frac{-5}{2}} \\
-\frac{U_s''(w_s)}{U_s'(w_s)} &= A_s(w_s) = \frac{1}{2w_s} & -\frac{U_t''(w_t)}{U_t'(w_t)} &= A_t(w_t) = \frac{1}{2w_t} \\
-\frac{U_s'''(w_s)}{U_s'(w_s)} &= P_s(w_s) = \frac{3}{2w_s} & -\frac{U_t'''(w_t)}{U_t'(w_t)} &= P_t(w_t) = \frac{3}{2w_t}
\end{aligned}
$$

Si on utilise la définition (1.7), l'ensemble de référence est donné par:

$$U_s'(w_s^*) = U_t'(w_t^*) \Rightarrow \frac{1}{2}(w_s^*)^{-\frac{1}{2}} = \frac{3}{2}(w_t^*)^{-\frac{1}{2}} \Rightarrow w_t^* = [\frac{1}{3}(w_s^*)^{-\frac{1}{2}}]^{-2} = 9w_s^* = f_t(w_s^*)$$

avec

$$f_t'(w_s^*) = 9 > 0$$

et

$$f_t''(w_s^*) = 0.$$

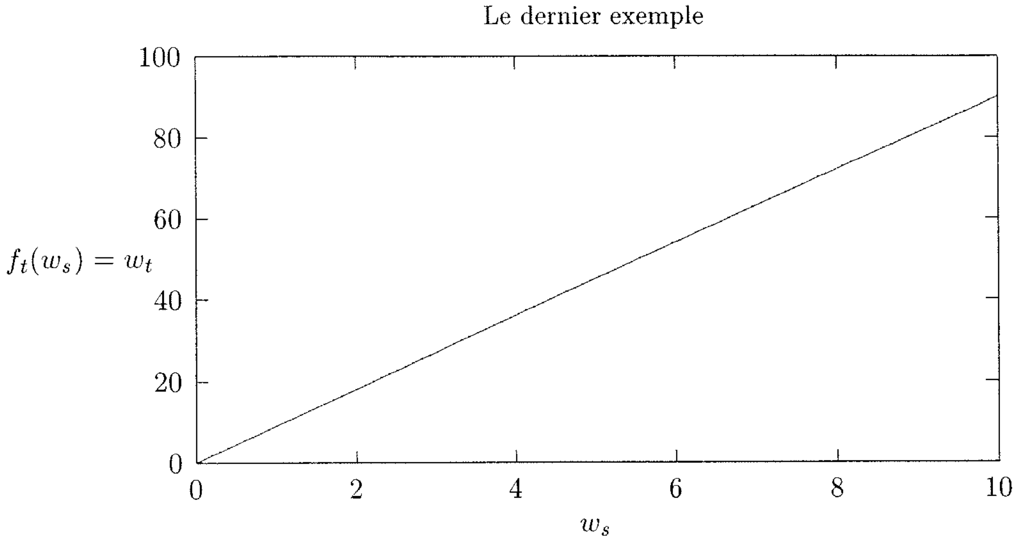
Avec la présence d'aversion au risque et de prudence ($A_i(w_i) > 0$ et $P_i(w_i) > 0 \quad \forall i \in S$), alors

$$-[P_s(w_s^*) - A_s(w_s^*)] < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < [P_t(w_t^*) - A_t(w_t^*)]f_t'(w_s^*) \Rightarrow -\frac{1}{w_s^*} < 0 < \frac{1}{w_s^*}$$

Une condition toujours vérifiée $\forall w_s^*$[27]. La prime de risque est ainsi décroissante avec la richesse.

En adoptant les mêmes hypothèses que dans les précédents exemples i.e. un risque de $(-1, 1/9) = (x_s, x_t) = \tilde{x}$ avec probabilités $(0.1, 0.9) = (p_s, p_t)$ respectivement, mais autour des points $(1, 9) = (w_s^*, w_t^*) = w^*$ et $(2, 18) = (w_s^{*'}, w_t^{*'}) = w^{*'}$ tous les deux dans l'ensemble de référence, on a: $(0.988, 8.890)$ qui est l'équivalent

[27] w_s^* est toujours positif.



certain de $(0, 82/9) = w^* + \tilde{x}$, ce qui donne une prime de risque à ce niveau, de 0.1000[28]. La prime baisse avec une augmentation du niveau de richesse, passant à 0.0173 au niveau de richesse $(1, 18 + 1/9) = w^{*'} + \tilde{x}$ dont l'équivalent certain est $(1.998, 17.981)$.

Pour aussi quelques valeurs de richesse tirées au hasard, cet exemple donne le tableau ci-après:

Richesse avec risque	**Ensemble de référence**	**Équivalent certain**	**Prime de risque**
$(0, 9 + \frac{1}{9})$	$(1, 9)$	$(0.988, 8.890)$	0.1000
$(\frac{1}{2}, \frac{27}{2} + \frac{1}{9})$	$(\frac{3}{2}, \frac{27}{2})$	$(1.497, 13.470)$	0.0270
$(1, 18 + \frac{1}{9})$	$(2, 18)$	$(1.998, 17.981)$	0.0173
$(\frac{3}{2}, \frac{45}{2} + \frac{1}{9})$	$(\frac{5}{2}, \frac{45}{2})$	$(2.498, 22.482)$	0.0128
$(2, 27 + \frac{1}{9})$	$(3, 27)$	$(2.999, 26.991)$	0.0102
$(9, 90 + \frac{1}{9})$	$(10, 90)$	$(10, 90)$	0.0026

Tableau 1.4 Valeurs du quatrième exemple

Après ces quelques exemples, avec le même instrument qu'est l'ensemble de référence, nous pouvons également établir non seulement la mesure de la prime

[28] $\Pi = 0.1 * (1 - 0.988) + 0.9 * (9 - 8.890) = 0.1$

de précaution, mais surtout la condition nécessaire et suffisante à cet effet quand les préférences dépendent des états de la nature. Ceci nous permettra également d'établir les formes fonctionnelles des préférences avec un ensemble de référence linéaire de pente unitaire.

1.8 La mesure de la prime de précaution

1.8.1 Cas des préférences indépendantes des états de la nature

Concernant les recherches sur l'épargne de précaution, on sait déjà dès Leland [55] et Sandmo [79] que l'épargne de précaution en réponse au risque est associée à la convexité de la fonction d'utilité marginale, autrement dit, à la notion de "prudence".

On appelle "prime de précaution" ou "prime de prudence," la prime associée à la prudence. La seule différence entre la prime de précaution et la prime de risque est la substitution de l'utilité marginale par rapport à la variable de décision, par l'utilité totale.

La prime dite de précaution (ou de prudence) mesure la propension d'un individu à se prémunir contre une baisse de richesse dans le futur. L'individu prudent se prépare et s'arme en vue de faire face à l'incertitude. Et la prime de précaution n'est pas pour éviter (se débarrasser) le risque comme la prime de risque mais étant donné le risque, elle est fonction de la sensibilité des choix optimaux de l'individu face au risque.

Ainsi, comparativement à la prime de risque, la prime de précaution permet à l'individu d'avoir une même variation de l'utilité marginale optimale (dans l'ensemble de référence) quel que soit l'état de la nature qui se réalise, alors que la prime de risque lui permet de garder le même niveau optimal d'utilité marginale (variation de l'utilité) quel que soit l'état de la nature.

Nous reprenons ici la démarche de Kimball [52] pour définir la mesure de la prime de prudence quand les préférences sont indépendantes des états de la nature.

La démarche technique est semblable à celle de la détermination de la prime de risque, la seule différence, comme mentionné ci-haut, étant que le risque dont veut se débarasser l'individu affecte son utilité marginale plutôt que son niveau d'utilité totale.

En appliquant alors une loterie actuarielle $\tilde{x} = (x_s, x_t)$, Kimball définit la prudence[29] $P(w^*) = -\frac{U'''(w^*)}{U''(w^*)}$ telle que:

$$\begin{aligned}
U'(w^* - \Phi) &= p_s U'(w^* + x_s) + p_t U'(w^* + x_t) \\
\Longleftrightarrow \; U'(w^*) - \Phi U''(w^*) &= U'(w^*) + [p_s x_s + p_t x_t] U''(w^*) \\
&\quad + [p_s \frac{x_s^2}{2} + p_t \frac{x_t^2}{2}] U'''(w^*) \\
\Longleftrightarrow \; \Phi &= \frac{\sigma_{\tilde{x}}^2}{2}[-\frac{U'''(w^*)}{U''(w^*)}] \\
\Longleftrightarrow \; \Phi(w^*) &= \frac{\sigma_{\tilde{x}}^2}{2} P(w^*) \\
\Longleftrightarrow \; P(w^*) &= \frac{2\Phi(w^*)}{\sigma_{\tilde{x}}^2} \qquad (1.43)
\end{aligned}$$

Ainsi la mesure de la prudence, $P(w)$, est proportionnelle à la prime de prudence, Φ, que l'individu paierait pour que le risque n'affecte pas son utilité marginale. Plus il est prêt à payer une grosse prime, plus il est dit "prudent" et inversément.

1.8.2 Cas des préférences dépendantes des états de la nature

Nous allons adopter ici la même technique que celle utilisée par Kimball [52] dans le cas des préférences indépendantes des états de la nature, pour définir la mesure de la prime de prudence (ou prime de précaution) quand les préférences dépendent des états de la nature. Effectuons ainsi les dévéloppements en séries de Taylor après avoir appliqué une loterie actuarielle (x_s, x_t).

On établit la mesure de la prudence (qui est la combinaison des mesures de prudence dans chaque état de la nature) s'exprimant en fonction de la prime de

[29] Voir la section 1.4.3.

précaution $\Phi = p_s\phi_s + p_t\phi_t$ [30] (qui est également la combinaison des primes de précaution dans chaque état de la nature) associée à cette loterie dans l'ensemble de référence, si et seulement si l'ensemble de référence est linéaire de pente égale à 1. En effet, on a[31]:

$$\begin{aligned}
& p_s U_s^{'}(w_s^* - \phi_s) + p_t U_t^{'}(w_t^* - \phi_t) = p_s U_s^{'}(w_s^* + x_s) + p_t U_t^{'}(w_t^* + x_t) \\
\Longleftrightarrow \quad & p_s[U_s^{'}(w_s^*) - \phi_s U_s^{''}(w_s^*)] + p_t[U_t^{'}(w_t^*) - \phi_t U_t^{''}(w_t^*)] \\
& = p_s[U_s^{'}(w_s^*) + x_s U_s^{''}(w_s^*) + \frac{x_s^2}{2} U_s^{'''}(w_s^*)] \\
& + p_t[U_t^{'}(w_t^*) + x_t U_t^{''}(w_t^*) + \frac{x_t^2}{2} U_t^{'''}(w_t^*)] \\
\Longleftrightarrow \quad & -p_s\phi_s U_s^{''}(w_s^*) - p_t\phi_t U_t^{''}(w_t^*) = p_s x_s U_s^{''}(w_s^*) + p_t x_t U_t^{''}(w_t^*) \\
& + p_s \frac{x_s^2}{2} U_s^{'''}(w_s^*) + p_t \frac{x_t^2}{2} U_t^{'''}(w_t^*) \\
\Longleftrightarrow \quad & -[p_s\phi_s f_t^{'}(w_s^*) + p_t\phi_t] U_t^{''}(w_t^*) = [p_s x_s f_t^{'}(w_s^*) + p_t x_t] U_t^{''}(w_t^*) \\
& + p_s \frac{x_s^2}{2} U_s^{'''}(w_s^*) + p_t \frac{x_t^2}{2} U_t^{'''}(w_t^*) \\
\Longleftrightarrow \quad & p_s f_t^{'}(w_s^*) \frac{x_s^2}{2} P_s(w_s^*) + p_t \frac{x_t^2}{2} P_t(w_t^*) = [p_s\phi_s f_t^{'}(w_s^*) + p_t\phi_t] \\
& + [p_s x_s f_t^{'}(w_s^*) + p_t x_t] \\
& = p_s f_t^{'}(w_s^*)[\phi_s + x_s] + p_t[\phi_t + x_t] \qquad (1.44)
\end{aligned}$$

Pour pouvoir définir la prime de risque quand les préférences dépendent des états de la nature, nous nous plaçons dans la position où l'individu est dans l'ensemble de référence (i.e. à son optimum) i.e. que l'utilité marginale est la même quel que soit l'état de la nature.

Pour établir la mesure de la prime de précaution à la Kimball, il faut une hypothèse supplémentaire sur l'ensemble de référence. En effet, il faut non seulement que l'individu soit prudent dans l'ensemble de référence mais en plus il faut que cet ensemble de référence ait une pente unitaire pour tout niveau de richesse i.e. qu'il doit être linéaire de pente $f_t^{'}(w_s^*) = 1$.

[30] En effet, cette prime payée quel que soit l'état de la nature $\Phi = E(w_i) - EC_{w_i} = p_s w_s + p_t w_t - p_s(w_s - \phi_s) - p_t(w_t - \phi_t) = p_s\phi_s + p_t\phi_t$

[31] Puisque dans l'ensemble de référence, $U_s^{''}(w_s^*) = U_t^{''}(w_t^*) f_t^{'}(w_s^*)$.

Nous sommes à l'optimum de l'utilité marginale sous la contrainte du revenu espéré, i.e.:

$$Max_{w_i} p_s U_s^{'}(w_s) + p_t U_t^{'}(w_t)$$

s/c

$$E(w_i) = p_s w_s + p_t w_t.$$

La condition de premier ordre donne:

$$U_i^{''}(w_i^*) = \lambda \qquad \forall i \in S.$$

En combinant la relation (1.9) dans l'ensemble de référence à cette condition de premier ordre $U_i^{''}(w_i^*) = \lambda$, cela implique que $f_t^{'}(w_s^*) = 1$ puisque dans l'ensemble de référence:

$$U_s^{''}(w_s^*) = U_t^{''}(w_t^*) f_t^{'}(w_s^*)$$

Autrement dit, comme pour définir le coefficient d'aversion au risque absolue (captant le niveau auquel un individu rejette un risque donné) on impose l'optimum i.e. que l'utilité marginale ait la même valeur quel que soit l'état de la nature (voir l'équation (1.6)), pour définir la prime de prudence à la Kimball pour un individu riscophobe, il faut non seulement imposer l'égalité des utilités marginales quel que soit l'état de la nature qui se réalise (optimum), mais aussi l'égalité des mesures d'aversion au risque absolue.

L'expression (1.44) devient:

$$\Phi(w_s^*) = [p_s \phi_s + p_t \phi_t] = p_s \frac{x_s^2}{2} P_s(w_s^*) + p_t \frac{x_t^2}{2} P_t(w_t^*) \tag{1.45}$$

Ainsi, pour calculer la prime de précaution qu'un individu est prêt à payer pour se doter d'un revenu futur plus élevé (propension à se préparer et à s'armer pour faire face à l'incertitude), il faut avoir la même mesure du coefficient d'aversion au risque absolue quel que soit l'état de la nature réalisé puisqu'on est à l'optimum de l'utilité marginale. Nous pouvons alors définir et comparer les mesures de la prime de prudence (à la Kimball) entre différents individus à un niveau de richesse donné ou pour un seul individu à plusieurs niveaux de richesses.

La condition supplémentaire imposée à l'ensemble de référence qui veut dire que ce dernier est linéaire de pente unitaire, ne signifie toutefois pas qu'on fait désormais face à des préférences indépendantes des états de la nature puisqu'en l'absence d'asymétrie d'information on peut avoir soit moins soit plus que pleine assurance (voir Figure 1.2 ci-après) malgré la linéarité de l'ensemble de référence.

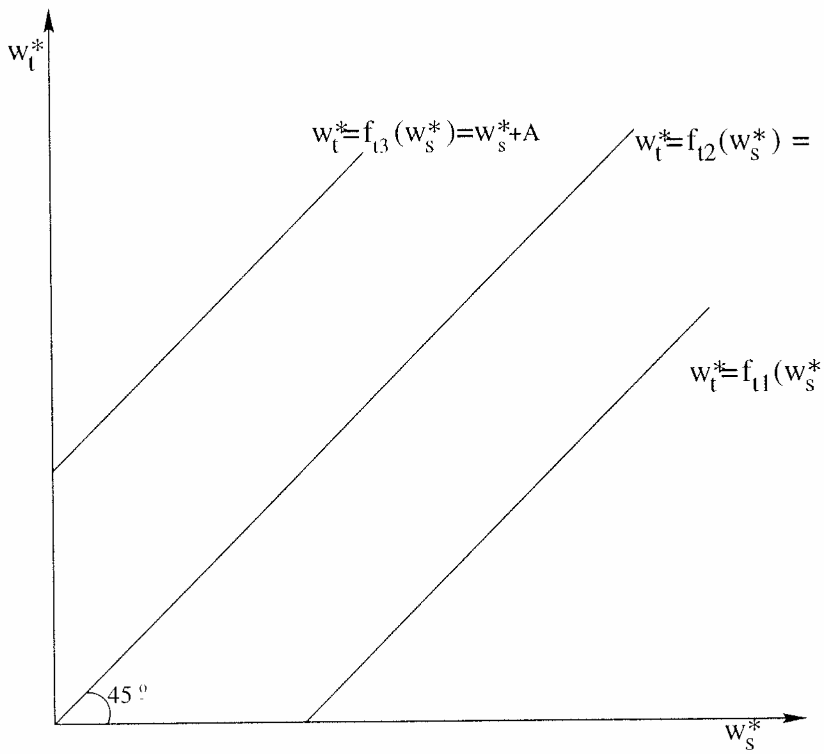


Figure 1.2 Ensemble de référence linéaire et niveau d'assurance.

Les deux cas dont les ensembles de référence sont illustrés par $w_t^* = f_{t1}(w_s^*)$ et $w_t^* = f_{t3}(w_s^*)$, montrent bien que malgré une pente unitaire, l'individu choisit à l'optimum, respectivement plus que pleine assurance et moins que pleine assurance. Ainsi, pour établir une mesure de la prime de prudence, les préférences peuvent aussi être dépendantes des états de la nature.

1.8.3 Formes fonctionnelles d'utilité

La condition de la définition de la prime de précaution impose que l'ensemble de référence soit linéaire de pente unitaire, i.e. que[32]:

$$w_t^* = w_s^* + b$$

où $b \in \Re$. Ainsi, pour définir la prime de précaution à la Kimball, cette condition doit être respectée pour toute fonction d'utilité telle que[33]:

$$U_s(w_s^*) = U_t(w_t^*) + \beta \tag{1.46}$$

$U_s(w_s^*)$ est ainsi, une transformation linéaire de $U_t(w_t^*)$ i.e.:

$$U_s(w_s^*) = U_t(w_s^* + b) + \beta.$$

Ainsi, tout individu dont les fonctions d'utilité sont telles que la relation (1.46) est respectée $\forall s, t \in S$, et que $A_s(w_s^*) > 0$ et $A_s'(w_s^*) < 0$, a une aversion au risque et une prime de risque décroissantes avec une hausse du niveau de richesse dans l'ensemble de référence en plus d'une prime de précaution positive.

1.8.4 Conclusion

Ainsi, en nous basant sur le théorème de diffidence et sur la notion d'ensemble de référence, nous pouvons établir les conditions nécessaires et suffisants pour qu'un individu adopte certaines caractéristiques en incertitude[34].

En effet, un individu est dit riscophobe, si il l'est dans chaque état de la nature i.e. $U_i'(w_i^*) > 0$ et $U_i''(w_i^*) < 0 \quad \forall i \in S$ où S est l'ensemble des états de la nature. Ces conditions impossent un ensemble de référence strictement croissant dans la richesse i.e. $f_t'(w_s^*) > 0$.

---

[32] $U_s^{(n)}(w_s^*) = U_t^{(n)}(w_t^*)$

[33] Les formes fonctionnelles d'utilité correspondant à un ensemble de référence linéaire sont telles que:

$$U_s(w_s^*) = U_t(w_t^*) + \beta$$

où $w_t^* = \alpha w_s^* + b$, $\beta \in \Re$, α correspond à la pente de l'ensemble de référence.

[34] L'aversion au risque, la prudence, et la décroissance de l'aversion au risque et de la prime de risque.

De même, un individu riscophobe est dit prudent, si il l'est dans chaque état de la nature i.e. $U_i'''(w_i^*) > 0 \qquad \forall i \in S$. Cette condition supplémentaire à la riscophobie impose également une restriction à la forme de l'ensemble de référence:

$$-P_s(w_s^*) < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < P_t(w_t^*) f_t'(w_s^*).$$

Pour que l'aversion au risque d'un individu riscophobe et prudent soit décroissante avec la hausse de son niveau de richesse, il faut que l'individu ait une aversion au risque décroissante avec sa richesse dans chacun des états de la nature. Ceci se traduit par $P_i(w_i^*) > A_i(w_i^*) \qquad \forall i \in S$.

Cette condition nécessaire et suffisante se traduit bien sûr par une restriction supplémentaire sur l'ensemble de référence. Il faut que

$$-[P_s(w_s^*) - A_s(w_s^*)] < \frac{f_t''(w_s^*)}{f_t'(w_s^*)} < [P_t(w_t^*) - A_t(w_t^*)] f_t'(w_s^*).$$

Enfin, pour définir la prime de précaution à la Kimball, il nous faut imposer une condition plus restrictive sur la forme de l'ensemble de référence. Il faut que $f_t'(w_s^*) = 1$.

CHAPITRE 2

Analyse du choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance quand les préférences sont dépendantes des états de la nature

2.1 Introduction

Cette étude, portant sur le choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance, se penche en particulier sur le cas des préférences dépendantes des états de la nature. En effet, comme nous le verrons dans la revue de littérature de la prochaine section, toutes les études sur le même sujet se sont concentrées sur le cas où les préférences sont indépendantes des états de la nature[35].

Étant plus réaliste de considérer que les préférences sont dépendantes des états de la nature dans le cas où il y a possibilité d'accident, ce chapitre en fait alors une analyse. Avec les données issues d'un sondage auprès d'un échantillon aléatoire de travailleurs du Québec ayant subi au moins un accident de travail en 1987, une application empirique est réalisée pour tenter de tester la validité du résultat théorique énoncé ci-après. Les résultats empiriques appuient nos résultats théoriques.

Le résultat théorique principal de notre analyse, sous les mêmes hypothèses de travail que dans l'article de Boyer et Dionne [6], mais avec les préférences qui dépendent des états de la nature, montre que l'aversion au risque[36] n'est plus l'unique critère pour qu'un individu riscophobe préfère plus d'auto-assurance à plus d'autoprotection comme c'est le cas quand les préférences sont indépendantes des états de la nature.

[35] Voir Boyer et Dionne ([4],[6]), Shogren ([83]), et Chang et Ehrlich ([13]).
[36] Voir les résultats de Boyer et Dionne [6].

Effectivement, on constate qu'à l'effet d'aversion au risque, s'ajoutent deux autres effets:

- l'effet de la désutilité totale représentant la différence entre les niveaux d'utilité associés à chaque état de la nature à un même niveau de richesse donné,
- et l'effet de l'utilité marginale qui est la différence entre les utilités marginales associées aux divers états de la nature à des niveaux de richesse correspondants.

Ces deux derniers effets sont inexistants quand les préférences sont indépendantes des états de la nature.

Mais avant d'établir le cadre de notre analyse, faisons d'abord un bref survol des résultats de quelques travaux menés sur les sujets de la prévention et de l'assurance, où le cadre des préférences dépendantes des états de la nature ne fut abordé que dans les travaux de Eeckhoudt, Godfroid et Marchand [31] et Briys et Schlesinger [11].

2.2 Revue de littérature

Pour un individu riscophobe, les méthodes utilisées pour réduire l'impact d'une perte ou d'un accident éventuel, comprennent la réduction de la séverité de la perte (assurance) et/ou de sa probabilité (prévention). La différence entre les deux méthodes est que l'assurance constitue un transfert de revenu d'un état non perte à l'état perte [37], alors que la prévention, elle, réduit le niveau de revenu dans tous les états de la nature, tout en faisant passer le support de la distribution de la richesse à gauche[38].

Autrement dit, pour un individu riscophobe, l'assurance réduit la perte attendue par un accroissement de la richesse dans l'état perte alors que la prévention baisse le niveau de la perte anticipée en affectant les probabilités de recevoir un

[37] L'assurance ne constitue pas en soi un bien matériel ordinaire. Elle constitue une redistribution de revenu.

[38] Voir Briys & Schlesinger [11].

revenu dans les deux états de la nature (i.e. un mélange de bénéfices sur les états de la nature)[39].

Ainsi plus de prévention n'indique pas en général moins de risque de perte dans le sens de la dominance stochastique de second ordre[40] même si c'est vrai pour la dominance statistique de premier ordre.

Plusieurs études concernant les sujets de la prévention et/ou de l'assurance ont été développées dans la littérature. Nous nous limiterons en particulier sur les études théoriques qui abordent les sujets d'autoprotection et d'auto-assurance en général, et sur leur application dans le domaine précis du risque d'accident dans le milieu du travail en particulier. On note, entre autres, les études:

1. qui se sont penchées sur l'efficacité de l'intervention gouvernementale dans ces domaines de la prévention et de l'assurance sur le marché du travail (Thaler et Rosen [91], Oi [65], Diamond [20], Rea [69], Carmichael [12], Lanoie [54]),

2. qui ont analysé la relation de complémentarité ou de substituabilité entre les mesures d'autoprotection et d'auto-assurance (Ehrlich et Becker [32][41], Cook et Graham [16], Eeckhoudt, Godfroid et Marchand [31]),

3. qui ont analysé l'effet d'une variation du niveau de richesse initiale ou de l'ampleur de la perte sur le niveau d'autoprotection (Sweeney et Beard [90])[42],

4. qui concernent l'impact du changement de l'aversion au risque sur les niveaux d'autoprotection ou d'auto-assurance (Ehrlich et Becker [32], Dionne et Eeckhoudt [24], Briys et Schlesinger [11])[43],

5. qui ont abordé le choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance

[39] Voir Boyer et Dionne [6].

[40] Briys et Schlesinger [11] montrent que plus d'autoprotection ne constitue pas une "contraction à moyenne constante" comme c'est le cas quand il s'agit de plus d'auto-assurance.

[41] Leur résultat indique que la combinaison entre les deux mesures semble être la solution la plus efficace.

[42] Avec comme résultat, l'ambiguité de l'effet de la variation de la richesse initiale sur le niveau d'autoprotection alors que celui du changement du niveau de la perte est positif.

[43] Où l'effet est ambigu dans le cas de l'autoprotection (i.e. que l'autoprotection peut baisser avec une hausse de l'aversion au risque) alors qu'il est positif pour l'auto-assurance.

pour un individu riscophobe faisant face à un risque donné (Shogren [83], Boyer et Dionne [6], Chang et Ehrlich [13], Boyer et Dionne [4])[44].

Voyons plus en détail les résultats de ces différentes études.

2.2.1 L'efficacité de l'intervention gouvernementale

Concernant l'analyse de l'efficacité de l'intervention gouvernementale dans le milieu du travail, certains auteurs dont entre autres Thaler et Rosen [91], allèguent que l'existence des différentiels de salaires pour des emplois risqués implique que la régulation publique par les autorités de la santé et de la sécurité au travail, n'est pas nécessaire. Ils l'expliquent par le fait que les primes de risque sous-forme de différentiels de salaires dans les emplois risqués, suffisent à compenser le travailleur en cas d'accident et à induire un niveau d'effort nécessaire socialement optimal pour réduire le risque.

Mais cet argument n'est valide que quand il y a information complète et marchés parfaits. Autrement, on aboutit à des situations non optimales. Deux principales approches ont été alors adoptées pour justifier la nécessité d'une intervention gouvernementale dans le milieu du travail quand il existe une asymétrie d'information:

1. l'approche qui part du fait que comme tous les travailleurs sous-estiment le vrai niveau du risque, l'intervention du gouvernement améliore leur bien-être;

2. l'approche de la théorie de la régulation où le gouvernement doit intervenir pour tempérer les différents intérêts où chaque agent (le travailleur versus la firme) essaie d'attirer toute la richesse en sa faveur au détriment de l'autre[45].

Dans la première approche, on retrouve plusieurs travaux dont entre autres ceux de Oi [65] et Diamond [20] qui trouvent que l'imposition par les autorités

[44] Où les résultats montrent que l'individu peut préférer tout aussi bien l'autoprotection à l'auto-assurance que l'inverse, selon les hypothèses; et préférer le régime privé au collectif quand l'autoprotection assure une probabilité nulle de perte.

[45] Cas de simple et double asymétrie d'information.

gouvernementales d'une auto-assurance, augmente l'utilité espérée des travailleurs riscophobes quand il y a asymétrie d'information (risque moral ou sélection adverse), tandis que l'imposition des mesures de sécurité est requise pour une meilleure sécurité au travail (qui serait autrement sous-optimale étant donné que les travailleurs sous-estiment le niveau du risque).

Mais ce résultat fut contredit par le modèle[46] de Rea [69]. D'après cet auteur, l'effet de l'intervention gouvernementale en présence d'asymétrie d'information[47] n'est pas toujours bénéfique.

En effet, le but d'établir un plan gouvernemental d'assurance étant d'augmenter l'utilité espérée du travailleur évaluée avec la vraie probabilité d'accident, ces modèles de Oi [65] et Diamond [20], négligent le fait que ce plan d'assurance n'affecte en rien la mauvaise perception du risque par le travailleur. Et cette étude de Rea [69] montre que suite à ce plan d'assurance (compensation), le niveau de sécurité peut même baisser malgré l'absence de risque moral.

En effet, le niveau de sécurité peut diminuer parce que la sous-estimation du niveau des risques par les travailleurs, entraînerait une substitution du niveau de salaire au détriment des mesures de sécurité. Les travailleurs tenteraient de substituer les salaires aux emplois sécuritaires même si il n'y a pas de risque moral, puisqu'ils sous-estiment le vrai niveau du risque. Si le niveau de sécurité baisse suffisamment, l'utilité du travailleur évaluée avec les vraies probabilités, peut être diminuée par cette politique de compensation des travailleurs en cas d'accidents.

---

[46]Ce modèle considère un monde où les travailleurs et les entreprises sont homogènes, ce qui permet d'éviter le problème de séléction adverse. De même, l'entreprise prend une assurance responsabilité en cas de compensation, ce qui élimine le risque moral additionnel résultant du fait que les gestionnaires du plan d'assurance n'affectent pas les préventions prises par l'entreprise. Et le plan d'assurance (ou de compensation) inclut le salaire, la compensation d'accident, le niveau de sécurité entrepris par l'entreprise et celui espéré du travailleur.

[47]Rea établit cinq sortes possibles d'imperfection de l'information qui affectent le marché de l'assurance de compensation et de la sécurité sur le milieu du travail, à savoir: le fait que les employés mal perçoivent (estiment mal) le vrai niveau du risque et leur influence sur le niveau du risque; la difficulté de l'employeur d'observer et de diriger les mesures de sécurité entreprises par les employés; le plan d'assurance et de compensation des employés n'incitent pas les employés et les employeurs à plus de prévention; les employeurs peuvent ne pas être capables d'identifier les travailleurs qui sont plus sujets aux accidents; et le plan d'assurance peut ne pas affecter l'étendue de l'accident. Le risque moral concerne les deuxième, troisième et dernière sortes et la séléction adverse touche le premier et le quatrième cas.

Avec l'hypothèse supplémentaire que la probabilité d'accident est fonction des mesures de prévention entreprises par la firme et le travailleur, i.e. que cette fois-ci il y a possibilité de risque moral, Rea [69] montre que quand les travailleurs sous-estiment le risque, la régulation (l'imposition) de l'assurance et des mesures de sécurité peut entraîner également des effets pervers et réduire le bien-être et le niveau de sécurité.

Parmi d'autres chercheurs qui se sont penchés sur le rôle de l'intervention du gouvernement dans l'accroissement de la sécurité et du bien-être des travailleurs, mais cette fois-ci selon la deuxième approche où il y a possibilité de double risque moral, il y a Carmichael [12] et Lanoie [54].

Pour Carmichael [12], l'hypothèse de sous-estimation systématique des risques dans le milieu du travail par les travailleurs est ad hoc et exclut l'existence du processus d'apprentissage bayésien chez les travailleurs.

Dans son étude, il prône plutôt l'intervention du gouvernement auprès des entreprises, puisqu'il considère que l'asymétrie d'information empêche le marché d'atteindre le niveau efficient de sécurité. Il insiste donc sur la présence de risque moral du côté de l'entreprise plutôt que la mauvaise perception des risques par les travailleurs, tout en critiquant l'hypothèse qu'automatiquement les travailleurs perçoivent mal les risques en les sous-estimant. L'analyse de Carmichael [12] touche ainsi le problème de simple risque moral.

Son modèle[48] intègre l'information imparfaite en explorant le rôle de la réputation d'une firme dans une stratégie de jeux répetés avec possibilité d'apprentissage des travailleurs. La probabilité d'accident est ici influencée par les mesures de prévention prises par la firme. Contrairement au résultat précédent[49] trouvé par Rea [69], celui de Carmichael [12][50] montre que l'intervention du gouvernement sur le marché du

[48]Il considère un marché du travail compétitif avec l'hypothèse qu'il existe un processus d'apprentissage et que ça prend un certain temps (il y a décalage) aux travailleurs d'apprendre les changements dans les mesures de sécurité au sein de l'entreprise.

[49]La déterioration du bien-être des travailleurs suite à l'intervention gouvernementale.

[50]Pour Carmichael, la présence de l'assurance de marché selon que la prime est respectivement fonction de l'effort de l'individu ou alors du niveau moyen d'accidents par secteur, affectera ou non le niveau d'effort de l'individu.

travail (au niveau des entreprises) améliore le bien-être surtout si le gouvernement connaît la technologie de chaque entreprise i.e. que le rôle du gouvernement dépend entièrement de son avantage informationnel sur le marché.

Mais, même sans cet avantage informationnel, l'intervention du gouvernement reste quand même utile, surtout quand:

- l'entreprise observe tout l'effort de l'individu et que ce dernier n'observe pas celui de la firme,
- la sécurité dépend en grande partie des actions de prévention menées par la firme,
- la présence de l'assurance de marché par rapport aux compensations octroyées par l'entreprise en cas d'accidents baisse le niveau de sécurité adopté par l'individu.

Quant au modèle de Lanoie [54], il présente une approche principal-agent analysant l'effet d'une intervention gouvernementale selon que l'autoprotection et l'auto-assurance sont des compléments ou des substituts.

Le travailleur maximise son espérance d'utilité EU, avec:

$$EU = P(q,e)U^a + [1 - P(q,e)]U^n - e$$

où $P(q,e)$ est la fonction de probabilité d'accident qui dépend des efforts de prévention effectués par le travailleur et la firme, respectivement $e = f(q)$ et $q = h(e)$, U^a et U^n représentent respectivement les niveaux d'utilité en cas d'accident et de non accident.

Pour simplifier la présentation, Lanoie se base sur les hypothèses suivantes:

- Le niveau de compensation est fixé par le gouvernement (comme dans la plupart des juridictions nord-américaines),
- le salaire n'est pas affecté par les politiques de prévention,
- le gouvernement peut agir sans coûts,

- et il n'y a qu'un seul type d'accident d'une severité fixe et qui n'affecte pas l'output du travailleur puisqu'il ne survient qu'à la fin de la période de production.

La probabilité d'accident est fonction des préventions prises par le travailleur et la firme, et aucune des deux parties n'observe le comportement de l'autre en matière de mesures de sécurité adoptées. On fait alors face au problème de double risque moral avec l'hypothèse d'une sorte d'accident avec une severité fixe.

L'auteur (Lanoie [54]) examine deux sortes d'équilibre de marché: celui de Nash et celui de Stackelberg. Dans le premier cas[51] où chacun des deux agents (le travailleur et la firme) maximise son espérance d'utilité ou son profit espéré, Lanoie [54] trouve que un des deux agents fournira un effort optimal quand l'autre fournit un effort moindre que son niveau optimal.

Quand il s'agit d'un jeu à la Stackelberg [52], celui qu'on observe beaucoup plus avec la firme comme leader et le travailleur comme suiveur, les dépenses sur le niveau d'effort de prévention de la firme précèdent l'embauche du travailleur et peuvent être considérées comme du capital "observable". Le travailleur choisit donc son niveau d'effort en deuxième lieu en prenant non seulement le niveau de son salaire w et celui de sa compensation en cas d'accident α comme donnés, mais aussi le niveau d'effort de la firme i.e. $e = e(q, w, \alpha)$.

Un accroissement du niveau des bénéfices d'assurance octroyés par la firme, donne des incitations opposées aux deux parties: il réduit le coût de l'accident pour le travailleur (impliquant éventuellement moins de prévention), alors qu'il accroît le coût de l'accident pour la firme (impliquant plus de prévention).

Ainsi, même si le double risque moral entraîne des situations non optimales de prévention de la part des entreprises et des travailleurs, il n'implique pas nécessairement

[51] Le salaire et le niveau de compensation sont fixés et sont déterminés coopérativement.

[52] La somme du profit espéré de la firme et de l'utilité espérée de l'employé est maximisée durant la première étape du jeu à la Stackelberg, et c'est la firme qui choisit seule le niveau de compensation α et de salaire w.

un sous-approvisionnement des mesures de prévention par les deux parties. En effet, ces mesures dépendent non seulement de la substituabilité ou de la complémentarité des niveaux de prévention des deux parties, mais aussi du niveau choisi d'assurance et du type de jeu choisi.

Quand l'État fixe les bénéfices de compensation, son intervention dans le contexte de l'équilibre de Stackelberg n'améliore pas nécessairement le bien-être du travailleur, et le type de politique à mener par le gouvernement dépend également de la relation qui existe entre les deux offres de prévention et l'éventuel niveau de compensation déjà existant.

Quand les inputs relatifs aux mesures de prévention des deux parties sont indépendantes, alors il est possible qu'il n'y ait aucun besoin d'imposer des mesures de sécurité à la firme mais plutôt aux travailleurs seulement; alors que quand ils sont substituts, il faudrait imposer une réglémentation aux deux parties. Sinon, quand le gouvernement n'influence que le comportement d'une seule des deux parties, une politique de promotion de la sécurité peut non seulement baisser le bien-être mais elle peut aussi échouer dans sa tentative d'accroître la sécurité.

Lanoie [54] trouve aussi que l'intervention du gouvernement auprès de la firme joue un rôle dans l'accroissement de la sécurité, non seulement quand le gouvernement connaît la technologie de chaque firme[53] (même si les travailleurs eux ne le connaissent pas), mais aussi quand il ne dispose que d'une information imparfaite sur cette technologie de la firme et que, en plus,

- soit les niveaux de sécurité sont en grande partie déterminés par la firme,
- soit il existe un marché externe d'assurance permettant aux travailleurs de se passer ou presque des compensations en cas d'accident,
- soit l'entreprise peut observer les activités de prévention du travailleur, lui imposer le maximum pour ensuite n'adopter que le niveau minimal en ce qui

[53] C'est-à-dire quand il dispose d'un avantage informationnel sur le marché pour imposer à la firme les niveaux optimaux de sécurité et de compensation.

la concerne, ou

- soit le gouvernement impose une hausse des compensations en cas d'accidents tout en évitant que les travailleurs soient sur-assurés.

Ces types d'interventions permettent alors un accroissement de la sécurité et du bien-être social.

Bref, l'intervention du gouvernement permettra d'accroître le bien-être social, si il dispose d'un avantage informationnel, et/ou si la firme est le grand responsable en matière de prévention, et/ou si les travailleurs sous-estiment les probabilités d'accidents, et/ou si les travailleurs sont sur-assurés, et/ou si l'entreprise dispose d'un avantage informationnel sur les travailleurs. Autrement, l'intervention gouvernementale pourrait être non bénéfique socialement.

2.2.2 La complémentarité ou la substitutionalité

Dans le cadre de l'analyse de la complémentarité ou de la substitutionalité des deux mesures de réduction de l'impact du risque, à savoir la prévention et l'assurance, quelques chercheurs ont analysé le choix entre l'assurance de marché, l'auto-assurance et l'autoprotection.

Sous l'hypothèse que les travailleurs peuvent s'assurer eux-mêmes, Ehrlich et Becker [32], montrent qu'en présence d'un marché de l'assurance, l'auto-assurance constitue toujours un substitut à l'assurance de marché, alors que l'autoprotection et l'assurance de marché peuvent être des compléments. Dans cette analyse d'Ehrlich et Becker [32], il y a pleine information car tout est observable.

Une des extensions apportées à ce modèle, sans en changer les conclusions, fut dévéloppée par les chercheurs Cook et Graham [16]. En effet, l'analyse de Ehrlich et Becker [32] concernait uniquement les biens qui peuvent être évalués sur le marché, et elle présente alors une lacune pour une large classe de biens qui sont essentiellement uniques ou irremplaçables (les biens pour lesquels il n'existe pas de parfaits substituts sur le marché).

Dans ce cas, la demande de couverture d'assurance ou celle de prévention, dépend de l'évaluation personnelle que fait l'individu de ce type de biens. Et le montant de la compensation peut varier avec le niveau de richesse si la valeur placée sur le bien par l'individu est irremplaçable, alors qu'il est calculé et fixé par le marché si cette valeur est remplaçable.

Une autre extension plus récente du modèle de Ehrlich et Becker [32], est le modèle de Eeckhoudt, Godfroid et Marchand [31]. Ehrlich et Becker [32] avaient étudié la relation entre trois instruments de protection contre le risque (l'assurance de marché, l'auto-assurance et la prévention) dans le cadre des risques monétaires. Eeckhoudt, Godfroid et Marchand [31] ont analysé, eux, le même type de problème mais pour des risques de santé. Étant donné que la survenance de la maladie affecte non seulement le niveau de richesse mais aussi le niveau de santé de l'individu, la considération des fonctions d'utilité multidimensionnelles s'imposait dans ce cas.

De plus, le modèle mono-périodique de Ehrlich et Becker [32] est changé, puisque toutes les décisions ne sont pas prises avant la survenance de l'accident (la maladie dans ce cas-ci). Il est vrai que c'est le cas pour la prévention primaire (correspondant à l'autoprotection) et la prévention secondaire (correspondant à l'auto-assurance), mais le choix concernant la médecine curative intervient après la déclaration de la maladie i.e. quand il n' y a plus d'incertitude relative à la présence de la maladie.

Les résultats de cette analyse, avec le modèle simplifié (avec les hypothèses d'additivité de la fonction d'utilité[54], de neutralité par rapport au risque financier de l'individu, et d'aversion face au risque de santé), comportent moins d'ambiguité que ceux d'Ehrlich et Becker[55].

Il existe une séparation partielle entre la demande de soins y et la demande

[54]Les auteurs marquent la possibilité de différence dans la pondération des composantes additionnées pour marquer l'importance relative de chacune.

[55]C'est suite à la nature "quasi-linéaire" de la fonction d'utilité et à la séparation des décisions thérapeutiques par rapport aux décisions de prévention.

d'autoprotection x. En effet, quel que soit l'intensité choisie de l'autoprotection x, la valeur optimale du recours au système de soins y reste la même (i.e. $y(x) = y^*$) alors que le choix de x réagit au niveau retenu pour y. Il existe une certaine complémentarité entre x et y dans la partie ascendante de la fonction de réaction $x(y)$ après le niveau optimal de $y = y^*$, alors que dans sa partie descendante (avant ce niveau optimal), ils apparaissent comme des substituts. La fonction $x(y)$ a donc une forme en U alors que $y(x)$ est une constante[56]. L'optimum global (x^*, y^*) est

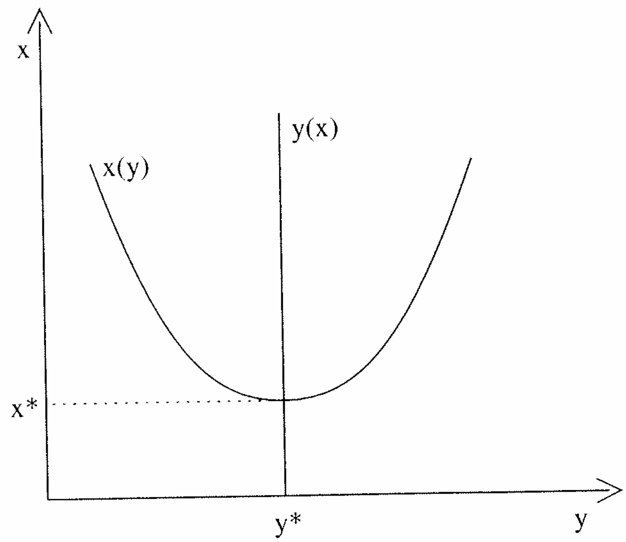


Figure 2.1 Fonctions $x(y)$ et $y(x)$

donnée par l'intersection des fonctions $x(y)$ et $y(x)$.

Ainsi, plus le niveau de y est plus faible que son niveau optimal, plus l'individu compense en faisant plus de prévention. On remarque que quand l'individu décide de choisir un niveau de demande de soins de santé de plus en plus élevé que son niveau optimal y^*, ce niveau s'accompagne d'un niveau de plus en plus élevé d'autoprotection.

De même, l'intensité choisi de l'auto-assurance z (qui, comparativement à x ou y, n'affecte pas la probabilité de survenance de la maladie mais son degré de gravité) influence et est aussi influencée par le niveau de y. L'auto-assurance et les soins de santé sont des substituts comme dans le cas de l'auto-assurance et de l'assurance de

[56]Voir Figure2.1.

marché dans le modèle Ehrlich et Becker [32]. Les fonctions de réaction respectives sont $y(z)$ et $z(y)$, et le recours aux soins de santé réagit plus à une variation de l'intensité de l'auto-assurance alors que cette dernière réagit moins à un changement dans le recours aux soins de santé ($|\frac{\partial y(z)}{\partial z}| > |\frac{\partial z(y)}{\partial y}|$).

Bref, l'assurance de marché se revèle être un substitut à l'auto-assurance alors que l'assurance et la prévention peuvent être compléments dans le cas du risque financier, ou bien compléments ou substituts dans le cas du risque de la santé (dépendemment du niveau de la demande de soins y).

2.2.3 L'accroissement de la richesse initiale ou de la taille de la perte

Une autre des études sur le sujet de l'autoprotection, est celle menée par Sweeney et Beard [90]. Ils analysent l'effet d'un accroissement de la richesse initiale et celui de la taille de la perte, sur le niveau optimal d'autoprotection[57].

Les résultats de cette étude montrent que ces deux effets sont ambigus. En effet, l'effet d'un changement de la richesse initiale sur le choix d'un niveau d'autoprotection optimal, dépend de l'amplitude de la probabilité de perte (ou d'accident) ainsi que du comportement de la fonction d'aversion au risque absolue.

Si l'aversion au risque absolue est monotone décroissante (croissante, constante) alors le niveau d'autoprotection va augmenter (baisser, rester constant) avec la hausse de la richesse initiale si l'amplitude de la probabilité de subir une perte ou un accident est élevée au dessus d'une certaine valeur (faible en dessous d'une certaine valeur, quelque soit sa valeur). Autrement, ce niveau d'autoprotection va baisser (augmenter, rester constant)[58].

Quant à l'effet d'un accroissement de la taille de la perte sur le niveau optimal d'autoprotection, elle aboutit à un accroissement de l'autoprotection sous une variété de restrictions plausibles sur la préférence du risque. Cet effet dépend alors du

[57] À ce niveau optimal, le bénéfice marginal des activités d'autoprotection est égal à leur coût marginal.

[58] L'autoprotection peut ainsi être considerée tantôt comme un bien normal, tantôt comme un bien inférieur.

comportement de la fonction d'aversion au risque absolue, ainsi que du niveau de la probabilité de perte. Le niveau d'autoprotection augmente avec une hausse de la taille de la perte, si:

- l'aversion au risque absolue n'est pas décroissante,
- l'aversion au risque absolue est décroissante et la probabilité de la perte, ou la taille de la perte, ou la perte attendue est suffisamment grande,
- la valeur du coefficient d'aversion au risque absolue dans le cas de la perte est presque la même que celle dans le cas non perte[59],
- l'aversion au risque relative est croissante alors que l'aversion au risque absolue est décroissante avec la richesse, et que la perte attendue est une proportion suffisamment petite du niveau de richesse après perte ou accident, telle que $[\frac{y-l}{y}]^{R(y)} > \frac{p(s^*)l}{y-l}$ où y est le niveau de richesse avant perte, l est la taille de la perte, $R(y)$ représente la fonction d'aversion au risque relative, $p(s^*)$ est la probabilité de perte (fonction du niveau d'autoprotection optimal s^*).

Ainsi, étant donné que le niveau optimal du choix d'autoprotection dépend en partie d'une fonction exogène de probabilité de perte et que la hausse dans les dépenses d'autoprotection ne baisse pas le risque associé au revenu (niveau de perte), il n'est pas étonnant que ces résultats soient ambigus.

Bref, ce n'est qu'étant donnés la probabilité de la perte et l'aversion au risque absolue, qu'on peut établir sans ambiguité l'effet d'un accroissement de la perte ou de la richesse initiale sur le niveau optimal d'autoprotection.

2.2.4 La variation de l'aversion au risque absolue

À propos d'une variation de l'aversion au risque absolue, plusieurs modèles de choix en incertitude ont montré qu'un accroissement de l'aversion au risque absolue implique que le décideur riscophobe choisit un niveau plus faible de l'activité risquée.

[59] Préférences indépendantes des états de la nature.

Quant à son effet sur les niveaux des mesures de réduction du risque, les résultats montrent une certaine ambiguité concernant l'autoprotection[60].

Malgré le fait que la relation entre le niveau des activités d'auto-assurance et le degré d'aversion au risque d'un individu est monotone croissante, on ne peut pas en dire autant pour l'autoprotection. En effet, il est possible qu'un individu devenant plus riscophobe, opte pour un niveau d'autoprotection plus faible.

Dans l'étude de Dionne et Eeckhoudt [24], les auteurs trouvent que quand l'aversion au risque absolue augmente, le niveau d'auto-assurance augmente mais l'effet sur le niveau de l'autoprotection est ambigu (suite aux variations du bénéfice marginal et du coût marginal dont on ne peut pas déterminer le signe ou dont le signe est identique) et peut parfois même être contre-intuitif[61]. Ehrlich et Becker [32] avaient trouvé un résultat semblable. Ils disent que l'incitation à s'autoprotéger n'est pas nécessairement dépendante de l'attitude face au risque (la riscophobie).

Briys et Schlesinger [11] retrouvent également ces mêmes résultats. Ils montrent même que ces résultats concernant l'auto-assurance et l'autoprotection tiennent toujours quand les préférences dépendent des états de la nature ou quand la richesse initiale est aléatoire. Ils critiquent toutefois la conclusion associée aux résultats de Ehrlich et Becker [32] et Dionne et Eeckhoudt [24], disant que la réduction des activités d'autoprotection quand il y a hausse de l'aversion au risque, est contre-intuitive.

Briys et Schlesinger [11] trouvent que ces auteurs[62] prennent comme acquis que les activités d'autoprotection réduisent le risque associé à la distribution de la richesse finale, et ce n'est pourtant pas le cas quand le risque est défini comme dans Rothschild et Stiglitz [72][63]. On ne réduit pas toujours le risque par l'autoprotection.

[60] Ehrlich et Becker [32], Dionne et Eeckhoudt [24], Briys et Schlesinger [11].

[61] Avec une fonction d'utilité quadratique, le résultat peut être positif (l'autoprotection augmente) ou négatif (l'autoprotection diminue) selon que la probabilité de perte est respectivement plus petite ou plus grande que 0.5. Quand la fonction d'utilité est logarithmique, on peut aboutir à un résultat contre intuitif i.e. que l'autoprotection baisse avec une hausse de l'aversion au risque; et quant à la fonction d'utilité exponentielle, elle produit un résultat indeterminé.

[62] Ehrlich et Becker [32] et Dionne et Eeckhoudt [24].

[63] Le risque entraîne un étalement à moyenne constante.

Un accroissement des dépenses d'autoprotection ne réduit pas en général le risque dans le sens de la dominance stochastique[64].

En effet, Briys et Schlesinger [11] montrent que cette relation ambigue entre le degré d'aversion au risque et l'autoprotection n'est pas du tout contre-intuitive quand on considère la distribution de la richesse finale. Dans le cas de l'auto-assurance, on a une diminution du niveau de la richesse en cas de non accident (ou non perte) et une hausse du niveau de richesse en cas d'accident, alors que dans le cas de l'autoprotection, on a une baisse du niveau de richesse dans chaque état de la nature.

Ainsi, l'importance accrue associée au niveau de richesse le plus bas chez un individu plus riscophobe quand l'aversion est décroissante avec la richesse (i.e. que pour un niveau de richesse donné, l'utilité marginale dans l'état perte est plus élevée chez un individu plus riscophobe), peut pousser l'individu à baisser le coût d'autoprotection en réduisant son niveau[65].

Quant à la distribution de la richesse finale, tout en gardant sa valeur espérée constante, une augmentation des activités d'auto-assurance implique un contraction à moyenne constante dans le sens de Rothschild et Stiglitz (dominance stochastique de second degré) alors qu'une hausse des activités d'autoprotection constitue à la fois un étalement à moyenne constante et un "mean-preserving contraction" ou contraction à moyenne constante dans la distribution de la richesse comme c'est illustré par Figure2.1 et Figure2.2.

Avec l'autoprotection, l'étalement se fait aux niveaux de richesse plus faibles (cas de perte) alors que la contraction (baisse) arrive aux niveaux de richesse plus élevés (cas de non perte). Et la distribution de la richesse se déplace vers la gauche (vers des montants relativement plus faibles). La variance de la richesse finale ne restant généralement pas constante, elle peut même croître en utilisant l'autoprotection contrairement à l'auto-assurance.

[64] Ce qui n'est pas le cas de l'auto-assurance.
[65] Pour éviter de diminuer encore son niveau de richesse.

Soient W le niveau de la richesse initiale, $c(.)$ la fonction de coût, et L la perte totale avec $L > L(y)$. x et y représentent respectivement l'effort d'autoprotection et d'auto-assurance et $L(y)$ est la perte nette de compensation. Le coût associé à l'auto-assurance est $c(y)$ alors qu'il est de $c(x)$ pour l'autoprotection.

Graphiquement , dans le cas de l'auto-assurance, on a:

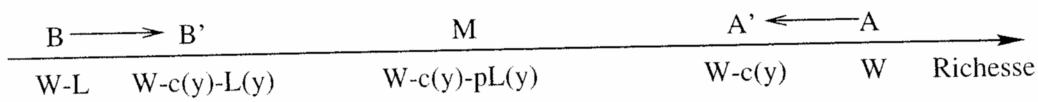


Figure 2.2 Cas d'auto-assurance

alors que dans le cas de l'autoprotection, on a:

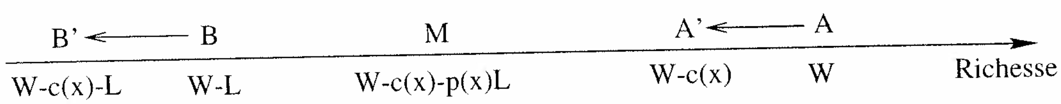


Figure 2.3 Cas d'autoprotection

Ainsi, si on augmente le niveau d'auto-assurance y (Figure2.2), alors $c(y)$ augmente, faisant passer le niveau de richesse en cas de non accident de A à A' (baisse du niveau de la richesse) et $L(y)$ baisse de sorte que la richesse en cas d'accident passe de B à B' (hausse du niveau de la richesse). La richesse espérée reste égale à $W - c(y) - pL(y)$ sous l'hypothese[66] $c_y^{'} = -pL_y^{'}$.

Et si c'est le niveau d'autoprotection x qui augmente (Figure2.3), alors $c(x)$ augmente, faisant passer le niveau de richesse de A à A' (baisse du niveau de la richesse) en cas de non accident et de B à B' (baisse du niveau de la richesse) en cas d'accident. L reste constant dans ce cas mais la probabilité d'accident $p(x)$ baisse. La richesse espérée reste au niveau $W - c(x) - p(x)L$ sous l'hypothese $c_x^{'} = -p_x^{'}L$.

Ainsi, l'auto-assurance réduit sûrement le risque associé à la richesse finale, alors que ce n'est pas le cas pour l'autoprotection (son effet est ambigu). En effet,

[66]La baisse de la perte est plus grande que la hausse du coût.

malgré le fait que les activités d'autoprotection réduisent le risque associé à la distribution de la richesse finale, leur niveau peut tout aussi bien baisser suite à une hausse de l'aversion au risque.

En résumé, une variation de l'aversion au risque a un effet positif sur le niveau de l'auto-assurance, alors que cet effet devient ambigu sur l'autoprotection. Comme nous venons de le voir, ce dernier résultat est loin d'être contre-intuitif. En effet, une activité d'autoprotection ne réduit pas nécessairement le risque associé à la distribution de la richesse initiale.

2.2.5 Le choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance

Parmi les pionniers de ce type d'analyse, on trouve entre autres Boyer et Dionne [6], qui ont analysé les choix des individus associés à des variations d'auto-assurance et d'autoprotection en présence et en l'absence de l'assurance de marché.

En l'absence d'assurance de marché, quand les fonctions d'utilité sont indépendantes des états de la nature, trois facteurs affectent le choix entre plus d'auto-assurance et plus d'autoprotection:

1. l'efficience de chacune de ces activités dans la réduction de l'espérance mathématique de la perte,
2. les variations de coût de chaque activité, et
3. le degré de l'aversion au risque absolue du consommateur.

Bref, le choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance dépend de plusieurs hypothèses. Pour pouvoir isoler l'effet d'un changement de l'un ou de l'autre de ces trois facteurs, la méthodologie adoptée est celle de garder les deux autres fixes. Ainsi, pour isoler le dernier effet, Boyer et Dionne [6] ont fait l'hypothèse de l'équivalence des deux activités en ce qui concerne leurs coûts et la réduction de l'espérance mathématique de la perte[67].

[67] $c_y' = c_x'$ et $-pL_y' = -p_x'L$.

Le résultat essentiel de l'analyse de Boyer et Dionne [6], dans ce cas d'absence du marché d'assurance et sous les hypothèses ci-haut énoncées, montre qu'un individu riscophobe préfère toujours une hausse de l'auto-assurance (ou des activités d'assurance ou de compensation par le gouvernement) à une hausse équivalente de l'autoprotection (ou des activités de prévention par le gouvernement).

Sous les mêmes hypothèses, mais cette fois-ci en présence du marché d'assurance, le choix sera porté également sur plus d'assurance plutôt que sur plus d'autoprotection, car les individus riscophobes sont indifférents entre l'assurance de marché et l'auto-assurance quand la probabilité de perte est constante ou bien quand l'individu riscophobe est incapable d'affecter la probabilité ou la perte d'un accident. En effet, non seulement la demande d'auto-assurance n'augmente que quand le prix de l'assurance de marché augmente[68], mais aussi les deux activités sont équivalentes en termes de réduction du risque[69].

On peut montrer que cette relation entre l'auto-assurance et l'assurance de marché demeure effectivement quand les préférences dépendent des états de la nature. En effet, le choix d'un niveau d'assurance de marché optimal est choisi en maximisant l'espérance d'utilité suivante:

$$EU_q = (1-p)U_t(I_t - q\Pi) + pU_s(I_s + q)$$

avec p la probabilité d'accident, q la quantité d'assurance, $I_i, i = s, t$ est le niveau de richesse quand l'état de la nature i se réalise sans assurance, et la prime d'assurance est Π.

Le niveau optimal d'assurance de marché est donné par la condition de premier ordre du problème de maximisation de l'espérance d'utilité par rapport à q:

$$-(1-p)U_t'(I_t - q\Pi)\Pi + pU_s'(I_s + q) = 0 \iff \Pi = \frac{pU_s'(I_s + q)}{(1-p)U_t'(I_t - q\Pi)}$$

Quant au niveau optimal d'auto-assurance, il est obtenu en maximisant l'espérance

[68] Boyer et Dionne [6].

[69] Voir Ehrlich et Becker [32].

d'utilité par rapport au coût qu'entraîne cette auto-assurance. Il s'agit alors de maximiser:

$$EU_c = (1-p)U_t(I_t - c) + pU_s(I_t - c - L(L^e, c))$$

où $L(L^e, c)$ est la perte nette de la compensation en cas d'accident[70] (avec $L_c^{'} < 0$ et $L_c^{''} > 0$) et c est le coût de l'auto-assurance. Et la condition de premier ordre issu de ce problème de maximisation est la suivante:

$$\begin{aligned} & -(1-p)U_t^{'}(I_t - c) - pU_s^{'}(I_t - c - L(L^e, c))(1 + L_c^{'}) = 0 \\ \Longleftrightarrow \quad & -\frac{1}{(1+L_c^{'})} = \frac{pU_s^{'}(I_t - c - L(L^e, c))}{(1-p)U_t^{'}(I_t - c)} \end{aligned}$$

Ainsi, si les possibilités sont combinées i.e. si il y a à la fois possibilité d'auto-assurance et possibilité d'assurance de marché, alors l'individu aura à choisir des niveaux optimaux d'auto-assurance et d'assurance de marché qui maximisent l'espérance d'utilité:

$$EU_{cq} = (1-p)U_t(I_t - c - q\Pi) + pU_s(I_t - c - L(L^e, c) + q)$$

Et la combinaison des deux conditions de premier ordre par rapport à q et à c respectivement, est donnée par:

$$\Pi = \frac{pU_s^{'}(I_t - c - L(L^e, c) + q)}{(1-p)U_t^{'}(I_t - c - q\Pi)} = -\frac{1}{(1+L_c^{'})}$$

D'où l'auto-assurance est bel et bien substitut à l'assurance de marché. Si Π augmente (diminue) avec la probabilité d'accident p considérée ici comme constante, alors c augmente (diminue) aussi. En effet, si c augmente, alors $L_c^{'}$ augmente, i.e. $-L_c^{'} > 0$ baisse. D'où $\Pi = \frac{1}{(-L_c^{'}-1)}$ augmente.

Toujours, en présence du marché d'assurance, si cette fois-ci la probabilité de perte n'est pas constante et est fonction de l'effort de l'individu, l'individu riscophobe préfèrera un accroissement de l'auto-assurance à un accroissement équivalent de l'assurance de marché quand il y a pleine information sur l'autoprotection (i.e. qu'elle est observable sans coût).

[70] L^e est le niveau de la perte brute.

Ce résultat est dû au fait qu'avec l'assurance de marché, les individus sont plus poussés à s'autoprotéger (avec un coût positif) afin de réduire leur prime de risque de marché, contrairement au cas où ils doivent s'auto-assurer. Ceci implique que l'autoprotection est plus élevée dans le cas de l'assurance de marché que dans le cas de l'auto-assurance pour tout niveau d'assurance. Toutefois, l'auto-assurance est toujours préferée à l'autoprotection.

Une importante contribution à l'hypothèse principale de Boyer et Dionne [6] sur l'équivalence de l'autoprotection et de l'auto-assurance, est l'étude de Chang et Ehrlich [13]. Cette étude a montré qu'à l'optimum, l'effet de l'autoprotection sur l'espérance de la perte est plus grand que l'effet dû à l'auto-assurance. Ceci veut dire qu'avec l'hypothèse de Boyer et Dionne [6], on n'est pas à l'optimum lorsque l'autoprotection et l'auto-assurance affectent la perte moyenne de la même façon.

Ainsi, Boyer et Dionne [6] ont trouvé qu'un consommateur riscophobe va toujours préférer l'auto-assurance à l'autoprotection quand les deux choix ont le même effet, non seulement en termes de variations de coûts, mais aussi sur le niveau de l'espérance mathématique de la perte, alors que d'après Chang et Ehrlich [13], les deux politiques entraînant les mêmes variations de coûts ne peuvent pas avoir le même effet sur l'espérance mathématique de la perte à l'optimum. Et donc, à l'optimum, l'auto-assurance ne sera pas préférée à l'autoprotection.

Un autre apport important dans le domaine du choix entre l'autoprotection et l'auto-assurance, est l'étude de Shogren [83]. Il dévéloppe quatre marchés expérimentaux pour examiner comment les individus répondent au risque: l'autoprotection, respectivement sur le marché privé ou collectif, et l'auto-assurance, respectivement sur le marché privé ou collectif. Les résultats de cette étude montrent qu'il ne faut plus ignorer le caractère privé ou collectif du mécanisme de réduction de la probabilité ou de la sévérité de la perte, quand on fait l'analyse de leur valeur économique.

Ainsi, non seulement le type de risque (probabilité ou sévérité) qui est réduit est important, mais aussi la façon dont le risque est réduit (privé ou collectif).

En effet, les résultats de Shogren [83] indiquent non seulement que les individus préfèrent le secteur privé au secteur collectif, mais aussi qu'ils préfèrent l'autoprotection à l'auto-assurance. Ainsi, les individus sont davantage prêts à payer plus pour un mécanisme privé qui influence la probabilité plutôt qu'un même mécanisme qui influence la séverité, contrairement au résultat de Boyer et Dionne [6].

Ce choix de l'autoprotection plutôt que celui de l'auto-assurance est expliqué par le fait particulier que dans le modèle de Shogren [83], quand l'individu achète l'autoprotection, il a la garantie d'obtenir un gain monétaire positif, ce qui n'est pas le cas pour l'acheteur de l'auto-assurance.

L'autoprotection, dans ce modèle spécifique de Shogren, réduit la probabilité de perte à zéro. Ce qui implique alors une chance de 100% de recevoir le gain; alors que l'auto-assurance réduit la séverité de la perte probable à zéro mais n'altère pas la probabilité de recevoir le gain monétaire.

Alors, contrairement[71] à l'analyse Boyer et Dionne [6] et Chang et Ehrlich [13], il n'existe plus d'incertitude au niveau de la probabilité suite à l'autoprotection mais l'incertitude persiste dans le cas seulement de l'auto-assurance. Ainsi, l'autoprotection peut éliminer toute incertitude sur la fréquence de la perte et par conséquent sur sa séverité alors que l'auto-assurance ne peut éliminer que l'incertitude à propos de la séverité de la perte mais l'incertitude demeure quant à sa fréquence.

Autrement dit, dans ce cas de Shogren, la loterie faisant l'objet du choix est telle qu'il y a une perte L dans le mauvais état avec une probabilité p et un gain G dans le bon état avec probabilité $(1-p)$, étant donnée la richesse initiale W. Cette loterie se résume alors comme suit:

$$(p, W - L; (1-p), W + G)$$

Si un individu choisit l'autoprotection qui réduit la probabilité de perte à zéro i.e.

[71]Ces résultats de Shogren diffèrent de ceux de Boyer et Dionne puisque les répondants sont davantage prêts à payer plus pour le mécanisme privé qui influence la probabilité plutôt que pour le mécanisme qui influence la sévérité.

$p = 0$, alors il recevra le gain G avec certitude[72]; alors que si il choisit l'auto-assurance qui lui assure une compensation complète de la perte dans le mauvais état i.e. $L = 0$, il recevra un gain espéré de $(1-p)G$[73]. Ainsi tout individu évalue l'autoprotection au dessus de l'auto-assurance, étant donné que dans ce dernier cas $0 < p < 1$ et donc $(1-p)G < G$. L'individu sera indifférent entre les deux activités si $G = 0$, et changerait de choix pour l'auto-assurance si $G < 0$.

Ce résultat de Shogren, du choix de l'autoprotection plutôt que celui de l'auto-assurance quand les deux ont le même effet d'éliminer toute incertitude quant à la perte monétaire, est aussi compréhensible dans le cadre des préférences dépendantes des états de la nature. En effet, quand on demande à un individu de choisir entre ne pas avoir un accident et l'avoir mais être complètement compensé, il est évident qu'il choisira le fait d'éviter tout accident (autoprotection) surtout qu'en cas d'accident la perte monétaire est accompagnée d'une désutilité directe puisque les préférences sont dépendantes des états de la nature.

Mais pour une meilleure comparaison de ces politiques (auto-assurance versus autoprotection), comme l'ont très bien fait Boyer et Dionne [6], il faudra évaluer les deux décisions de réduction du risque sur une même base pour un individu rationnel[74]. C'est pour cela que le modèle de Shogren fut modifié par Di Mauro et Maffioletti [22]. La loterie de départ revient alors à[75]:

$$(p, W-L; (1-p), W).$$

Ainsi, que ce soit le cas du choix de l'autoprotection avec $p = 0$, ou de celui de l'auto-assurance avec $L = 0$, l'individu a toujours un gain nul[76].

Effectivement, dans le travail de Boyer et Dionne [6], le gain est aussi identique quel que soit le choix de l'individu rationnel. Le travail de Boyer et Dionne [6] se base

---

[72] Gain$=[p*(W-L)]+[(1-p)*(W+G)]-W = W+G-W = G$.

[73] Gain$=[p*(W-L)]+[(1-p)*(W+G)]-W = (p*W)+W-(p*W)+G-(p*G)-W = (1-p)G$.

[74] Un même gain esperé.

[75] On reçoit respectivement $W-L$ avec probabilité p et on garde W avec probabilité $(1-p)$.

[76] Gain$=[p*(W-L)]+[(1-p)*W]-W = 0 = (p*W)+W-(p*W)-W$.

sur l'hypothèse $p(a)l_b' = p_a' l(b)$, i.e. que l'effet de l'auto-assurance sur l'espérance de la perte, est le même que celui engendré par l'autoprotection.

Comme nous venons de le voir, dans cette revue de littérature, plusieurs études se sont penchées sur les concepts de l'assurance (auto-assurance) et de la protection/prévention (autoprotection). Elles ont analysé leur nature complémentaire ou substituable, les effets, sur leurs niveaux optimaux, d'une variation d'une variable exogène; et le choix d'un individu riscophobe entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance.

Toutefois, dans toutes ces études, aucune ne s'est penchée entre autres:

- ni sur l'analyse théorique du choix entre l'autoprotection et l'auto-assurance quand les préférences dépendent des états de la nature,
- ni sur l'analyse empirique des facteurs socio-économiques pouvant influencer le choix entre l'autoprotection et l'auto-assurance.

Notre étude porte plus spécifiquement sur le choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance pour un individu riscophobe en l'absence de l'assurance de marché, et quand les fonctions d'utilité dépendent des états de la nature contrairement à l'étude ci-haut mentionnée de Boyer et Dionne [6] où les fonctions d'utilité sont indépendantes des états de la nature. Nous gardons toutefois l'hypothèse d'équivalence entre l'autoprotection et l'auto-assurance en termes de variations de coûts et d'effet sur l'espérance de la perte.

Comme on le sait, dans le cadre des accidents, les préférences ne devraient pas être indépendantes des états de la nature. D'où l'un des apports importants de notre étude: celui de considérer le cadre des préférences qui dépendent des états de la nature. Ainsi, en gardant les mêmes autres hypothèses que dans le cas Boyer & Dionne [6], on veut vérifier si leurs résultats sont robustes à ce changement d'hypothèse.

Le résultat théorique très intéressant obtenu de notre étude, est que l'aversion au risque n'est plus le seul critère nécessaire et suffisant pour qu'un individu riscophobe choisisse d'augmenter son niveau d'auto-assurance plutôt que son niveau d'autoprotection, quand leurs variations de coûts et leurs effets sur l'espérance de la perte sont respectivement les mêmes.

En effet, en prenant en compte la dépendance des préférences sur les états de la nature, à l'effet d'aversion au risque s'ajoutent alors deux autres effets: l'effet de la perte d'utilité totale suite à l'accident et celui de la perte en utilité marginale. Il y a donc en tout trois effets: l'effet niveau d'utilité, l'effet utilité marginale, et l'effet riscophobie.

Ajoutons que notre étude, non seulement attaque le problème théorique du choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance dans le cas des préférences dépendantes des états de la nature en isolant les trois effets principaux, mais elle apporte aussi une évidence empirique de l'existence de ces trois effets et donc de la nécessité d'aborder empiriquement ce type de problème de choix en utilisant les fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature.

Cette analyse empirique a un autre grand mérite, celui de faire ressortir quelques variables socio-économiques qui ont un effet sur le choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance[77]. Avant d'aborder les détails de notre étude, revenons sur les études centrales de référence de Boyer et Dionne [4], [5], et [6] où les préférences sont indépendantes des états de la nature.

2.3 Modèle dans le cas des fonctions d'utilité indépendantes des états de la nature

Dans la littérature, on trouve deux approches qui furent utilisées pour l'analyse de cette question de choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance. On trouve, soit l'approche qui utilise l'analyse de l'"*Étalement à moyenne constante*"

[77] Voir le Tableau 2.5.

(Mean Preserving Spread[78]), soit l'approche utilisant l'analyse du *"bénéfice net"* de l'auto-assurance relativement à l'autoprotection[79]. Comme on va le voir dans cette section, les deux approches donnent le même résultat dans ce cas des fonctions d'utilité qui sont indépendantes des états de la nature.

2.3.1 Approche par étalement à moyenne constante

Le concept d'Étalement à moyenne constante ou de "Mean Preserving Spread" a été développé par Rothschild et Stiglitz [72]. C'est ce concept qu'utilisèrent Boyer et Dionne ([4], [5]) pour montrer qu'un agent riscophobe incapable d'affecter, ni la probabilité, ni l'amplitude de la perte, préférera toujours les activités gouvernementales de compensation à des mesures gouvernementales de prévention équivalentes[80].

Soit:

$p(a)$ la probabilité d'accident[81], fonction du niveau de prévention "a" telle que $\frac{\partial p(a)}{\partial a} = p_a^{'} < 0$ et $\frac{\partial^2 p(a)}{(\partial a)^2} = p_a^{''} > 0$;

$l(b)$ le niveau de la perte nette de la compensation en cas d'accident, fonction du niveau d'assurance "b" telle que $\frac{\partial l(b)}{\partial b} = l_b^{'} < 0$ et $\frac{\partial^2 l(b)}{(\partial b)^2} = l_b^{''} > 0$;

$T(a,b)$ est la fonction de coût séparable associé aux niveaux respectifs "a" et "b" de prévention et d'assurance, de sorte que $\frac{\partial T(a,b)}{\partial a} = T_a^{'} > 0$, $\frac{\partial T(a,b)}{\partial b} = T_b^{'} > 0$, et $\frac{\partial^2 T(a,b)}{(\partial a)^2} = T_a^{''} \geq 0$, $\frac{\partial^2 T(a,b)}{(\partial b)^2} = T_b^{''} \geq 0$.

Pour isoler le facteur risque des autres éléments et impacts de ces politiques gouvernementales de prévention ou de compensation, les hypothèses suivantes sont établies:

$$da = db \tag{2.1}$$

[78] Voir Boyer & Dionne [4] et Briys & Schlesinger [11].

[79] Voir Boyer & Dionne [6], Chang & Ehrlich [13] et Shogren [83].

[80] C'est-à-dire qu'elles affectent de façon similaire l'espérance de la perte, et entraînent les mêmes changements de coûts.

[81] Nous faisons l'hypothèse que tous les individus détiennent la bonne valeur de la probabilité.

$$p'_a l(b) = p(a) l'_b \tag{2.2}$$

$$T'_a = T'_b \tag{2.3}$$

Ces trois hypothèses (2.1), (2.2) et (2.3) assurent l'équivalence entre da (changement dans l'assurance) et db (changement dans la prévention) en terme de changement du premier ordre ou de la moyenne. La deuxième hypothèse signifie que tout changement (que ce soit dans la prévention ou l'assurance) s'effectue à moyenne constante (même effet sur la perte moyenne), alors que les deux autres hypothèses veulent dire que la variation du coût entraînée par le changement dans la prévention ou dans l'assurance, est la même.

Comme nous l'avons déjà dit ci-haut, l'approche par Étalement à moyenne constante repose sur le théorème de Rothschild-Stiglitz [72] qui nous dit qu'une fonction de densité de la richesse $j(w)$ sera préférée à une autre $g(w)$ par tous les individus riscophobes, si et seulement si $g(w)$ diffère de $j(w)$ par un étalement à moyenne constante. $g(w)$ est plus étalée que $j(w)$ dans le sens où la valeur espérée d'une quelconque fonction concave de la richesse, va être plus faible sous $g(w)$ que sous $j(w)$. D'où la préférence de $j(w)$ à $g(w)$ chez un individu riscophobe.

Soit le niveau de la richesse initiale $\bar{w}$ et les fonctions de densité cumulatives $B(w)$ et $A(w)$, suite respectivement à une variation dans la prévention b et à une variation dans l'assurance a.

$$\begin{aligned}
A(0) &= 0 \\
A(w_1) &= 1 \\
A(w_2) &= 1 \\
A(w_3) &= p(a+da) \\
B(0) &= 0 \\
B(w_1) &= 1 \\
B(w_4) &= 1
\end{aligned}$$

$$B(w_5) \quad = \quad p(a)$$

où:

- $w_1 = \bar{w}$
- $w_2 = \bar{w} - T(a + da, b)$
- $w_3 = \bar{w} - T(a + da, b) - l(b)$
- $w_4 = \bar{w} - T(a, b + db)$
- $w_5 = \bar{w} - T(a, b + db) - l(b + db)$

da et db représentent respectivement une variation à la hausse de l'autoprotection et de l'auto-assurance.

Les hypothèses (2.1) et (2.3) impliquent que $w_2 = w_4$. Et puisque $l_b' < 0$, alors $w_3 < w_5$. Ainsi, $0 < w_3 < w_5 < w_2 = w_4 < w_1$. Ces deux fonctions de densité cumulatives, $A(w)$ et $B(w)$, peuvent être représentées graphiquement par la Figure 2.4.

Soit la fonction $F(w)$, représentant la différence entre les deux fonctions de densité cumulatives $A(w)$ et $B(w)$. Elle est définie comme suit:

$$F(w) = A(w) - B(w).$$

Si $A(w)$ constitue un étalement à moyenne constante de $B(w)$, alors $F(w)$ doit satisfaire les conditions suivantes:

$$T(\bar{w}) = \int_0^{\bar{w}} F(w)dw = 0$$
$$T(r) = \int_0^{r} F(w)dw \geq 0$$

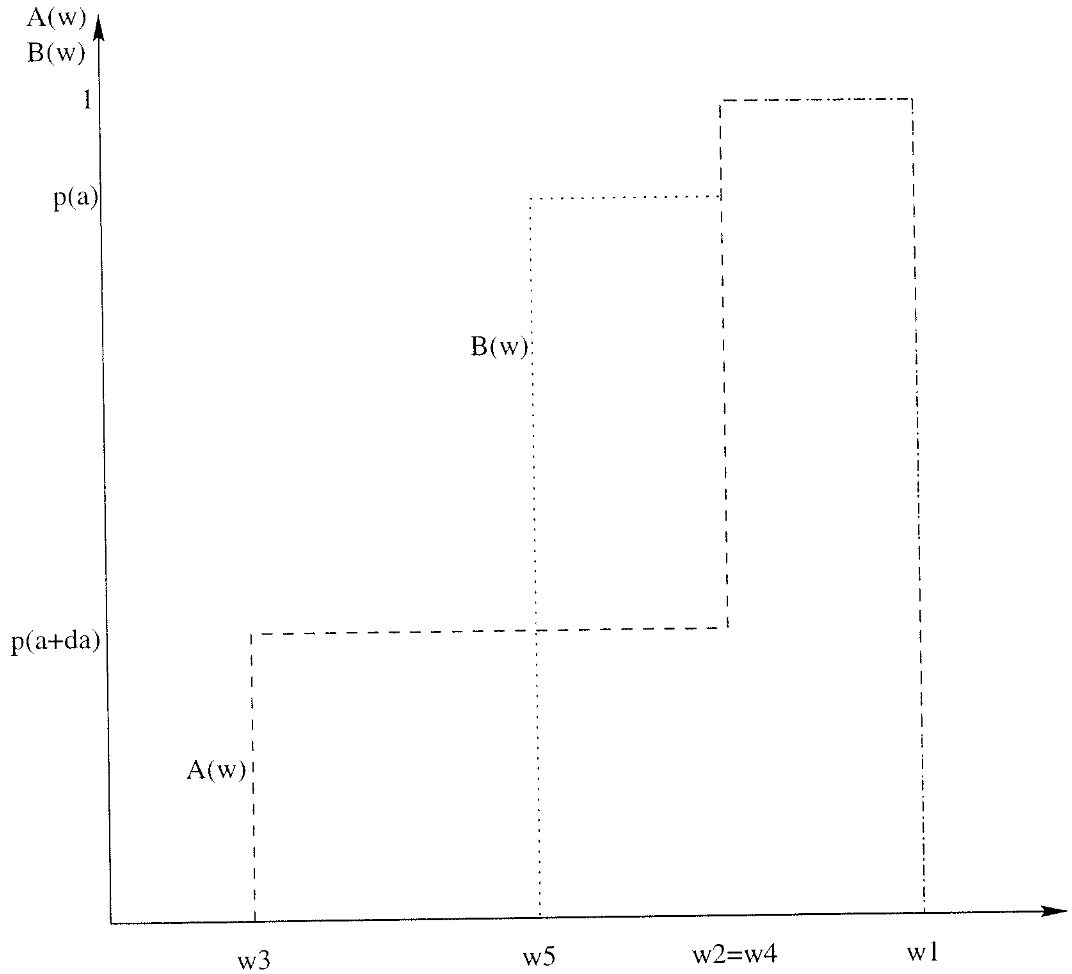


Figure 2.4 Étalement à moyenne constante

où $r \leq \bar{w} = w_1$. En effet,

$$F(0) = 0$$

$$F(w_3) = p(a + da) > 0$$

$$F(w_5) = p(a + da) - p(a) < 0$$

$$F(w_2) = F(w_4) = F(w_1) = 0$$

d'où:

$$\begin{aligned} \int_0^{w_1} F(w)dw &= \int_0^{\bar{w}} F(w)dw \\ &= \int_0^{w_3} F(w)dw + \int_{w_3}^{w_5} F(w)dw + \int_{w_5}^{w_4} F(w)dw + \int_{w_4}^{w_1} F(w)dw \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= 0 + \underbrace{p(a+da)[l(b) - l(b+db)]}_{>0} + \underbrace{[p(a+da) - p(a)]l(b+db)}_{<0} + 0 \\ &= p(a+da)l(b) - p(a)l(b+db) = 0 \end{aligned} \quad (2.4)$$

Et il est clair que pour $r < w_1, \int_0^r F(w)dw > 0$ car pour $r \leq w_5, \int_0^r F(w)dw > 0$ et pour $r > w_5, \int_0^r F(w)dw < 0$.[82]

Le graphique Figure2.4, la relation (2.4), ainsi que les hypothèses (2.1) et (2.2), prouvent que $A(w)$ est bel et bien un étalement à moyenne constante de $B(w)$:

$$\begin{aligned} & p(a+da)(w_5 - w_3) - (p(a) - p(a+da))(w_2 - w_5) = 0 \\ \Longleftrightarrow\quad & -p(a+da)l_b^{'}db + l(b+db)p_a^{'}da = 0 \\ \Longleftrightarrow\quad & -p(a)l_b^{'}db - p_a^{'}dal_b^{'}db + p_a^{'}l(b)da + p_a^{'}dal_b^{'}db = 0 \\ \Longleftrightarrow\quad & -p(a)l_b^{'}db + p_a^{'}l(b)da = 0 \end{aligned}$$

Ainsi, en appliquant le concept d'étalement à moyenne constante avec l'hypothèse que les variations des niveaux de prévention et d'assurance sont comparables en termes d'effets sur l'espérance mathématique de la perte (i.e. que l'effet sur la perte espérée d'une variation de la probabilité de perte suite au changement dans la prévention est le même que celui d'une variation de l'amplitude de la perte suite au changement dans l'assurance), on arrive à isoler l'effet de l'aversion au risque absolue et à prédire le comportement d'un agent riscophobe.

Le principal résultat obtenu montre que tout individu ou consommateur riscophobe, préférera toujours une diminution de la perte à une baisse comparable[83] de la probabilité de perte i.e. une hausse de l'assurance à celle de la prévention. Ainsi, il y a une préférence de base pour l'assurance et l'agent riscophobe ne choisira la prévention que si les coûts des activités de prévention et d'assurance ou leurs effets sur l'espérance de la perte sont nettement à l'avantage de la prévention.

Quand ces activités gouvernementales de prévention et d'assurance (i.e. de protection et de compensation) sont équivalentes (avec les hypothèses ci-haut évoquées),

[82] Voir Figure 2.5.

[83] Coût identique et moyenne constante.

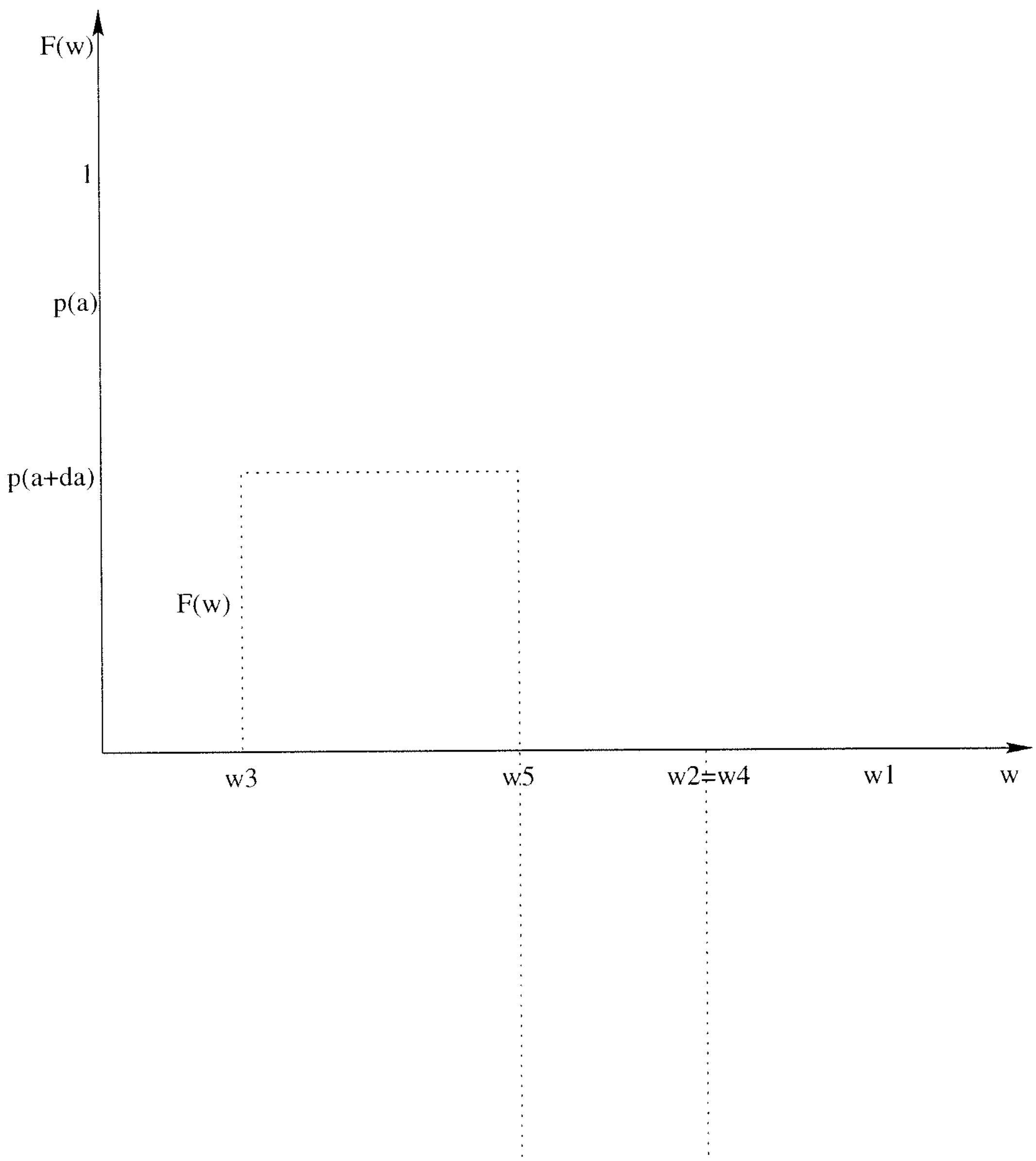


Figure 2.5 $F(w)$: différence entre $A(w)$ et $B(w)$.

alors un individu neutre au risque sera indifférent entre les deux activités alors qu'un individu riscophile va plutôt choisir plus de protection (ou les politiques gouvernementales de prévention) que plus d'assurance (ou les politiques gouvernementales de compensation).

Un autre résultat de cette étude fut de montrer que le montant de la compensation qu'un individu riscophobe devrait recevoir pour qu'il soit indifférent entre les deux types d'activités (autrement dit de combien l'assurance ou la compensation est préférée à la prévention pour cet individu) est positif.

Les auteurs de l'étude (Boyer & Dionne [5]) trouvent que ce montant est non seulement fonction du niveau d'aversion au risque de l'individu, mais également du carré de l'ampleur de la perte ainsi que de la variation marginale de la probabilité. Ainsi, même si une grande aversion au risque n'implique pas nécessairement une grande compensation, une grande aversion au risque augmente ce montant, ceteris paribus. Ce montant est nul pour un individu neutre au risque tandis qu'il est négatif pour un individu riscophile.

En plus de ces résultats, ces mêmes auteurs[84] appliquent leur analyse à divers contextes comme l'assurance-chômage, la réglementation par enquête et amendes, le contrôle des prix et des salaires, la sécurité routière, les actifs financiers ou les projets aux caractéristiques de loteries, et le contrôle du stationnement illégal. Ils dérivent également une mesure de variation compensatoire de richesse reliée au degré de riscophobie du consommateur.

2.3.2 Approche par le bénéfice net de l'auto-assurance relativement à celui de l'autoprotection

Par cette seconde approche, Boyer & Dionne [6] trouvent que le bénéfice net obtenu par une variation de l'auto-assurance, est plus élevé que celui obtenu par une variation de l'autoprotection équivalente en termes de changement de coût et d'effet sur

[84] Boyer et Dionne [4], [5].

la perte espérée.

En effet, le modèle Boyer & Dionne suppose toujours les hypothèses (2.1), (2.2), et (2.3):

$$da = db$$
$$p'_a l(b) = p(a) l'_b$$
$$T'_a = T'_b$$

Soient les niveaux de richesse respectifs dans les deux états de la nature:

$$\begin{aligned} w_s &= \overline{w} - T(a,b) - l(b) \\ w_t &= \overline{w} - T(a,b) \end{aligned}$$

avec probabilité[85] $p(a) = p_s$ et $1 - p(a) = p_t$ respectivement. $\overline{w}$ représente le niveau de richesse initiale.

L'espérance d'utilité s'écrit comme suit:

$$\begin{aligned} EU(w(a,b)) &= p_s U(w_s) + p_t U(w_t) \\ &= p(a)U(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) + (1 - p(a))U(\overline{w} - T(a,b)) \end{aligned}$$

Avec dans un cas, une variation de l'autoprotection "a" et dans l'autre une variation de l'auto-assurance "b", la variation totale de l'espérance d'utilité dans chaque cas est donnée respectivement par:

$$\begin{aligned} dEU(w(da,b)) &= \frac{\partial [EU(w(a,b))]}{\partial a} da \\ &= [p'_a U(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - p'_a U(\overline{w} - T(a,b)) \\ &\quad - p(a)U'(\overline{w} - T(a,b) - l(b))T'_a - (1 - p(a))U'(\overline{w} - T(a,b))T'_a] da \\ &= [p'_a (U(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U(\overline{w} - T(a,b))) \\ &\quad - EU'(a,b)T'_a] da \qquad (2.5) \\ dEU(w(a,db)) &= \frac{\partial [EU(w(a,b))]}{\partial b} db \end{aligned}$$

[85] La probabilité de perte est une fonction de l'effort de l'individu et elle est observable sans coût.

$$
\begin{aligned}
&= [-p(a)U^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b))(T_b^{'} + l_b^{'}) \\
&\quad -(1 - p(a))U^{'}(\overline{w} - T(a,b))T_b^{'}]db \\
&= [-EU'(a,b)T_b^{'} - p(a)U^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b))l_b^{'}]db \qquad (2.6)
\end{aligned}
$$

Ainsi la différence dans les variations des espérances d'utilité représentées par les équations (2.5) et (2.6) est[86]:

$$
\begin{aligned}
dEU(w(da,b)) - dEU(w(a,db)) &= [p_a^{'}(U(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U(\overline{w} - T(a,b))) \\
&\quad -EU'(a,b)T_a^{'} + EU'(a,b)T_b^{'} \\
&\quad +p(a)U^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b))l_b^{'}]da \\
&= [p_a^{'}(U(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U(\overline{w} - T(a,b))) \\
&\quad +p(a)U^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b))l_b^{'}]da \qquad (2.7)
\end{aligned}
$$

Utilisant, dans l'expression (2.7), le développement en séries de Taylor autour de $\overline{w} - T(a,b) - l(b)$,

$$
\begin{aligned}
U(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) &- U(\overline{w} - T(a,b)) = U(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
&\quad -U(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + l(b)) \\
&= U(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
&\quad -l(b)U^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
&\quad -\frac{l^2(b)}{2}U^{''}(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + \theta) \\
&= -l(b)U^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
&\quad -\frac{l^2(b)}{2}U^{''}(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + \theta) \qquad (2.8)
\end{aligned}
$$

Utilisant l'équation (2.8) dans l'égalité (2.7), cette dernière devient:

$$
\begin{aligned}
dEU(w(da,b)) - dEU(w(a,db)) &= [-p_a^{'}(l(b)U^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b))) \\
&\quad -p_a^{'}(\frac{l^2(b)}{2}U^{''}(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + \theta))
\end{aligned}
$$

[86]Utilisant les hypothèses (2.1), (2.2), et (2.3) ci-dessus.

$$
\begin{aligned}
& +p(a)U'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))l_b']da \\
= \;& \underbrace{[(p(a)l_b' - p_a' l(b))U'(\overline{w}-T(a,b)-l(b)))}_{(1)} \\
- \;& \underbrace{p_a'(\frac{l^2(b)}{2}U''(\overline{w}-T(a,b)-l(b)+\theta))]}_{(2)}da \quad (2.9)
\end{aligned}
$$

Avec l'utilisation de l'hypothèse (2.2), le terme noté (1) de l'équation (2.9) s'annule i.e. que (2.9) devient:

$$dEU(w(da,b)) - dEU(w(a,db)) = -\left[\frac{l^2(b)}{2}U''(\overline{w}-T(a,b)-l(b)+\theta)\right]p_a' da \quad (2.10)$$

Cette expression (2.10) est négative pour un individu riscophobe puisque $U''(.) < 0$, $p_a' < 0$ et $da = db > 0$.

En imposant l'hypothèse (2.2), on arrive à isoler le seul effet d'aversion (de préférence ou de neutralité) au risque. On peut déterminer alors le choix d'un individu riscophobe, risconeutre, ou riscophile entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance sous certaines hypothèses.

L'individu riscophobe préférera alors, dans ce cas-ci, plus d'auto-assurance à plus d'autoprotection, puisque: $dEU(w(da,b)) < dEU(w(a,db))$. Un individu neutre au risque sera indifférent entre recevoir plus d'auto-assurance ou plus d'autoprotection, tandis qu'un individu riscophile lui, va préférer toujours plus d'autoprotection à plus d'auto-assurance.

En plus de l'étude de Boyer et Dionne [6], une des autres études importantes sur le même sujet, est celle de Chang & Ehrlich [13]. Leur résultat ne contredit pas celui de Boyer & Dionne, mais le problème est plutôt abordé sous un autre angle. En effet, Chang & Ehrlich [13] ont montré qu'à l'optimum (maximisant l'espérance d'utilité par rapport aux niveaux d'autoprotection et d'auto-assurance, et en ignorant ainsi l'hypothèse concernant l'effet équivalent des deux activités sur l'espérance de la perte), l'effet du dernier dollar dépensé sur l'auto-assurance a un effet de réduction absolue de la perte espérée plus faible en amplitude que celui du dernier dollar dépensé sur l'autoprotection.

En effet, l'optimum est atteint en maximisant l'espérance d'utilité suivante:

$$EU(w(a,b)) = [1-p(a)]U(\overline{w}-T(a,b)) + p(a)U(\overline{w}-T(a,b)-l(b))$$

par rapport à a et à b respectivement avec $U'(w_f) > 0$ et $U''(w_f) < 0$ où $w_f = \overline{w} - T(a,b)$ dans le cas de non perte, et $w_f = \overline{w} - T(a,b) - l(b)$ dans le cas de la perte. En égalisant la condition de premier ordre correspondant à l'auto-assurance à celle de l'autoprotection, la condition conjointe d'optimalité s'écrit comme suit:

$$\begin{aligned}
& p'_{a^*}(U(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)) - U(\overline{w}-T(a^*,b^*))) - EU'(w(a^*,b^*))T'_{a^*} \\
& = -EU'(w(a^*,b^*))T'_{b^*} - p(a^*)U'(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))l'_{b^*} \\
\Longleftrightarrow \quad & p'_{a^*}(U(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)) - U(\overline{w}-T(a^*,b^*))) \\
& = -p(a^*)U'(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))l'_{b^*} \\
\Longleftrightarrow \quad & p'_{a^*}(U(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)) + U(\overline{w}-T(a^*,b^*))) \\
& = p(a^*)U'(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))l'_{b^*} \\
\Longleftrightarrow \quad & \frac{[U(\overline{w}-T(a^*,b^*)) - U(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))]}{l(b^*)U'(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))} = \frac{p(a^*)l'_{b^*}}{p'_{a^*}l(b^*)} \qquad (2.11)
\end{aligned}$$

où a^* et b^* sont les niveaux optimaux d'autoprotection et d'auto-assurance respectivement.

Pour un individu riscophobe i.e. dont $U'(.) > 0$ et $U''(.) < 0$, le terme de gauche de l'équation (2.11) doit être plus petit que 1.

En effet, en faisant le dévéloppement en séries de Taylor de $U(\overline{w}-T(a^*,b^*))$ autour de $\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)$, on a:

$$\begin{aligned}
U(\overline{w}-T(a^*,b^*)) &= U(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)+l(b^*)) \\
&= U(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)) + l(b^*)U'(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)) \\
&\quad + \frac{l^2(b^*)}{2}U''(\hat{w}) \qquad (2.12)
\end{aligned}$$

où $\hat{w}$ est un niveau de richesse entre $\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)$ et $\overline{w}-T(a^*,b^*)$.

Si l'individu est riscophobe, alors:

$$U(\overline{w}-T(a^*,b^*)) - U(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))$$

$$
\begin{aligned}
&= l(b^*)U'(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*)) + \frac{l^2(b^*)}{2}U''(\hat{w}) \\
\Longleftrightarrow \quad & \frac{[U(\overline{w} - T(a^*, b^*)) - U(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))]}{l(b^*)} \\
&= U'(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*)) + \frac{l(b^*)}{2}U''(\hat{w}) \\
\Longleftrightarrow \quad & \frac{[U(\overline{w} - T(a^*, b^*)) - U(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))]}{l(b^*)} \\
&< U'(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*)) \\
\Longleftrightarrow \quad & \frac{[U(\overline{w} - T(a^*, b^*)) - U(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))]}{l(b^*)U'(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))} < 1 \qquad (2.13)
\end{aligned}
$$

car $U''(\hat{w}) < 0$ et $l(b^*) > 0$. D'où le terme de gauche de l'expression (2.11) est plus petit que 1 et par conséquent celui de droite aussi puisqu'ils sont égaux. Ainsi, à l'optimum:

$$
\begin{aligned}
& \frac{\partial[p(a^*)l(b^*)]}{\partial b} > \frac{\partial[p(a^*)l(b^*)]}{\partial a} \\
\Longleftrightarrow \quad & p(a^*)l'_{b^*} > p'_{a^*}l(b^*) \\
\Longleftrightarrow \quad & |p(a^*)l'_{b^*}| < |p'_{a^*}l(b^*)| \\
\Longleftrightarrow \quad & \frac{p(a^*)l'_{b^*}}{p'_{a^*}l(b^*)} < 1 \\
\Longleftrightarrow \quad & \frac{\frac{l'_{b^*}}{l(b^*)}}{\frac{p'_{a^*}}{p(a^*)}} < 1 \qquad (2.14)
\end{aligned}
$$

(2.15)

Pour un individu neutre au risque, le ratio $\frac{p(a^*)l'_{b^*}}{p'_{a^*}l(b^*)} = 1$ tandis que pour un individu riscophile ce même ratio est plus grand que l'unité.

En effet, pour un individu neutre au risque, $U''(\hat{w}) = 0$, et l'expression (2.13) devient:

$$
\frac{[U(\overline{w} - T(a^*, b^*)) - U(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))]}{l(b^*)} = U'(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))
$$

alors que pour un riscophile, $U''(\hat{w}) > 0$, et l'expression (2.13) devient:

$$
\frac{[U(\overline{w} - T(a^*, b^*)) - U(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))]}{l(b^*)} > U'(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))
$$

Ainsi, un agent riscophobe demandera plus d'auto-assurance que plus d'autoprotection, relativement à un agent neutre au risque ou riscophile étant donné que les fonctions $lnp(a)$ et $lnl(b)$ sont des fonctions convexes de a et b respectivement[87]

En effet, le terme de droite de l'expression (2.11) est une fonction décroissante de "a" et une fonction croissante de "b", et chacun des changements amenant le ratio à être égal ou plus grand que l'unité chez un individu riscophobe, requiert l'accroissement de la valeur de "b" relativement à celle de "a".

Bref, en l'absence d'assurance de marché, le comportement optimal requiert qu'à l'équilibre le dernier dollar depensé sur l'auto-assurance, entraînera une plus grande réduction du niveau de l'espérance de la perte que le dernier dollar depensé sur l'autoprotection.

L'effet absolu de l'auto-assurance sur l'espérance de la perte est alors plus grande que celui de l'autoprotection sur la perte moyenne à l'optimum. Ceci revient à dire que le niveau d'auto-assurance qui est équivalent à celui de l'autoprotection optimale en termes de variation de coût et d'effets sur la perte espérée, est plus petit que son propre niveau optimal.

C'est ainsi que si on veut imposer que les deux effets respectifs sur la perte espérée soient égaux, alors il faut changer le niveau d'autoprotection et/ou d'auto-assurance par rapport à l'optimum. Si toutefois l'hypothèse de Boyer & Dionne [6], permet d'isoler l'effet de la riscophobie sur le choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance, on est sûr qu'on n'est pas à l'optimum. Si $a = a^*$ alors $b \neq b^*$, $(b > b^*)$ et si $b = b^*$ alors $a \neq a^*$ $(a < a^*)$. Rien n'exclut évidemment pas le fait d'avoir simultanément $a \neq a^*$ et $b \neq b^*$.

Si on utilise l'hypothèse qu'on est à l'optimum pour évaluer le choix d'un individu riscophobe entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance, on ne peut pas isoler l'effet du risque. On aboutit à une ambiguité.

En effet, supposons, comme dans l'analyse Boyer & Dionne [6], les hypothèses sur la

87 $\frac{\partial lnp(a)}{\partial a} = \frac{p'_a}{p(a)}$ et $\frac{\partial lnl(b)}{\partial b} = \frac{l'_b}{l(b)}$ d'où $\frac{p(a)l'_b}{p'_a l(b)} = \frac{\frac{\partial lnl(b)}{\partial b}}{\frac{\partial lnp(a)}{\partial a}}$.

fonction de coût suivante:

$$T_a' = T_b'$$

$$da = db$$

et nous retenons le fait qu'on est à l'optimum i.e. l'inégalité suivante:

$$p_{a^*}' l(b^*) < p(a^*) l_{b^*}'$$

au lieu de l'hypothèse (2.2).

La différence des variations des espérances d'utilité suite à plus d'autoprotection et à plus d'auto-assurance, donne toujours l'expression (2.9). À l'optimum, le terme (1) est toujours positif quelque soit le type d'aversion au risque de l'individu puisque $p_a' l(b) < p(a) l_b'$, et le terme (2) est négatif pour un individu riscophobe mais il est respectivement nul et positif pour les individus neutres au risque et riscophiles puisque $p_a' < 0$.

À l'optimum, le choix d'un individu riscophobe entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance est ainsi ambigu puisque dans son cas le terme (1) est positif car $p_a' l(b) < p(a) l_b'$ et le terme (2) est négatif. Il peut tout aussi bien choisir l'autoprotection, l'auto-assurance ou tout simplement être indifférent entre les deux, contrairement au cas où l'effet sur la perte esperée de la variation de l'autoprotection et celle de l'auto-assurance entraînant le même coût marginal, est le même (comme dans le modèle Boyer & Dionne [6]).

Ainsi, si on propose à un individu riscophobe le choix entre la hausse de l'autoprotection et celle de l'auto-assurance avec l'hypothèse que l'effet de l'autoprotection sur le niveau de l'espérance de la perte est égal à celui de l'auto-assurance sur le même niveau de l'espérance de la perte[88], il est alors rationnel de sa part de choisir la hausse de l'auto-assurance qui l'approchera de la solution optimale[89] où l'effet sur

[88] D'après Chang et Ehrlich [13], on n'est pas à l'optimum.

[89] En effet, partant du fait que $p_a' l(b) = p(a) l_b'$ pour arriver à ce que $p_a' l(b) < p(a) l_b'$, il faut soit baisser le niveau d'autoprotection "a", soit augmenter le niveau d'auto-assurance "b" ou soit mener les deux actions simultanément.

le niveau de l'espérance de la perte du dernier dollar dépensé pour l'auto-assurance est plus faible que celui du dernier dollar dépensé pour l'autoprotection.

Le choix d'un individu riscophile entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance ne sera pas ambigu, car le terme (1) est positif (car $p_a^{'}l(b) < p(a)l_b^{'}$) et le terme (2) est positif. Un individu riscophile choisira alors plus d'autoprotection à la place de plus d'auto-assurance. Toutefois, un individu neutre au risque aura le même choix que celui d'un riscophile. Il choisira plus d'autoprotection à plus d'auto-assurance, car le terme (1) est positif alors que le terme (2) est nul.

À l'optimum, l'effet négatif de l'autoprotection sur l'espérance de la perte est moins important que celui de l'auto-assurance. Pour garder $p(a)l_b^{'} > p_a^{'}l(b)$, il vaut mieux hausser b et/ou baisser a.

Le modèle de Jason F. Shogren [83] utilisant les mêmes notations que dans les modèles Boyer & Dionne [6] et Chang & Ehrlich [13], cela revient à poser $p(a+da) = 0$. Avec toujours l'hypothèse $da = db$, on peut chercher la différence entre les niveaux d'utilité avec respectivement plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance:

$$\begin{aligned}
EU(a+da,b) &= p(a+da)U(\overline{w}-T(a+da,b)-l(b)) \\
&\quad +(1-p(a+da))U(\overline{w}-T(a+da,b)) \\
&= U(\overline{w}-T(a+da,b)) \\
EU(a,b+db) &= p(a)U(\overline{w}-T(a,b+db)-l(b+db)) \\
&\quad +(1-p(a))U(\overline{w}-T(a,b+db))
\end{aligned}$$

d'où:

$$\begin{aligned}
EU(a+da,b) &- EU(a,b+db) = U(\overline{w}-T(a+da,b)) \\
&\quad -p(a)U(\overline{w}-T(a,b+db)-l(b+db)) \\
&\quad -(1-p(a))U(\overline{w}-T(a,b+db)) \\
&= p(a)[U(\overline{w}-T(a+da,b)) \\
&\quad -U(\overline{w}-T(a+da,b)-l(b+db))] > 0 \qquad (2.16)
\end{aligned}$$

Dans ce cas alors, l'espérance d'utilité que l'individu retire de plus d'autoprotection est plus grande que celle qu'il retire de plus d'auto-assurance pour une même variation de coût. Il choisira ainsi plus d'autoprotection plutôt que plus d'auto-assurance.

On peut interpréter ce résultat à la Shogren [83] en terme d'étalement ou de contraction à moyenne constante. En effet, graphiquement, en se servant de l'approche de Briys et Schlesinger [11], on a pu voir plus haut que plus d'auto-assurance correspond à un "mean preserving contraction" total, alors que plus d'autoprotection correspond à la fois à un "mean preserving spread" dans l'état de perte et à un "mean preserving contraction" dans l'état de non perte. Ainsi, un individu qui est riscophobe, preférera plus d'auto-assurance ("mean preserving contraction") mais il y a ambiguité dans le cas de l'autoprotection (combinaison de "mean preserving spread" et "contraction").

Toutefois, avec l'hypothèse supplémentaire de Shogren [83], $p(a + da) = 0$, on observe que malgré le fait que plus d'auto-assurance constitue un "mean preserving contraction", le poids en termes de probabilité du "mean preserving spread" dans le cas de perte pour plus d'autoprotection, est nul et il ne reste donc que l'effet certain du "mean preserving contraction" dans le cas de non perte qui domine bien sûr l'effet encore incertain du "mean preserving contraction" dû à plus d'auto-assurance.

Dans le cas de non perte, l'effet du "mean preserving contraction" est de même amplitude que ce soit pour plus d'auto-assurance que pour plus d'autoprotection avec notre hypothèse que les deux entrainent la même variation du coût. L'espérance de gain dans le cas de plus d'auto-assurance est alors plus petite que le gain certain résultant de plus d'autoprotection avec $p(a + da) = 0$.

Avant de passer au cas où les préférences dépendent des états de la nature, résumons les principales études dans le tableau à la page suivante.

Auteur(s)	Année	Objectif	Échantillon et Méthodologie	Résultat
Boyer et Dionne	AE 1983	Analyse le choix entre la baisse de la perte et celle de sa probabilité et autres applications	Hypothèse d'équivalence entre les deux mesures Utilisation de la notion de MPS	Choix de la baisse de la perte à celle de sa probabilité pour un induvidu riscophobe
Boyer et Dionne	RCE 1983	Analyse de la variation dans la probabilité et l'amplitude de la perte	Hypothèse d'équivalence entre les deux mesures de réduction du risque	L'individu riscophobe préférera toujours un accroissement de l'auto-assurance à celui de l'autoprotection ou de l'assurance de marché
Chang et Ehrlich	RCE 1985	Analyse le choix entre la baisse de la perte et celle de sa probabilité	Situation à l'optimum de l'assurance et de la protection	Choix ambigu à l'optimum Même effet sur l'espérance de la perte n'implique pas même effet sur l'espérance d'utilité à l'optimum
Dionne et Eeckhoudt	EL 1985	Étudie l'effet d'une hausse de l'aversion sur les niveaux d'autoprotection et d'auto-assurance	Part des niveaux optimaux et analyse l'effet d'un changement dans l'aversion au risque	Effet ambigu sur l'autoprotection et effet positif sur l'auto-assurance
Boyer et Dionne	RCE 1989	Réplique à l'article de Chang et Ehrlich	Comparaison des hypothèses de travail	Deux analyses complémentaires et non contradictoires
Shogren	JRU 1990	Analyse la réponse des individus face au risque selon le type de mécanisme utilisé	L'autoprotection assure un gain garanti et l'auto-assurance couvre la totalité de la perte	Le riscophobe choisit le privé par rapport au collectif, et choisit l'autoprotection par rapport à l'auto-assurance
Briys et Schlesinger	SEJ 1990	Réinterprète les résultats de Ehrlich et Becker et Boyer et Dionne	Utilise la notion de dominance stochastique de second ordre Notions de MPS et MPC	L'autoprotection ne réduit pas nécessairement le risque associé à la distribution de la richesse
Sweeney et Beard	JRI 1992	Étudie l'effet de l'accroissement de la richesse et de celui de la perte sur le niveau optimal de l'autoprotection	Situation optimale au niveau de l'autoprotection	Effet ambigu. Il dépend de la forme de la fonction d'aversion au risque absolue et du niveau de probabilité
Di Mauro et Maffioletti	JRU 1996	Réinterprète le résultat obtenu par Shogren	Pas de gain dans le bon état de la nature	Indifférence entre la prévention et la compensation
Eeckhoudt, Godfroid et Marchand	WP 1996	Analyse particulière des relations entre la prévention et la compensation en médecine curative	Existence de deux types de prévention: la primaire et la secondaire après ndéclaration de la maladie	Relation décroissante prévention secondaire et compensation, et relation en U entre la prévention primaire et la compensation.
Boyer et Dionne	JRU 1996	Étudie le choix entre la baisse de la perte et celle de sa probabilité par le gouvernement	Hypothèse d'équivalence entre les deux activités	Choix de la baisse de la perte à celle de sa probabilité pour un induvidu riscophobe

Tableau 2.1 Tableau synthèse des principales études.

2.4 Modèle avec les fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature

Malgré le caractère général de notre analyse, nous ciblerons le risque d'accident du travail en particulier. Nous adoptons ici l'approche des fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature, à cause non seulement du fait que subir un accident change l'utilité marginale de la richesse mais en plus le travailleur préfère ne pas subir un accident quelque soit le niveau de sa richesse. En effet, avec les états de la nature affectant la santé d'un individu, il faudrait adopter l'approche des fonctions d'utilité dépendantes de ces états de la nature.

Dans cette étude, nous utiliserons l'approche du bénéfice net de l'auto-assurance par rapport à l'autoprotection, puisque celle de l'"Étalement à moyenne constante" exige qu'on connaisse l'ensemble de référence ("reference set") de l'individu. Ceci n'est pas le cas dans notre analyse[90] contrairement au cas des fonctions d'utilité indépendantes des états de la nature, où l'ensemble de référence est toujours connu et est représenté par la droite de 45º dans l'espace des richesses associées aux états de la nature[91].

Supposons qu'il n'existe que deux états de la nature: s et t, où s est le mauvais état (perte, accident, ...) alors que t est le bon état (sans perte, sans accident, ...). Supposons également, comme dans l'analyse Boyer & Dionne [6], les hypothèses suivantes:

$$da = db \tag{2.17}$$

$$T_a' = T_b' \tag{2.18}$$

$$p_a' l(b) = p(a) l_b' \tag{2.19}$$

Alors les niveaux de richesse respectifs dans les deux états de la nature sont:

$$w_s = \overline{w} - T(a,b) - l(b)$$

[90] À moins de connaître explicitement les formes fonctionnelles représentant les préférences des individus.

[91] Dans le cas où il n'y a que deux états de la nature.

$$w_t = \overline{w} - T(a,b)$$

avec probabilité $p(a) = p_s$ et $1 - p(a) = p_t$ respectivement. $\overline{w}$ représente le niveau de richesse initiale.

L'espérance d'utilité s'écrit comme suit:

$$\begin{aligned}
EU(w(a,b)) &= p_s U_s(w_s) + p_t U_t(w_t) \\
&= p(a) U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) + (1 - p(a)) U_t(\overline{w} - T(a,b))
\end{aligned}$$

Avec dans un cas une variation du niveau d'autoprotection "a", et dans l'autre une variation de celui de l'auto-assurance "b", la variation de l'espérance d'utilité dans chaque cas est: $\frac{\partial EU(w(a,b))}{\partial a} da = dEU(w(da,b))$ et $\frac{\partial EU(w(a,b))}{\partial b} db = dEU(w(a,db))$. Ces expressions sont données par:

$$\begin{aligned}
dEU(w(da,b)) &= [p_a^{'} U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - p_a^{'} U_t(\overline{w} - T(a,b)) \\
&\quad - p(a) U_s^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) T_a^{'} - (1 - p(a)) U_t^{'}(\overline{w} - T(a,b)) T_a^{'}] da \\
&= [p_a^{'}(U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_t(\overline{w} - T(a,b))) \\
&\quad - EU'(w(a,b)) T_a^{'}] da \qquad (2.20) \\
dEU(w(a,db)) &= [-p(a) U_s^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b))(T_b^{'} + l_b^{'}) - (1 - p(a)) U_t^{'}(\overline{w} - T(a,b)) T_b^{'}] db \\
&= [-EU'(w(a,b)) T_b^{'} - p(a) U_s^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) l_b^{'}] db \qquad (2.21)
\end{aligned}$$

Avec les hypothèses (2.17), (2.18) et (2.19), la différence dans les variations des espérances d'utilité représentées par les équations (2.20) et (2.21) est donnée par:

$$\begin{aligned}
dEU(w(da,b)) &- dEU(w(a,db)) = [p_a^{'}(U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_t(\overline{w} - T(a,b))) \\
&- EU'(w(a,b)) T_a^{'}] da - [-EU'(w(a,b)) T_b^{'} - p(a) U_s^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) l_b^{'}] db \\
&= [p_a^{'}(U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_t(\overline{w} - T(a,b))) - EU'(w(a,b)) T_a^{'} \\
&\quad + EU'(w(a,b)) T_a^{'} + p(a) U_s^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) l_b^{'}] da \\
&= [p_a^{'}(U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_t(\overline{w} - T(a,b))) \\
&\quad + p(a) U_s^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) l_b^{'}] da
\end{aligned}$$

$$
\begin{aligned}
&= [p_a'(U_s(\overline{w}-T(a,b)-l(b))-U_t(\overline{w}-T(a,b)))\\
&\quad +p_a'U_s'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))l(b)]da\\
&= [(U_s(\overline{w}-T(a,b)-l(b))-U_t(\overline{w}-T(a,b)))\\
&\quad +U_s'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))l(b)]p_a'da
\end{aligned} \tag{2.22}
$$

Le signe de l'expression (2.22) est le même que celui de:

$$
U_t(\overline{w}-T(a,b))-U_s(\overline{w}-T(a,b)-l(b))-U_s'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))l(b) \tag{2.23}
$$

puisque $p_a' < 0$ et que $da = db > 0$.

Utilisant le développement en séries de Taylor autour du niveau de richesse donné par $\overline{w}-T(a,b)-l(b)$, on dérive[92]:

$$
\begin{aligned}
U_t(\overline{w}-T(a,b)) \quad - \quad & U_s(\overline{w}-T(a,b)-l(b)) = U_t(\overline{w}-T(a,b)-l(b)+l(b))\\
& -U_s(\overline{w}-T(a,b)-l(b))\\
= \quad & U_t(\overline{w}-T(a,b)-l(b))-U_s(\overline{w}-T(a,b)-l(b))\\
& +l(b)U_t'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))\\
& +\frac{l^2(b)}{2}U_t''(\overline{w}-T(a,b)-l(b)+\theta)
\end{aligned} \tag{2.24}
$$

Des équations (2.23) et (2.24), on obtient:

$$
\begin{aligned}
& U_t(\overline{w}-T(a,b))-U_s(w-T(a,b)-l(b))-U_s'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))l(b)\\
= \; & U_t(\overline{w}-T(a,b)-l(b))-U_s(\overline{w}-T(a,b)-l(b))+l(b)U_t'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))\\
& -U_s'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))l(b)+\frac{l^2(b)}{2}U_t''(\overline{w}-T(a,b)-l(b)+\theta)\\
= \; & \underbrace{U_t(\overline{w}-T(a,b)-l(b))-U_s(\overline{w}-T(a,b)-l(b))}_{(*)}\\
& +\underbrace{[U_t'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))-U_s'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))]l(b)}_{(**)}
\end{aligned}
$$

[92] θ est tel que $0 < \theta < l(b)$.

$$+\underbrace{\frac{l^2(b)}{2}U_t''(\overline{w}-T(a,b)-l(b)+\theta)}_{(***)} \tag{2.25}$$

Pour un individu riscophobe, le signe de l'expression (2.25) est ambigu contrairement au cas où les fonctions d'utilité sont indépendantes des états de la nature. En effet:

- le signe du terme (*) est ici positif quelque soit la riscophobie de l'individu, puisque l'état "t" est le bon état.
- celui du terme (**) est ambigu, avec trois cas possibles:
  1. Positif: $U_t'(\overline{w}-T(a,b)-l(b)) > U_s'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))$ i.e. que l'utilité marginale dans l'état perte ou accident est plus faible que l'utilité marginale dans l'état non perte ou non accident pour un niveau de richesse donné. Ceci signifie que $U_t(.)$ est plus concave que $U_s(.)$.
  2. Nul: $U_t'(\overline{w}-T(a,b)-l(b)) = U_s'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))$ i.e. que pour un niveau de richesse donné, l'utilité marginale est la même quelque soit l'état de la nature. Ceci veut dire que les deux fonctions d'utilité sont parallèles.
  3. Négatif: $U_t'(\overline{w}-T(a,b)-l(b)) < U_s'(\overline{w}-T(a,b)-l(b))$ i.e. que l'utilité marginale dans l'état perte ou accident est plus élevée que l'utilité marginale dans l'état non perte ou non accident, pour un niveau de richesse donné. Ce qui veut dire que $U_s(.)$ est plus concave que $U_t(.)$.
- celui de (***) est négatif.

Avec l'expression généralisée (2.25), nous pouvons retrouver facilement les résultats déjà obtenus quand les fonctions d'utilité sont indépendantes des états de la nature. En effet, dans ce cas, les termes (*) et (**) sont nuls puisque $U_s(.) = U_t(.) = U(.)$, et il ne reste que le terme (***) représentant le degré d'aversion au risque d'un individu. Ce qui indique que dans ce cas, pour tout individu riscophobe,

$dEU(w(da,b)) < dEU(w(a,db))$. Ainsi, il choisira toujours plus d'auto-assurance "b" plutôt que plus d'autoprotection "a".

Dans notre cas, le choix de l'individu riscophobe n'est pas clair puisque la riscophobie ne représente plus la condition nécessaire et suffisante pour qu'un individu riscophobe choisisse plus d'auto-assurance au lieu de plus d'autoprotection. Le choix dépendra non seulement du signe que prendra le terme (**), mais aussi de l'importance relative de chacun des trois termes.

Supposons que le deuxième terme (**) est négatif i.e. que l'utilité marginale retirée d'une unité de richesse supplémentaire en cas d'accident est plus grande que celle retirée d'une unité de richesse supplémentaire en cas de non accident. Si le premier terme (*) est moins important relativement à la somme des deux autres, i.e. par exemple si l'individu est très riscophobe, il est fort probable qu'il choisisse plus d'auto-assurance à plus d'autoprotection. Dans le cas contraire, il choisirait plus d'autoprotection.

Ce résultat concorde avec les observations obtenues à partir d'une enquête portant sur les travailleurs ayant subi au moins un accident de travail. Certains choisissent plus d'auto-assurance et d'autres choisissent plus d'autoprotection, avec une prédominance du choix de plus d'auto-assurance.

De même, à l'optimum, le résultat (2.12)[93] n'est plus valide dans le cas où les fonctions d'utilité dépendent des états de la nature. On aboutit à une relation ambigue entre $p(a)l_b'$ et $p_a'l(b)$. En effet, l'optimum est atteint en maximisant l'espérance d'utilité:

$$EU(w(a,b)) = (1-p(a))U_t(\overline{w}-T(a,b)) + p(a)U_s(\overline{w}-T(a,b)-l(b))$$

par rapport à a et b, où $U_i'(.) > 0$ et $U_i''(.) < 0$, $i = s, t \in S$.

93

$$\frac{[U(\overline{w}-T(a^*,b^*)) - U(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))]}{l(b^*)U'(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))} = \frac{p(a^*)l_{b^*}'}{p_{a^*}'l(b^*)} < 1$$

Les deux conditions de premier ordre s'écrivent comme suit:

$$-p'_{a^*}U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*))+p'_{a^*}U_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))-(1-p(a^*))U'_t(\overline{w}-T(a^*,b^*))T'_{a^*}$$
$$-p(a^*)U'_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))T'_{a^*}=0$$
$$\Longleftrightarrow\ p'_{a^*}[U_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))-U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*))]-EU'T'_{a^*}=0$$

et

$$-(1-p(a^*))U'_t(\overline{w}-T(a^*,b^*))T'_{b^*}-p(a^*)U'_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))(T'_{b^*}+l'_{b^*})=0$$
$$\Longleftrightarrow\ -EU'T'_{b^*}-p(a^*)U'_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))l'_{b^*}=0$$

En égalisant la condition de premier ordre correspondant à l'auto-assurance à celle correspondant à l'autoprotection, la condition conjointe d'optimalité s'écrit comme suit:

$$\begin{aligned}
& p'_{a^*}[U_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))-U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*))]-EU'T'_{a^*}=-EU'T'_{b^*}\\
& -p(a^*)U'_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))l'_{b^*}\\
\Longleftrightarrow\ & p'_{a^*}[U_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))-U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*))]\\
& =-p(a^*)U'_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))l'_{b^*}\\
\Longleftrightarrow\ & p'_{a^*}[U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*))-U_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))]\\
& =p(a^*)U'_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))l'_{b^*}\\
\Longleftrightarrow\ & \frac{[U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*))-U_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))]}{l(b^*)U'_s(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))}=\frac{p(a^*)l'(b^*)}{p'(a^*)l(b^*)} \qquad (2.26)
\end{aligned}$$

où a^* et b^* sont respectivement les niveaux optimaux d'autoprotection et d'auto-assurance.

En faisant le dévéloppement en séries de Taylor de $U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*))$ autour de $\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)$, on a:

$$\begin{aligned}
U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*)) &= U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*)+l(b^*))\\
&= U_t(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))+l(b^*)U'_t(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))\\
&\quad +\frac{l^2(b^*)}{2}U''_t(\tilde{w}) \qquad (2.27)
\end{aligned}$$

$$(2.28)$$

où $\tilde{w}$ est un niveau de richesse entre $\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*)$ et $\overline{w} - T(a^*, b^*)$.
L'expression (2.26) devient:

$$\begin{aligned}
\frac{p(a^*)l'_{b^*}}{p'_{a^*}l(b^*)} &= \frac{[U_t(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*)) - U_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))]}{l(b^*)U'_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))} \\
&+ \frac{l(b^*)U'_t(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))}{l(b^*)U'_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))} \\
&+ \frac{l^2(b^*)U''_t(\tilde{w})}{2l(b^*)U'_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))} \\
&= \underbrace{\frac{[U_t(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*)) - U_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))]}{l(b^*)U'_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))}}_{\Lambda(a^*,b^*)} \\
&+ \underbrace{\frac{U'_t(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))}{U'_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))}}_{\Delta(a^*,b^*)} \\
&+ \underbrace{\frac{l(b^*)U''_t(\tilde{w})}{2U'_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))}}_{\Gamma(a^*,b^*)} \\
&= \Lambda(a^*, b^*) + \Delta(a^*, b^*) + \Gamma(a^*, b^*) \qquad (2.29)
\end{aligned}$$

Les termes $\Lambda(a^*, b^*)$ et $\Delta(a^*, b^*)$ sont toujours positifs alors que $\Gamma(a^*, b^*)$ est toujours négatif pour un individu riscophobe, négative pour le riscophile, et nul pour l'individu neutre au risque. À l'optimum, dans l'ensemble de référence, $\Delta(a^*, b^*)$ est plus grand que 1 tandis que $\Gamma(a^*, b^*)$ est plus grand (c'est-à-dire moins négatif) que $[\frac{l(b^*)U''_t(\overline{w}-T(a^*,b^*)-l(b^*))}{2U'_t(\tilde{w})}]$ pour un individu riscophobe et prudent, puisque
$U'_t(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*)) > U'_t(\overline{w} - T(a^*, b^*)) = U'_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b^*))$ et
$U'''_t(.) > 0$.

Ainsi, à l'optimum[94]:

$$\begin{aligned}
& \frac{\partial[p(a^*)l(b^*)]}{\partial b} > (=, <) \frac{\partial[p(a^*)l(b^*)]}{\partial a} \\
\iff \quad & p(a^*)l'_{b^*} > (=, <) p'_{a^*}l(b^*)
\end{aligned}$$

[94]À partir de l'expression (2.29), nous retrouvons facilement le résultat du cas où les préférences sont indépendantes des états de la nature. En effet, dans ce cas, $\Lambda(a^*, b^*) = 0$, $\Delta(a^*, b^*) = 1$ et $\Gamma(a^*, b^*) < 0$. D'où $\frac{p(a^*)l'_{b^*}}{p'_{a^*}l(b^*)} < 1$.

$$\iff \quad \frac{p(a^*)l'_{b^*}}{p'_{a^*}l(b^*)} > (=,<)1 \tag{2.30}$$

Et puisque $p'_{a^*} < 0$ et $l'_{b^*} < 0$, on sait que: $0 < \frac{p(a^*)l'_{b^*}}{p'_{a^*}l(b^*)}$.

Avec l'hypothèse qu'on est à l'optimum, le résultat reste ambigu[95] quant au choix entre plus d'autoprotection ou plus d'auto-assurance par un individu riscophobe. Toutefois, on remarque que l'hypothèse de Boyer et Dionne [6] n'est plus incompatible avec les conditions d'optimalité. En effet, la relation (2.30) n'exclut pas le fait que $\frac{p(a^*)l'_{b^*}}{p'_{a^*}l(b^*)} = 1$ (Voir les hypothèses à la section 2.3.2)

De façon générale, à l'optimum, quand les choix de l'individu sont dans l'ensemble de référence, i.e. que: $U'_s(\overline{w} - T(a^*, b^*) - l(b)) = U'_t(\overline{w} - T(a^*, b^*))$, on peut écrire:

$$\alpha(a^*, b^*)p'_{a^*}l(b^*) = p(a^*)l'_{b^*}$$

où le coefficient $0 < \alpha(a^*, b^*) = \frac{p(a^*)l'_{b^*}}{p'_{a^*}l(b^*)} < (=,>)1$.

La différence des variations des espérances d'utilité à l'optimum suite à une augmentation du niveau d'auto-assurance ou d'autoprotection, est obtenue à partir de l'expression (2.22) i.e.:

$$\begin{aligned} dEU(w(da,b)) - dEU(w(a,db)) &= [p'_a(U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_t(\overline{w} - T(a,b))) \\ &\quad + p(a)U'_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b))l'_b]da \\ &= [p'_a(U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_t(\overline{w} - T(a,b))) \\ &\quad + \alpha(a,b)p'_a l(b)U'_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b))]da \\ &= [U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_t(\overline{w} - T(a,b)) \\ &\quad + \alpha(a,b)U'_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b))l(b)]p'_a da \quad (2.31) \end{aligned}$$

Le signe de l'expression (2.31) est le même que celui de:

$$U_t(\overline{w} - T(a,b)) - U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - \alpha(a,b)U'_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b))l(b) \tag{2.32}$$

puisque $p'_a < 0$ et $da = db > 0$.

Utilisant la technique de développement en séries de Taylor autour du niveau de

[95] Comme c'est le cas avec les préférences indépendantes des états de la nature.

richesse[96] $\overline{w} - T(a,b) - l(b)$,

$$
\begin{aligned}
U_t(\overline{w} - T(a,b)) \quad - \quad & U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) = U_t(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + l(b)) \\
& - U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
= \quad & U_t(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
& + l(b)U_t^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
& + \frac{l^2(b)}{2}U_t^{''}(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + \theta)
\end{aligned}
\tag{2.33}
$$

Des équations (2.32) et (2.33), on obtient:

$$
\begin{aligned}
& U_t(\overline{w} - T(a,b)) - U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - \alpha(a,b)U_s^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b))l(b) \\
= \; & U_t(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) + l(b)U_t^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
& - \alpha(a,b)U_s^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b))l(b) + \frac{l^2(b)}{2}U_t^{''}(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + \theta) \\
= \; & U_t(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) + l(b)U_t^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
& - \alpha(a,b)U_t^{'}(\overline{w} - T(a,b))l(b) + \frac{l^2(b)}{2}U_t^{''}(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + \theta) \qquad (2.34) \\
= \; & \underbrace{U_t(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b))}_{(*)} \\
& + \underbrace{[U_t^{'}(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - \alpha(a,b)U_t^{'}(\overline{w} - T(a,b))]l(b)}_{(**)} \\
& + \underbrace{\frac{l^2(b)}{2}U_t^{''}(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + \theta)}_{(***)} \qquad (2.35)
\end{aligned}
$$

L'équation (2.35) traduit l'optimalité en considérant l'ensemble de référence. Et l'ambiguité demeure quant au signe de cette expression (2.35) pour un individu riscophobe, puisque le terme (*) reste positif et (***) est négatif. Quant au terme (**)[97], il peut tout aussi bien être nul, de signe positif, ou de signe négatif[98]. Le

[96] θ est compris entre 0 et $l(b)$.
[97] Comme réalisé plus haut à l'équation (2.25).
[98] Puisque $\alpha(a,b) > 0$.

choix pour un individu neutre au risque ou riscophile est aussi ambigu[99].

Si seulement l'effet de plus d'autoprotection est égal ou supérieur à celui de plus d'auto-assurance sur la perte moyenne, alors l'individu neutre au risque ou riscophile choisira clairement plus d'autoprotection. Autrement, si l'effet de plus d'autoprotection est inférieur à celui de plus d'auto-assurance sur la perte moyenne, le choix de l'individu neutre au risque ou riscophile est ambigu selon l'importance de la valeur $\alpha(a,b)$.

Mais notons qu'à l'optimum, avec les fonctions d'utilité indépendantes des états de la nature, nous retrouvons pratiquement l'expression (2.9)[100]. Ainsi, à l'optimum, même quand les fonctions d'utilité sont indépendantes des états de la nature avec $0 < \alpha(a,b) < 1$, il y a ambiguité du choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance chez un individu riscophobe.

Avec les préférences dépendantes des états de la nature, on peut analyser les ambiguités de choix d'un individu riscophobe issues des expressions (2.25) et (2.35), comme faisant suite à trois types d'effets en général:

1. Effet de la désutilité non monétaire ou effet de la différence des niveaux d'utilités correspondant aux différents états de la nature à un niveau de richesse donné (*). Tout individu, avec un niveau de richesse donné, préfère toujours l'état non accident (non perte) à l'état accident (perte).

2. Effet marginal relatif (**) i.e. l'effet d'un dollar supplémentaire sur l'utilité de l'individu dans le cas non accident par rapport au même effet dans l'état accident. Cet effet marginal est ambigu. S'il est négatif, il renforce l'effet de l'aversion au risque alors que quand il est positif il renforce celui sur la différence des niveaux d'utilité.

[99]Puisque $\alpha(a,b) > 1$ ou $\alpha(a,b) < 1$.

[100]De l'expression (2.34), $(*) = 0$ et $(**)$ peut s'écrire $U'(.)[1-\alpha(a,b)]l(b)$ à l'optimum. Ainsi, (2.34) devient

$$[\frac{p'_a l(b) - p(a) l'_b}{p'_a l(b)}]U'(.)l(b) + \frac{l^2(b)}{2}U''(.).$$

Le signe de cette expression est le même que celui de (2.9).

3. Effet de l'aversion (***) traduisant la relation de l'individu face au risque. Quand cet effet domine, alors l'individu choisira plus d'auto-assurance plutôt que plus d'autoprotection; alors que dans le cas contraire, le choix serait porté sur plus d'autoprotection.

2.5 Estimation du modèle

Comme nous l'avons déjà évoqué ci-haut, nous allons analyser le cas empirique des accidents du travail. Étant donné que les résultats dans le cas des fonctions d'utilité qui dépendent des états de la nature diffèrent de ceux obtenus quand les fonctions d'utilité sont indépendantes des états de la nature, nous allons alors tester si dans le cas des accidents du travail, il serait préférable d'utiliser les fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature plutôt que celles indépendantes des états de la nature.

Soit un individu représentatif faisant face au choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance. Le choix qu'effectuerait un individu rationnel qui ne se base que sur son espérance d'utilité pour prendre ses décisions est le suivant:

- Si $dEU(w(da,b)) - dEU(w(a,db)) < 0$ alors il choisira plus d'auto-assurance.
- Si $dEU(w(da,b)) - dEU(w(a,db)) > 0$ alors il choisira plus d'autoprotection.

Donc son choix n'est fondé que sur les inégalités ci-haut. Dans le cas où cette différence est nulle, alors l'individu sera indifférent entre les deux choix. Dans le cas où le choix est possible, la variable CHOIX, qui indique le choix de l'individu, ne prendra alors que 2 valeurs:

$$CHOIX = \begin{cases} 1 & \text{si } dEU(w(da,b)) - dEU(w(a,db)) < 0 \\ 0 & \text{si } dEU(w(da,b)) - dEU(w(a,db)) > 0 \end{cases}$$

Elle prend les valeurs 1 et 0 si l'individu choisit respectivement plus d'auto-assurance ou plus d'autoprotection.

Notre but est donc de vérifier si l'approche et le modèle utilisant les fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature dans le cas des accidents du travail respectent mieux le comportement des travailleurs accidentés, plutôt que l'approche et le modèle utilisant les préférences indépendantes des états de la nature (Voir Boyer et Dionne [6]). Comme Ehrlich et Becker [32] ont montré que l'auto-assurance est toujours un substitut à l'assurance de marché (alors que l'autoprotection et l'assurance peuvent être compléments), nous allons utiliser cette relation.

Entamons maintenant l'estimation de notre modèle. Supposons qu'il existe une variable réponse sous-jacente $CHOIX^*$, définie par la relation suivante:

$$\begin{aligned}
CHOIX^* &= dEU(w(da,b)) - dEU(w(a,db)) \\
&= U_t(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - U_s(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) \\
&\quad + [U_t'(\overline{w} - T(a,b) - l(b)) - (U_s'(\overline{w} - T(a,b) - l(b))]l(b) \\
&\quad + \frac{l^2(b)}{2} U_t''(\overline{w} - T(a,b) - l(b) + \theta) + \mu \\
\Longleftrightarrow CHOIX^* &= \beta(a,b) + \delta(a,b) l(b) + \gamma(a,b) \frac{l^2(b)}{2} + \mu \qquad (2.36) \\
&= f(X) + \mu
\end{aligned}$$

où $\mu \sim N(0, \sigma^2)$. Mais la variable $CHOIX^*$ n'est pas observable. Ce que nous observons, c'est la variable dichotomique $CHOIX$, définie par[101]:

$$CHOIX = \begin{cases} 1 & \text{si } CHOIX^* < 0 \\ 0 & \text{si } CHOIX^* > 0 \end{cases}$$

Dans l'estimation de ce modèle[102], le coefficient $\beta(a,b)$ est representé par la constante et les deux autres coefficients $\delta(a,b)$ et $\gamma(a,b)$ correspondent à ceux rattachés aux variables PERTE ($l(b)$) et à la moitié de PERT2 ($\frac{l^2(b)}{2}$)[103]. Les résultats estimés de ce modèle sont dans le tableau 2.3.

[101]Dans ce modèle Probit, $f(X)$ n'est pas $E[CHOIX|X]$ comme dans le modèle de probabilité linéaire, mais $f(X) = E[CHOIX^*|X]$.

[102]Les coefficients $\beta(a,b), \delta(a,b)$ et $\gamma(a,b)$ sont des constantes étant donné que les valeurs de a et b sont fixées et sont les mêmes pour chaque observation.

[103]Voir description dans le tableau 2.1

Théoriquement, ce modèle peut s'écrire comme suit:

$$CHOIX = f(X) = f(PERTE, PERT2)$$

Autrement dit,

$$CHOIX = \begin{cases} 1(auto-assurance) & \text{si } \mu < C + X\beta \\ 0(autoprotection) & \text{si } C + X\beta < \mu \end{cases}$$

Le cas $\mu = C + X\beta$ est exclu dans notre modélisation. En effet, il n'y a pas d'indifférence entre plus d'auto-assurance et plus d'autoprotection. Toutes les valeurs de X étant positives, si β est positif, alors quand X augmente cela augmente la probabilité que $\mu < C + X\beta$ i.e. que CHOIX=1. En même temps, cela diminue la probabilité que $\mu > C + X\beta$ i.e. que CHOIX=0.

La variable $l(b)$ qui représente toujours la perte nette de compensation d'auto-assurance en cas d'accident (est approximée par la différence entre le montant du salaire brut et celui des compensations reçues suite à l'accident[104]), est telle que $l'(b) < 0$.

Nous estimons également un modèle plus élargi, où sont prises en compte d'autres variables liées à la profession des travailleurs. Le nouveau modèle est donné par:

$$CHOIX = f(X) = f(PERTE, PERT2, GRAVE, NOMBACC, ASSUR, CONS)$$

Les prévisions de ces modèles pour un individu riscophobe dont les préférences sont dépendantes des états de la nature, sont données dans le tableau 2.2.

- Le coefficient $\beta(a, b)$ est différent de zéro, et il est positif. Toutefois son interprétation ne nous permet pas de dire qu'à un niveau de richesse donné, tout individu préfère l'état non accident ou non perte à l'état accident ou perte.

- Le coefficient $\delta(a, b)$ peut être positif, nul ou négatif. Si il est négatif, alors cela voudrait dire que l'utilité marginale est plus élevée dans l'état accident

[104] Les données sont obtenues d'un fichier de la CSST.

que dans l'état non accident, et si il est positif, c'est l'inverse. Autrement, $\delta(a, b) = 0$ signifie que l'utilité marginale reste la même en cas d'accident et de non accident. Mais nous pouvons anticiper quand même le signe positif puisque si le niveau de la perte monétaire augmente, alors le travailleur serait quand même porté à choisir plus de compensation.

- Le coefficient $\gamma(a, b)$ lui est négatif pour un individu riscophobe, nul pour un individu neutre au risque et positif pour un individu riscophile. Nous anticipons un signe négatif.

Ainsi, le choix d'un travailleur neutre au risque n'est plus aussi évident que dans le cas où les préférences sont indépendantes des états de la nature, puisqu'ici il n'y a pas seulement l'effet riscophobie sur le choix mais aussi l'effet marginal et l'effet positif de la différence entre les niveaux d'utilité dans les deux états de la nature. Son choix dépendra beaucoup plus du signe et de l'amplitude du coefficient $\delta(a, b)$; comme c'est le cas pour un individu riscophile aussi.

Les données utilisées dans notre analyse sont issues d'un sondage sur les travailleurs regroupés par profession au Québec, et qui ont tous subi au moins un accident au cours de l'année 1987. La population de base issue de la CSST[105] exclue les cas de décès, de maladies professionnelles et de retraits préventifs. Notre échantillon aléatoire porte sur les dossiers qui ne font plus l'objet d'un versement d'indemnité de remplacement de revenu i.e. que ce sont tous des dossiers fermés.

Cette enquête effectuée par téléphone, fut réalisée par la firme SOM pour le compte de la CSST. Elle fut effectuée durant les mois de décembre 1988 et janvier 1989 auprès des travailleurs du Québec accidentés et ayant reçu des indemnités de la CSST pour un accident de travail survenu au cours de l'année 1987 selon les fichiers administratifs de la CSST[106]. Sur un total de 2377 numéros utilisables, et avec un taux de réponse de 66.6%, 1480 entrevues ont été complétées. Le taux de refus est

[105] Commission sur la Santé et la Sécurité au Travail.

[106] C'est-à-dire seulement les accidents ayant fait l'objet d'une indemnisation de la part de la CSST.

de 8% et celui des non-rejoints est de 25%.

Deux questions spécifiques du sondage sont directement liées à cette variable dépendante CHOIX. Elles sont respectivement libellées comme suit:"Comme vous le savez, la CSST a deux budgets: un pour la prévention des accidents et un pour la compensation des accidentés. Par rapport à votre emploi, si la CSST investissait davantage dans la prévention des accidents, trouveriez-vous acceptable qu'elle vous verse des montants de compensation plus bas en cas d'accidents du travail?" et si non, "Pourquoi est-ce inacceptable pour vous?"

Ainsi, les données de la variable CHOIX proviennent de la compilation des réponses positives à la première question (i.e. oui pour l'investissement dans la prévention avec des montants de compensations plus bas en cas d'accident) et des réponses négatives à cette même première question jumelées à des réponses "Je prefère des compensations plus élevées" à la deuxième question (i.e. inacceptable)[107]. Ceci veut dire que ces changements de l'autoprotection ou de l'auto-assurance permettent de garder la même moyenne (changements à moyenne constante). En effet, c'est le même montant budgétaire qui est alloué soit pour plus de prévention, soit pour plus de compensation.

Avant d'expliquer le tableau des résultats anticipés et de ceux obtenus à partir de l'application empirique, voici la description des diverses variables considérées dans le Tableau 2.5.

Nous avons 5 variables discrètes: PREVCO, GRAVE, NOMBACC, ASSUR, et CONS; et 2 variables continues: PERTE, PERT2. Pour les variables discrètes, le pourcentage des observations de chaque niveau de la variable est donné. Quant aux variables continues, nous avons leur moyenne et leur écart-type (σ). Le nombre total d'observations valides pour l'analyse avec toutes ces variables, est 635.

La variable PERTE est un montant positif qui mesure à la fois la différence de

[107]Avec cette exercice, sur 839 observations valides à la première question, seulement 76% d'entre elles sont valides pour l'analyse étant donné la restriction imposée par la seconde question. Nous estimons que le biais des résultats que pourrait entraîner cette exercice est très minime.

VARIABLES DISCRÈTES			
Variables	**Description**	**Niveaux**	**%age**
CHOIX	**Choix entre recevoir plus de compensation ou plus de prévention**	**1 = Plus de compensation** **0 = Plus de prévention**	**39.8** **60.2**
GRAVE	**Perception du niveau de gravité par le travailleur, des accidents dans sa profession**	**1 = Grave** **0 = Pas grave**	**34** **66**
NOMBACC	**Perception du niveau de la fréquence par le travailleur, des accidents dans sa profession**	**1 = Élevé** **2 = Modéré** **3 = Faible**	**25.2** **39.2** **35.6**
ASSUR	**Variable qui capte le fait que le travailleur a d'autres responsabilités qui l'obligent à garder son salaire à sonniveau maximal possible**	**0 = Tolère mieux la baisse du revenu suite à l'accident** **1 = Tolère moins la baisse du revenu suite à l'accident**	**32.4** **67.6**
CONS	**Variable captant la tendance ex-post du travailleur, à choisir plus de compensation**	**0 = Tendance à chercher plus de prévention** **1 = Tendance à chercher plus de compensation**	**63.9** **36.1**
VARIABLES CONTINUES			
Variable	**Description**	**Moyenne**	σ
PERTE	**Niveau de la perte monétaire en cas d'accident**	**120.956**	**245.48**
PERT2	**Le carré du niveau de la perte (PERTE)**	**37398.23**	**201560.78**
Nombre d'observations = 635			

Tableau 2.2 Statistiques descriptives des variables

Variable		CHOIX Prévention	Compensation	Total
GRAVE				
	1=Grave	13.7	20.3	34.0
	0=Pas grave	26.1	34.9	66.0
NOMBACC				
	1=Élevé	12.9	12.4	25.3
	2=Modéré	12.9	26.3	39.2
	3=Faible	14.0	21.5	35.5
ASSUR				
	0=Tolère mieux la baisse du revenu	14.6	17.9	32.5
	1=Tolère moins la baisse du revenu	25.2	42.3	67.5
CONS				
	0=Plus de prévention ex post	26.1	37.9	64.0
	1=Plus de compensation ex post	13.7	22.3	36.0
		Total	39.8	60.2

Variable	VARIABLES CONTINUES	Prévention	Compensation	
PERTE				
	Moyenne	117.377	126.053	
	Écart-type	260.088	221.467	
PERT2				
	Moyenne	40623.22	32371.44	
	Écart-type	242931.09	112764.58	

Tableau 2.3 Tableau croisé des variables

revenu entre le salaire annuel net du travailleur et son indemnité de remplacement de revenu sur 12 mois, ainsi que la durée de l'indemnisation. Cette variable PERTE equivaut, dans notre analyse, à 90% du montant du salaire annuel net (d'où le niveau de la perte est égal à 10% du salaire annuel net du travailleur[108] pondéré par la durée de l'indemnisation.

Le tableau ci-après nous donne les pourcentages et les moyennes des diverses variables indépendantes croisées avec la variable dépendante CHOIX.

[108] Dans notre banque de données, les travailleurs ont le revenu annuel ne dépassant pas le seuil des 35000$.

Var. indépendantes	Signe anticipé	Explication
PERTE	(+)	**Signe ambigu (Voir équation (2.37)), mais avec l'hypothèse que plus de perte pousse le travailleur à demander plus de compensation, le signe anticipé est positif**
PERT2	(-)	**D'après l'équation (2.37) étant donné un individu riscophobe**
GRAVE	(+)	**Un accident plus grave pousse à demander des compensations plus élevées**
NOMBACC	(-)	**Un accident dont la fréquence augmente, pousse à demander plus de prévention**
ASSUR	(+)	**Le travailleur préfère garder un revenu espéré élevé en choisissant plus de compensations en cas d'accident plutôt que plus de prévention pour éviter l'accident.**
CONS	(?)	**si c'est un comportement révélateur, alors le coefficient serait positif, alors que si c'est tout simplement une réaction ex-post, le signe serait négatif.**

Tableau 2.4 Signes anticipés pour le modèle élargi

Les signes anticipés, ainsi que leur brève explication pour chacune de ces variables, sont compilés dans le Tableau 2.5.

Ainsi, ce tableau donne le signe anticipé de chaque coefficient rattaché à une variable. Quand ce coefficient est négatif (-), cela veut dire que quand le niveau de la variable associée est plus élevé, la probabilité que le travailleur choisira plus de prévention s'accroît. Quand le coefficient est positif (+), alors le choix sera probablement plus porté sur plus de compensation quand le niveau de la variable augmente. Dans le cas où, intuitivement, le signe est ambigu ou est inconnu, nous notons (?).

La variable GRAVE[109] comprend deux niveaux: GRAVE=1 si grave (très

[109] La question reliée à cette variable est la suivante: Pensez-vous que les accidents reliés à l'emploi que vous occupiez au moment de votre accident de travail sont généralement

graves ou graves) et GRAVE=0 si pas grave (mineurs ou très mineurs). Elle traduit le niveau de perception des travailleurs, de la gravité des accidents qui surviennent dans leurs professions. Ainsi, la perception des accidents comme étant graves, pour un niveau de fréquence de ces accidents donné, poussera le travailleur à choisir plus de compensation. Le signe anticipé du coefficient est alors positif.

NOMBACC[110] est une variable à trois niveaux qui traduit le niveau de perception des travailleurs de la fréquence des accidents qui surviennent dans leurs professions. NOMBACC=1 si le niveau perçu est élevé, NOMBACC=2 si il est modéré et NOMBACC=3 si il est faible. Par rapport au niveau perçu faible, ceux qui perçoivent le niveau du NOMBACC=1 devraient choisir plus de prévention pour un niveau donné de la gravité des accidents. D'où le signe anticipé négatif.

La variable ASSUR capte les incitations économiques à choisir, ex-ante (avant l'accident), plus de compensation plutôt que plus de prévention, car elles poussent le travailleur à garder son revenu espéré le plus élevé possible quel que soit l'état de la nature. En effet, quand au moins une des situations suivantes s'applique au travailleur: son conjoint ne travaille pas, ou le travailleur a des dépendants à sa charge, ou son travail est à temps partiel (i.e. un revenu relativement plus faible par rapport au temps plein), ou quand son revenu familial est plus élevé que l'indemnité qu'il recevra en cas d'accident; alors la variable ASSUR=1. Le travailleur souhaiterait avoir un revenu relativement plus élevé en cas d'accident.

Autrement, cette variable ASSUR est égale à 0. Chacune des situations énumérées

1. très graves
2. graves
3. mineurs
4. très mineurs

[110] La question reliée à cette variable est la suivante: Pensez-vous que le nombre d'accident relié à l'emploi que vous occupiez au moment de votre accident de travail est

1. élevé
2. modéré
3. faible

ci-haut, en plus de la désutilité non monétaire engendrée par un accident, pousseraient l'individu à choisir relativement plus de compensation. D'où l'anticipation du signe positif rattaché au coefficient de la variable ASSUR.

La variable CONS, elle, par rapport à la variable ASSUR, se penche sur les comportements ex-post (après l'accident) qui pourraient traduire une préférence de plus de compensation plutôt que de plus de prévention. Cette variable CONS essaie ainsi, de capter le fait que le travailleur est attiré par plus de compensation plutôt que par plus de prévention. Elle regroupe respectivement les variables INTERET, PLSMED, et COMPCHOM.

La variable dichotomique INTERET, indique si le travailleur trouve son travail intéressant ou pas. La variable PLSMED, qui est aussi dichotomique, indique si le travailleur a déjà consulté plusieurs médecins ou non pour établir le diagnostic en rapport avec son accident. Enfin, la variable COMPCHOM, également dichotomique, concerne les travailleurs qui ont, oui ou non, déjà comparé les compensations obtenues en cas d'accident et les indemnités obtenues en cas de chômage.

Ainsi, si le travailleur a peu d'intérêt pour son travail, ou bien si il a été voir plusieurs médecins, ou si il a déjà comparé les compensations en cas d'accidents et le montant reçu en cas de chômage, alors la variable CONS=1. Autrement, si aucune des situations ci-haut évoquées n'est pas observée, alors CONS=0. Toutes ces variables donnent une indication sur le fait que le travailleur est relativement interessé par plus de compensation ex-post ou plus de prévention.

D'où la possibilité d'une anticipation d'un signe positif du coefficient relié à cette variable CONS, si ce comportement est révelateur. Autrement, il est possible aussi d'anticiper un coefficient de signe négatif, puisque ex-post même un travailleur qui aurait préféré plus de prévention à plus de compensation ex-anté, choisit plus de compensation étant donné que l'incertitude quant à la réalisation d'un accident est levée. Dans ce cas, CONS ne traduirait plus un comportement révelateur. Bref, le signe anticipé du coefficient relié à la variable CONS est ambigu.

Variables indépendantes	Paramètres du modèle	Statistiques t
Constante	**-0.3197996**	**-5.10**
	(0.062646)	
PERTE	**0.00085566**	**1.85**
	(0.000463)	
PERT2	**-1.1627E-6**	**-1.69**
	(6.876E-7)	
Log Likelihood for NORMAL -424.9946885		

Tableau 2.5 Résultat de l'estimation du modèle restreint

Pour estimer le modèle expliquant la variable CHOIX, nous avons utilisé le modèle d'estimation Probit avec 635 observations[111]. Nous allons tester si le coefficient $\delta(a,b)$ relié au niveau de la perte nette en cas d'accident i.e. en fait le coefficient tenant lieu de différence entre les deux utilités marginales, est significativement différent de zéro. Si il est statistiquement significatif, alors cela voudrait dire que la différence entre les deux utilités marginales est non nulle et donc que l'approche par préférences dépendantes des états de la nature est la mieux adaptée dans ce cas. Nous pourrons également nous assurer du signe de cette différence que nous anticipons être positif. Le coefficient $\gamma(a,b)$ peut également nous dévoiler le type de riscophobie du travailleur.

Le premier modèle Probit restreint est représenté par l'équation (2.37), avec la variable dépendante CHOIX et les variables PERTE et PERT2[112] mesurées par $l(b)$ et $\frac{l^2(b)}{2}$ respectivement. Les résultats de ce modèle sont donnés dans le tableau (2.5) ci-dessous.

Nous n'attacherons pas beaucoup d'importance ni à la valeur, ni au signe, ni à la significativité statistique de la constante, puisqu'elle capte sûrement les effets de certaines des variables pouvant affecter la variable CHOIX (le choix entre plus d'autoprotection ou plus d'auto-assurance) et qui ne sont pas ici prises en compte,

[111]Nombre d'observations disponibles et utilisables étant données toutes les variables considérées.

[112]Voir les définitions plus haut.

et elle dépend aussi de l'ordre de grandeur des mesures utilisées[113].

Avec les résultats de cette analyse empirique présentés dans le tableau (2.5), nous constatons que le signe du coefficient associé à la variable PERT2, est celui anticipé pour un travailleur riscophobe[114]. Ce signe négatif traduit bien l'effet partiel de l'aversion au risque. Et le signe positif associé à la variable PERTE indique que l'utilité marginale dans l'état perte ou accident est plus faible que l'utilité marginale dans l'état non perte ou non accident pour un niveau de richesse donné.

Ce signe est bien vérifié pour la moyenne, mais toutefois il existe un problème aux points extrêmes de la distribution[115]. En effet,

$$\frac{\partial CHOIX^*}{\partial l(b)} = \delta(a,b) + \gamma(a,b)l(b)$$

évaluée au niveau $l(b) = \overline{l(b)} = 120.956$ est de valeur positive. Ceci pourrait être dû à la rigidité de la forme fonctionelle quadratique adoptée ici. Une autre forme alternative sans point de retournement (comme c'est le cas de la forme quadratique), serait la suivante:

$$CHOIX^* = \beta(a,b) + \delta(a,b)\frac{1}{l(b)}$$

---

[113] Variables centrées ou non.

[114] Nous pouvons ainsi constater que cette relation qui existe entre la variable CHOIX et la variable PERTE est non linéaire.

[115]

$$Pr(Choix = 1) = \int_{-\infty}^{\beta(a,b)+\delta(a,b)l(b)+\gamma(a,b)\frac{l^2(b)}{2}+\mu} z(t)dt$$

Ainsi

$$\frac{\partial Pr(CHOIX = 1)}{\partial l(b)} > 0$$

si

$$\frac{\partial\beta(a,b) + \delta(a,b)l(b) + \gamma(a,b)\frac{l^2(b)}{2} + \mu}{\partial l(b)} = \delta(a,b) + 2\gamma(a,b)l(b) = D$$

Avec $\delta(a,b) = 0.00092458$, $\gamma(a,b) = -1.2506E-6$ et $\overline{l(b)} = 120.956$, la perte maximale est

$$120.956 + (2 * 245.48) = 611.916$$

. Alors, au niveau $l(b) = \overline{l(b)} = 120.956$,

$$D = 0.00092458 - (2 * 1.2506E - 6 * 120.956) = 0.0006220448528 > 0$$

alors que au niveau maximal $l(b) = 611.916$,

$$D = 0.00092458 - (2 * 1.2506E - 6 * 611.916) = -0.0006059442992.$$

où le signe de $\delta(a,b)$ est prévu être négatif.

Quand on élargit le modèle restreint, en prenant en considération d'autres variables reliées à la profession du travailleur, qui, à notre avis, pourraient influencer son choix entre plus d'auto-protection et plus d'auto-assurance, les résultats du modèle de base ne changent pas sauf que l'importance de la constante diminue. Les signes associés aux divers coefficients $\delta(a,b)$ et $\gamma(a,b)$ n'ont pas changé.

Le test de significativité conjointe de $l(b)$ et $l^2(b)$ donne un résultat faible (la significativité statistique seulement à $\alpha = 0.25$ car $\chi^2_{0.25,2} = 2.77 < \chi^2_{calc.} = 4.42 < \chi^2_{0.10,2} = 4.61$) malgré le fait que les coefficients reliés à ces variables sont statistiquement significatifs (test unilatéral). Ceci pourrait être le résultat du fait que l'effet des deux variables de perte est en grande partie contenu dans les autres variables considérées.

Les résultats de l'estimation de ce modèle élargi sont compilés dans le tableau (2.5) ci-après. Au modèle restreint (2.37), sont ajoutées les variables GRAVE, NOMBACC, ASSUR, et CONS décrites ci-haut.

Tous les signes des coefficients obtenus concordent assez bien à ceux effectivement attendus (anticipés) dans le tableau (2.5) sauf pour la variable GRAVE. Toutes les variables sont alors statistiquement significatives, sauf la variable GRAVE du niveau de la perception de la gravité des accidents dans la profession, et la variable CONS qui traduit le comportement ex-post du travailleur. Ainsi, les variables GRAVE et CONS n'ont pas un effet statistiquement significatif sur le type de choix que fera le travailleur entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance même si les signes correspondant à leurs coefficients peuvent concorder avec nos prévisions.

Également, il n'y a pas de différence significative de choix entre plus d'auto-assurance ou plus d'autoprotection, selon que le travailleur perçoit le niveau du nombre d'accidents (NOMBACC) comme modéré par rapport à celui qui le perçoit comme faible. Seulement, le travailleur qui perçoit le niveau du nombre d'accidents dans sa profession comme étant élevé par rapport à celui qui le perçoit comme étant

Variables indépendantes		Paramètres	Statistiques t
Constante		-0.4640901 (0.122704)	-3.78
PERTE		0.00092458 (0.000476)	1.94
PERT2		-1.2506E-6 (7.01E-7)	-1.78
GRAVE	grave	-0.1203458 (0.116553)	-1.03
	pas grave	RÉFÉRENCE	-
NOMBACC	Elévé	-0.33571348 (0.14016)	-2.40
	Modéré	-0.1593826 (0.120204)	-1.33
	Faible	RÉFÉRENCE	-
ASSUR	Hausse du revenu	0.21625923 (0.109669)	1.97
	Baisse du revenu	RÉFÉRENCE	-
CONS	Plus de compensation	0.1286288 (0.10717)	1.20
	Plus de prévention	RÉFÉRENCE	-
Log Likelihood for NORMAL -415.5139057			

Tableau 2.6 Résultats de l'estimation du modèle élargi

faible, choisira plus d'autoprotection à plus d'auto-assurance. Pour un niveau de gravité donné, quand la perception du nombre d'accidents augmente, le travailleurs choisit plus de prévention plutôt que plus de compensation.

L'autre variable significative est la variable ASSUR. Son coefficient positif signifie qu'un travailleur ayant, ex-ante, les incitations économiques évoquées ci-haut, le poussant à garder son revenu le plus élevé possible, choisira effectivement plus d'auto-assurance à plus d'autoprotection. Cela signifierait que le travailleur souhaite garder son revenu le plus élevé possible, sans accident.

À partir de cette analyse empirique concernant le choix entre plus d'autoprotection ou plus d'auto-assurance par le travailleur, on peut voir que l'ambiguité qui était reliée au signe du coefficient $\delta(a, b)$ est ici levée. Le signe positif signifierait que l'utilité marginale est plus élevée dans l'état non accident (non perte) que dans l'état accident (perte). Cela veut dire que la satisfaction rapportée par un dollar supplémentaire en cas de non accident est plus grande que celle rapportée par un dollar supplémentaire en cas d'accident.

2.6 Conclusion

Dans le cadre du choix entre plus de prévention et de plus de compensation par un individu riscophobe, nous avons fait une interprétation du modèle Boyer et Dionne [6] au cas où les fonctions d'utilité sont dépendantes des états de la nature. Nous remarquons que deux autres effets, en plus de celui de la riscophobie déjà établi par Boyer et Dionne [6] dans leur modèle avec préférences indépendantes des états de la nature, influencent le choix entre plus de prévention et plus de compensation. Ces deux effets sont reliés respectivement au niveau de la désutilité non monétaire due à l'accident et à la différence entre les utilités marginales selon les états de la nature.

L'application empirique de ce modèle avec des données issues d'une enquête auprès des travailleurs au Québec, soutient nos résultats théoriques concernant l'existence des trois effets. En plus de cela, l'ambiguité du signe entre la différence des utilités marginales en cas d'accident et non accident est dans ce cas-ci levée. Nous avons trouvé que l'utilité marginale en cas d'accident est plus petite que celle en cas de non accident. D'où l'importance de considérer l'approche avec les fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature quand on analyse le comportement des travailleurs en incertitude.

CHAPITRE 3

Analyse du biais dans la perception de la fréquence des accidents du travail

3.1 Introduction

Dans toutes les analyses abordées dans les deux précedents chapitres, nous avons toujours supposé que les individus connaissaient parfaitement les probabilités associées aux différents états de la nature. Toutefois, plusieurs études ont été menées pour analyser les biais de perception des risques en général, et des risques d'accidents en particulier, en économie. Après une revue de littérature sur ce sujet, nous allons, dans notre étude, analyser l'existence du biais dans la perception du nombre d'accidents de travail et essayer, à partir de certaines variables socio-professionnelles, d'établir l'effet de ces dernières sur cette perception et l'existence éventuelle du biais de perception.

Notre analyse empirique, par rapport aux autres analyses effectuées dans le même domaine des accidents du travail, a le grand avantage de porter sur les catégories professionnelles plutôt qu'industrielles, et elle a la particularité que le niveau de la perception est une variable discrète plutôt que continue.

Un autre apport important de la présente analyse, c'est de considérer plusieurs variables socio-professionnelles à la fois dans l'analyse de la perception et dans celle du biais de perception, pour étudier leurs effets.

3.2 Revue de littérature

Le sujet de la perception du risque, qui a intéressé les psychologues au début du XX^e siècle, ne fut vraiment abordé par les économistes qu'à la fin des années 1970. Effectivement, le domaine de l'économie de l'information et de l'incertain qui prend en compte les connaissances limitées et incertaines des individus entraînant souvent une mauvaise perception des risques, est un champ de recherche relativement récent en économie.

Les études portant sur la perception du risque en psychologie[116], ont montré que les individus surestiment les événements relativement moins fréquents et sous-estiment ceux qui sont relativement plus fréquents. Ce résultat développé par Lichtenstein & al. [56], n'a été autrement expliqué que par le simple fait que c'est une caractéristique du comportement individuel.

Toutefois, Combs et Slovic [15], et Slovic et al. [84] sont parvenus à établir que les risques surévalués sont ceux qui ont été beaucoup publicisés, et donc que l'information reçue joue un grand rôle dans la perception des risques. Un résultat qui appuie l'hypothèse de l'existence d'un processus d'apprentissage, un des points importants en économie de l'information et de l'incertain.

En effet, on peut relier les notions de rationnalité et d'irrationnalité dans les choix et les décisions que prennent les individus, avec la façon dont les individus traitent l'information qu'ils reçoivent pour éclairer leurs décisions en incertitude, autrement dit avec le type de processus d'apprentissage[117].

Dans ce cadre de perception du risque, les économistes abordèrent effectivement le sujet du processus d'apprentissage et son effet sur les décisions et les choix des individus. Ce concept de processus d'apprentissage a été introduit par Viscusi [93] et quelques analyses empiriques concernant les choix des individus étant donné

[116] Depuis les années 60, la branche de la "psychologie cognitive" a commencé à analyser la capacité des êtres humains à percevoir et à juger les événements contrairement aux analyses psychologiques qui ne se concentraient que sur le rôle des émotions dans l'apprentissage.

[117] Voir Viscusi & O'Connor [96]

l'existence de ce processus, ont été abordées entre autres par Viscusi [93] et Viscusi & O'Connor [96].

Même si plusieurs économistes[118] considèrent que le processus de formation et de révision des perceptions du risque (processus d'apprentissage) suivent généralement la règle de Bayes[119], les théoriciens du comportement décisionnel eux, soutiennent que les processus d'apprentissage concernant ces perceptions des risques violent souvent la règle de Bayes et sont seulement imparfaitement corrélées avec les mesures objectives du risque[120].

Le processus d'apprentissage bayésien stipule que si une information additionnelle est disponible, les nouvelles croyances (les croyances ou la perception à postériori) se forment sur base des croyances à priori et en tenant compte de la nouvelle information additionnelle.

Autrement dit, l'individu revise ses croyances à priori en utilisant l'information nouvellement acquise. Et si cette information influence la perception des risques, elle pourra par conséquent influencer les décisions et le comportement qu'adoptent les individus face aux risques.

Ainsi, les biais dans la perception des risques ont potentiellement un effet sur le comportement des individus face au risque, comme par exemple la décision d'assurance, les activités de précaution, la relation d'arbitrage ex-ante entre le risque et la compensation ex-ante ou ex-post, ...

Les nombreux résultats empiriques des différentes études, surtout celles de Viscusi, montrent que les individus adoptent un processus d'apprentissage rationnel de type bayésien et un comportement rationnel qui reste toutefois incomplet. Et les

[118] Voir Viscusi [93] et Viscusi & O'Connor [96]

[119] Le théorème de Bayes nous dit que la probabilité à postériori (étant donnée la réalisation d'un événement ou la disponibilité d'une nouvelle information) d'un paramètre aléatoire, est proportionnelle à la probabilité à priori de ce paramètre multipliée par la vraisemblance (la probabilité de la réalisation et/ou de la disponibilité d'une nouvelle information, conditionnelle au paramètre aléatoire). La probabilité à priori du paramètre inconnu représente le degré de croyance à propos de ce paramètre avant d'observer une quelconque nouvelle information ou avant de considérer une quelconque nouvelle expérience ou réalisation qui pourrait nous renseigner davantage sur la valeur du paramètre. La priori peut être informative ou peut être diffuse, vague (i.e. que l'information dont on dispose à priori est très imprécise ou inexistante).

[120] Voir Loewenstein & Mather [58], Vlek & Stallen [110], et Slovic, Fischhoff & Lichtenstein [84]

analyses empiriques du biais dans la perception des risques ont beaucoup porté sur le test de son existence, son caractère systématique et son effet dans la prise de décision des individus.

Concernant les effets de la perception du risque, dans le cadre des accidents de travail en particulier, les études menées là-dessus ont beaucoup plus porté sur l'effet de la perception de ce risque ou du changement du niveau "objectif" du risque ou d'une nouvelle information reçue par les travailleurs, sur les décisions relatives au niveau du salaire de réserve demandé, et au fait de quitter ou de garder l'emploi, ...

Le but de notre étude est d'abord de faire un tour d'horizon de ce qui a déjà été fait dans ce domaine en économie, et en particulier sur le marché du travail, ensuite d'analyser l'existence du biais de perception dans le domaine des accidents du travail au Québec, et enfin d'établir l'effet de quelques variables socio-professionnelles sur non seulement la perception du nombre d'accidents du travail dans la profession du travailleur, mais éventuellement aussi sur le biais de perception.

Les résultats obtenus de notre analyse, reconfirment l'existence du biais de perception, et mettent en évidence quelques unes des variables ayant un impact sur le niveau de perception du nombre d'accidents de travail et sur la présence d'un biais de sous-estimation ou de surestimation de la perception du même nombre. Ce dernier aspect de l'analyse n'avait pas encore été abordé dans le cadre des accidents du travail.

La plupart des études sur la perception des risques, utilisent les variables sociales ou socio-économiques comme c'est le cas pour le risque relié à la consommation de la cigarette. Dans notre analyse, nous introduisons, en plus des variables sociales, les variables reliées carrément à la profession (dont entre autres le fait d'être syndiqué, le niveau "objectif" du nombre d'accidents de la profession du travailleur, le secteur économique dont fait partie la profession du travailleur, ...).

Jusqu'à présent, aucune analyse en économie, à notre avis, ne s'est jamais penchée sur ces variables reliées au milieu socio-professionnel et pouvant influencer la perception des risques ou le type de biais de perception (surestimation ou sous-estimation).

Ainsi, en plus du survol du sujet, l'importance de nos résultats réside dans le fait que, déjà avec la relation établie entre certaines décisions et la perception du risque, ils peuvent servir dans l'établissement de l'ébauche d'une politique affectant la prise de décision et le comportement des travailleurs à partir des variables influençant leur perception.

3.2.1 Recherches en économie

Parmi les économistes qui se sont intéressés à ces sujets de perception des risques et de processus d'apprentissage, il y a entre autres Kenneth J. Arrow, Kip W. Viscusi, Charles J. O'Connor, Wesley A. Magat, Kerry Smith, Reed Johnson, Michael J. Moore et Mariam Chapman Moore, Fischhoff et al.

Kenneth J. Arrow [2] a insisté sur la nécessité d'incorporer la formation des perceptions des risques dans la littérature économique. En effet, d'après lui, le concept de rationalité qui est une hypothèse difficilement réfutable dans un monde statique de certitude, est souvent rejeté quand on considère un monde où l'incertitude et le temps sont pris en compte. Dans de récentes analyses sur la perception des risques[121], il conclut que l'évidence concernant la rationnalité des individus n'est pas absolue.

Arrow [2] affirme alors que le concept de rationalité dans le cadre de l'incertitude, implique que les individus devraient adopter un comportement bayésien basé sur l'usage des probabilités conditionnelles pour changer leurs croyances suite à l'acquisition des nouvelles informations. Mais il note que la rationalité peut être rejetée, soit au sujet de l'allocation des ressources intertemporelle, soit à propos de l'hypothèse d'espérance d'utilité, ou soit en regardant le genre de processus d'apprentissage.

[121] Voir l'exemple donné par Arrow [2] concernant la politique d'assurance-inondations offerte par le gouvernement américain dès 1969 au taux plus faible que sa valeur actuarielle.

En effet, malgré par exemple la grande popularité de la théorie de l'espérance d'utilité[122] dans l'analyse des choix en incertitude, cette théorie comporte quelques problèmes et limites incontournables dans l'explication des paradoxes observés en économie[123]. Pour faire face à cette situation, deux avenues ont été élaborées: d'abord l'approche qui prêche de garder cette théorie puisque les paradoxes ne sont pas représentatifs de la réalité, ensuite l'approche qui prêche l'amendement du modèle conventionnel de départ pour tenir compte de l'existence de ces paradoxes.

Au sujet de la seconde approche, les amendements apportés au modèle standard par Kahneman et Tversky [44], et Machina et al., rendent possible la réconciliation de quelques phénomènes "aberrants" (comme le paradoxe d'Allais), avec un comportement rationnel. La nouvelle théorie amendée qui porte le nom de "théorie de référence prospective", est une variante du modèle d'utilité espérée. Cette théorie comporte moins de structures formelles qui peuvent être utilisées pour établir des résultats non ambigus, et par conséquent éviter les paradoxes et les "aberrations" empiriques.

La différence entre la théorie de référence prospective et le modèle standard d'espérance d'utilité ne réside pas dans les hypothèses de base concernant le choix et la prise de décision par les individus, mais elle réside plutôt dans la manière selon laquelle les probabilités entrent dans l'analyse. En effet, la théorie de référence prospective se base toujours sur les principes du modèle d'espérance d'utilité mais les probabilités établies sont traitées comme une information imparfaite et suivent un processus bayésien.

Ainsi, c'est la nature des perceptions des risques plutôt que les inadéquations dans la façon dont les choix sont faits et dont les décisions sont prises, qui compte dans les anomalies de comportements observées. Notamment, l'individu ne place pas une confiance absolue dans les probabilités établies mais il agit comme si il avait reçu

[122] Dès les années 1940
[123] Voir Arrow [2]

une information imparfaite qu'il utilise pour réviser ses croyances probabilistiques du niveau de référence du risque.

Avec cette théorie de référence prospective, on arrive à expliquer le paradoxe d'Allais ainsi qu'une large variété d'autres phénomènes contredisant le modèle standard d'espérance d'utilité comme le phénomène des loteries composées et l'effet d'isolation, ainsi que le paradoxe d'Ellsberg. D'où la grande importance de prendre en compte la théorie de la perception et le processus d'apprentissage dans l'analyse du concept de rationalité.

Concernant le domaine de la perception du risque, les recherches récentes en économie se sont concentrées sur deux grands domaines[124]:

1. La relation entre le risque perçu (mesures subjectives) et le vrai risque (les mesures objectives) en vue d'analyser la précision des perceptions. Ceci permettrait d'étudier non seulement si il y a présence ou non du biais de perception, et si oui dans quel sens va ce biais (i.e. si il y a sur ou sous-estimation du risque), mais ça permettrait aussi d'analyser son caractère systématique.

2. La comparaison des perceptions du risque à deux moments dans le temps, séparés par une réalisation ou un événement de type informatif sur le risque ou les risques en question. Cette analyse permet d'élucider l'existence d'un éventuel processus d'apprentissage, et de vérifier si ce processus est de type bayésien ou non.

Viscusi [98], dans son étude sur l'existence du biais de perception et sur celle du processus d'apprentissage dans la perception des risques auxquels font face les individus, montre que non seulement le type de biais observé par les psychologues[125] dans la perception des risques reste toujours valide chez les économistes; mais qu'il est aussi compatible avec le processus standard d'apprentissage bayésien, une approche

[124] Voir Loewenstein & Mather [58]

[125] Les études en psychologie sur la perception des risques ont montré que les individus surestiment les événements à faible fréquence et sous-estiment ceux à haute fréquence.

souvent utilisée dans les analyses économiques en incertitude.

Ainsi, avec l'acquisition d'une information incomplète sur les risques qu'ils encourent, la révision de la perception des risques par les individus restera incomplète à moins que l'information reçue soit complète, unique et unanime. Il y aura alors souvent, non seulement l'existence du biais de perception, mais également le type de biais observé par les psychologues reste valide et le type de processus d'apprentissage démontre la rationalité chez les individus.

En effet, en utilisant formellement la règle de Bayes, supposons une situation où il y a n événements (états de la nature) possibles. Soit la probabilité à priori q_i que l'événement i se réalise, et supposons que l'individu observe ξ essais desquels il y a une fraction r_i de l'événement i. Soit γ le paramètre de la distribution à priori correspondant au contenu de l'information des croyances à priori de l'individu. Alors selon la règle de Bayes, la probabilité à postériori p_i pour que l'événement i se réalise, est donnée par:

$$
\begin{aligned}
& p_i = \frac{\gamma q_i + \xi_i r_i}{\gamma + \xi_i} \\
\Longleftrightarrow \quad & p_i = \frac{\gamma}{\gamma + \xi_i} q_i + \frac{\xi_i}{\gamma + \xi_i} r_i \\
\Longleftrightarrow \quad & p_i = \alpha_i + \beta_i r_i
\end{aligned}
\tag{3.1}
$$

où $\alpha_i = \frac{\gamma}{\gamma+\xi_i} q_i$ et $\beta_i = \frac{\xi_i}{\gamma+\xi_i}$.

L'individu agit comme si il avait observé γ essais en formant son a priori q_i. Ensuite il observe ξ_i essais, et sa probabilité à posteriori est une simple moyenne pondérée de q_i et r_i où les poids correspondent respectivement à la fraction de son information totale associée à sa probabilité à priori et à l'expérimentation observée. $\frac{\xi_i}{\gamma}$ représente le contenu informationnel de l'expérimentation relativement à celui de l'information à priori.

Les coefficients α_i et β_i reflètent la nature du processus d'apprentissage[126].

[126] Voir Viscusi & O'Connor [96].

Dans le cas où les jugements des individus ne sont pas affectés par la nouvelle information et qu'ils ne dépendent que de la valeur à priori du risque, alors $\alpha_i = 1$ et $\beta_i = 0$ puisque cela revient à dire que $\xi_i = 0$.Dans l'autre extrême, quand la nouvelle information est dominante et que le poids relatif de l'importance de la priori est très faible, α_i tend vers zéro et β_i est positif.

L'argument de Viscusi, est qu'avec l'acquisition d'une information incomplète sur les risques que les individus encourent (i.e. avec un degré relativement faible de précision de l'information), la révision de leur perception des risques à priori reste incomplète à moins que l'information reçue soit complète, unique et unanime. Et le type de biais observé par les psychologues reste valide, même s'il est de moins en moins important.

Le processus d'apprentissage bayésien représente alors une situation entre le cas où il n'y a pas d'apprentissage du tout et celle où il y a pleine information. Toutefois, cette situation n'implique pas la rationalité complète (Voir Figure 3.1)[127]

Et pour une amélioration de la perception, il faudra établir des programmes d'information efficaces[128], qui tiennent en compte certains points essentiels dont entre autres:

- l'information dont dispose déjà l'individu à propos du risque concerné (i.e. l'information à priori),
- le niveau du risque ainsi que le contenu informationnel. En effet, il faut noter que toute information supplémentaire n'est pas nécessairement informative et n'aide donc pas plus l'individu dans sa prise de décision[129],

[127] Voir Liu & Hsieh [57] et Viscusi [98].

[128] Mais aussi, pour obtenir des résultats fiables d'un programme d'information, il faut aussi établir un modèle de comportement complet incorporant non seulement l'importance de l'événement à risque, les croyances à priori et la nouvelle information, mais aussi les coûts d'acquisition de cette information et les caractéristiques socio-économiques des individus.

[129] Par exemple, c'est parce que les emplois risqués génèrent relativement plus d'accidents que ces derniers comportent un contenu informationnel. Autrement, s'il n'y avait aucun lien entre le risque généré par un emploi et le nombre d'accidents associé à cet emploi, les accidents en soi ne comporteraient aucune valeur informative dans ce cadre.

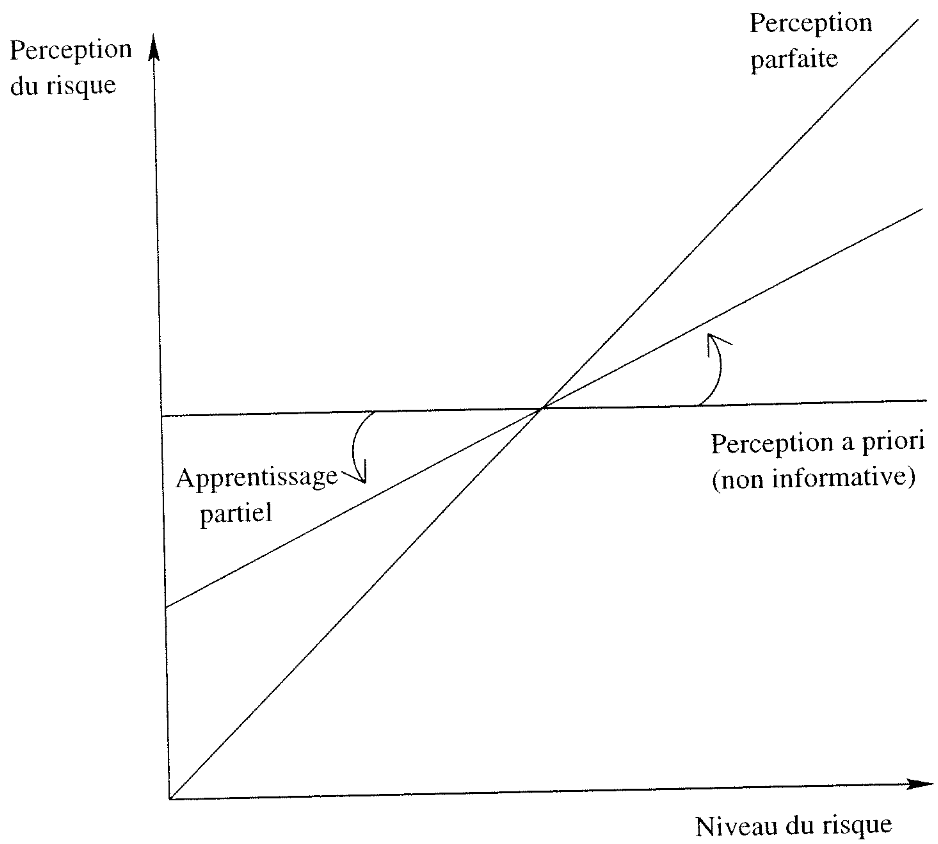


Figure 3.1 Apprentissage bayésien.

- et la possibilité d'améliorer la prise de décision en fournissant plus d'information dans le cadre de l'incertitude.

Un programme d'information qui exhorte seulement les individus tout en repétant la même information, sera moins efficace et de moindre valeur que celui qui procure de nouvelles connaissances convainquantes. Effectivement, d'un point de vue économique, le rôle potentiel du transfert des différentes formes d'information est le même: Elles ont toutes une influence sur la perception des risques et par conséquent sur le comportement individuel. Si aucune action ou aucun comportement n'est affecté par la nouvelle information, alors celle-ci n'a aucune valeur économique. La nature des biais de perception, souvent complexe, dépend ainsi de la nature du risque et de l'information que les individus reçoivent.

La connaissance du type de processus d'apprentissage constitue un préalable important dans l'établissement des politiques contre les risques comme entre autres les politiques gouvernementales visant à affecter les perceptions des individus à travers les programmes d'information, ou à affecter le niveau des risques (sa régulation) ou les niveaux d'assurance. Les effets de ces actions du gouvernement peuvent ainsi affecter à la fois le niveau du risque et les croyances qui y sont relatives.

Ainsi, par exemple, dans le cadre du marché du travail, quand les mécanismes du marché ne peuvent pas atteindre seuls les niveaux optimaux, l'intervention du gouvernement peut corriger non seulement l'inefficacité des mesures de sécurité octroyées par l'entreprise en passant par la régulation du niveau des actions que l'entreprise doit entreprendre (le gouvernement intervient dans le but de transférer une part de la richesse des entreprises aux travailleurs), mais également celle des mesures adoptées par les travailleurs en instaurant quelques politiques dont entre autres le programme de compensation, le système de responsabilité, ou l'obligation des mesures standards de sécurité[130].

Au sujet du biais de perception, Viscusi [109] a étudié l'impact sur l'éventuel biais de perception de la façon dont l'information reçue est traitée pour l'efficacité des politiques d'information, et il a présenté non seulement des résultats issus de telles situations mais sa formulation incorpore une structure explicite de mauvaise perception. Il part du même modèle général de perception des risques que celui de Viscusi [98] avec l'a priori, l'information, leurs précisions respectives ainsi que le processus d'apprentissage bayésien. La formulation adoptée utilise l'approche basée sur le niveau du risque et deux approches d'incorporation de l'information sont utilisées[131]:

- L'approche multiplicative où la précision ou le niveau du risque contenus dans l'information fournie par le gouvernement constitue un facteur qui multiplie le risque déjà connu. Cette approche donne à la fois des résultats plus significatifs

[130] Voir Chapitre 2.
[131] Voir Viscusi [109], pp.96-97

concernant la perception des risques et concernant la prise de précautions quand il y a plus d'information ou un changement du niveau du risque.

- L'approche additive où la précision ou le niveau du risque contenus dans cette information constitue un facteur qui s'ajoute au risque déjà connu. Cette approche ne donne des résultats significatifs à propos de la prise de précaution ou de la perception des risques que quand il y a hausse du niveau de risque et non dans le cas où il y a plus d'information.

Une autre question fondamentale concernant le processus d'apprentissage, est comment les individus procèdent quand ils font face à diverses, et souvent conflictuelles, informations sur un risque donné au lieu d'une information unanime. Avant Viscusi [108], personne n'avait touché le sujet de l'influence de diverses sources d'information et les irrationalités potentielles qu'elles génèrent.

Les répondants à cet ensemble d'informations, ont tendance à placer des poids disproportionnés sur l'information concernant les risques élevés ou les pires scénarios qui leur sont présentés dans un contexte de multiples et conflictuelles sources d'information sur les risques. Les répondants traitent souvent l'information sur les risques élevés comme étant plus informative. Ce comportement pourrait être expliqué par le fait que les politiques adoptées pour lutter contre les risques sont beaucoup plus concentrées sur les niveaux plus élevés.

Ainsi, la présence d'une éventuelle asymétrie dans le processus d'apprentissage pourrait être due à la surréaction qu'on observe face aux risques hautement publicisés. Mais il ne faut pas non plus négliger l'importance de la source quand les individus reçoivent une information de différentes sources. Toutes ces constatations n'excluent toutefois pas l'existence d'un processus d'apprentissage rationnel bayésien.

Viscusi [98] a également montré que le biais de perception qui existe, n'est pas systématique. (i.e. que le degré auquel les individus apprennent et incorporent la nouvelle information sur les risques n'est pas affecté par le niveau du risque en soi i.e. par exemple que les individus ne considèrent pas la nouvelle information différement avec divers degrés d'importance selon que les risques sont faibles plutôt que élevés)[132]. Ceci renforce le résultat du caractère bayésien de l'apprentissage sans toutefois le démontrer entièrement.

Une autre sorte d'étude appliquée à la notion de processus d'apprentissage est celle de Moore et Moore [63]. Dans le cadre du dilemme répeté du prisonnier, ils établissent un cas spécial à la fois d'un modèle d'apprentissage adaptatif dans lequel les individus revisent leurs probabilités subjectives suite à la réalisation d'un événement ou à leur expérience, et aussi d'un modèle d'utilité adaptative[133] dans lequel les individus apprennent continuellement sur leurs préférences et sur l'environnement dans lequel ils évoluent et dans lequel ils prennent des décisions.

Ce dernier type de processus d'apprentissage d'utilité adaptative sur lequel nous ne nous attarderons pas, inclut une mesure ex post dite utilité expérimentée et deux mesures ex ante que sont l'utilité espérée de l'individu et l'utilité intrinsèque[134]. Cette dernière peut amener l'individu à reviser la perception de sa fonction d'utilité subjective, ce qui résulterait en un modèle d'utilité perçue qui change à travers le temps avec l'expérience.

Quant au modèle d'apprentissage adaptatif, dans le cas du dilemme du prisonnier, c'est un modèle simple de la forme:

$$p_t = \delta_0 + \delta_1 c_t + \delta_2 p_{t-1} + \nu_t \tag{3.2}$$

où:

- p_t est la croyance, au temps t, que l'adversaire va coopérer;
- c_t est la variable dummy représentant le message de coopération reçu au temps t;

[132]Viscusi [98] a testé si le contenu informationnel relatif est correlé avec l'information elle-même i.e. qu'il a analysé la corrélation entre $\phi_i = \frac{\xi_i}{\gamma}$ et r_i (Voir équation (3.1)).

[133]Pour plus d'informations, voir Cohen Michael D. & Robert Axelrod [14].

[134]Elle est aussi appelée surprise i.e. la différence entre l'utilité expérimentée ou réalisée et l'utilité espérée

- δ_i sont des coefficients[135],
- ν_t représente le terme d'erreur.

3.2.2 Quelques analyses empiriques

Plusieurs études empiriques se sont concentrées sur le sujet de la perception des risques d'accidents et du processus d'apprentissage. Parmi ces études, il y a celle de Viscusi [98], qui utilise les données sur le taux d'accident de véhicules et sur le taux d'électrocution. Concrètement, pour analyser l'existence du biais de perception, Viscusi régresse le niveau de la perception du risque à postériori (évalué par les individus lors d'une enquête, de façon continue sur un échelle de 0 à 10 pour chaque type de risque) sur le vrai niveau du risque et sur le carré du vrai niveau du risque. Ceci permet non seulement de conclure en une existence ou non du biais de perception, mais également de voir si la relation entre le niveau de risque perçu et son vrai niveau est linéaire ou non.

Ses résultats suggèrent que malgré l'existence d'une relation entre le vrai niveau du risque et celui perçu, celle-ci n'est pas forte[136]. D'où la conclusion qu'il existe un biais de perception puisque le coefficient rattaché au vrai niveau du risque dans la régression n'est pas proche de 1. Viscusi [98] conclut, en plus de ces résultats, que la relation entre le vrai niveau du risque et celui perçu est linéaire puisque le coefficient relié au carré du vrai niveau du risque n'est pas statistiquement différent de zéro[137].

Quant au caractère systématique du biais, il trouve que le fameux biais dont les psychologues font état[138] existe, mais qu'il n'est pas systématique. Les résultats de cette étude, sans démontrer absolument l'existence du processus d'apprentissage

[135] Le coefficient δ_1 peut être supérieur ou inférieur à zéro et sa significativité statistique impliquerait l'existance d'un apprentissage. Si la priori joue un rôle, δ_2 est significativement positif. Les résultats donnent un δ_1 et un δ_2 supérieurs à zéro et statistiquement significatifs.

[136] Le coefficient relié au niveau objectif dans le cas d'accident de la route est égal à 0.07 avec un écart-type de 0.029. Dans le cas du risque d'électrocution, ce coefficient est égal à 0.087 avec un écart-type de 0.029.

[137] Les coefficients respectifs selon les deux types de risque analysé sont -1.0E-8 et -2.6E-8 avec les écart-types de 1.8E-8 et 1.8E-8

[138] La sous-estimation des risques élevés et la sur-estimation des faibles risques.

bayésien chez les individus, sont toutefois compatibles avec un tel processus.

Une autre étude empirique, portant, elle, sur les habitudes des consommateurs mais qui touche le processus d'apprentissage, est celle de Magat, Viscusi et Huber [60]. Ils trouvent que les consommateurs répondent à l'information qu'ils reçoivent sur le risque d'accident suite à l'utilisation des produits domestiques (comme l'eau de javel et le liquide pour déboucher les tuyaux) de façon qu'on peut qualifier de rationnelle. Les consommateurs faisant face à un plus haut risque prennent la décision d'adopter des mesures de précaution dans l'utilisation et le stockage de ce genre de produits. Toute activité de précaution fait alors suite à la perception parfois revisée, qu'a un individu, des risques associés à une situation donnée[139].

Parmi d'autres analyses empiriques de la perception des risques, il y a l'étude menée par Smith et Johnson [87] concernant l'effet de l'information donnée au sujet du gaz "radon", sur la perception du risque de cancer des poumons causé par ce gaz "radon", qui constitue la deuxième cause du cancer des poumons après le tabac. Cette perception est répartie sur une échelle de 0 à 10, ramenée ensuite à 0-1. Les résultats montrent que la nouvelle information à propos du fait d'être exposé au gaz radon étant donnés ses effets néfastes, a un effet mesurable sur la perception du risque. Les caractéristiques individuelles[140] n'ont pas d'effet significatif, mais par contre, la perception révelée à postériori est positivement reliée au fait et au temps d'exposition au gaz, et elle est négativement reliée aux actions réparatrices ou de protection déjà entreprises par les individus pour se protéger de ce risque.

Même si les résultats de Smith et Johnson [87] n'établissent pas le fait que fournir de l'information fait converger la perception vers la vraie valeur du risque, ou que les actions entreprises sont efficaces, ils permettent toutefois de dire que l'utilisation des programmes d'information comme instruments d'une politique d'amélioration de la perception des individus n'est pas vaine (surtout si il existe une grande

[139] Voir Viscusi et O'Connor [97]

[140] Âge, sexe, années passées à fumer, revenu.

disparité entre les estimés des scientifiques et la perception du public). La désignation d'une politique d'information efficace est par ailleurs un tout autre sujet.

Une autre analyse sur le même thème du risque causé par le gaz radon (risque d'être exposé au radon) et qui confirme ce résultat de l'efficacité éventuelle d'une politique de communication[141] de l'information dans la modification de la perception du risque est celle de Smith, Desvousges, Johnson et Fisher [88]. Ce fut la première étude à tracer l'évolution de la perception d'un risque par les individus à travers le temps de façon dynamique en réponse aux changements dans l'information reçue, tout en contrôlant le niveau du risque déjà existant, les attitudes individuelles face au risque, ainsi que les caractéristiques démographiques et économiques de ces individus.

Leur méthodologie fut de questionner les individus sur leur perception du risque d'être exposé au gaz radon. Leurs réponses sont reparties sur une échelle de 1 à 10. On pose des questions aux individus avant et après leur avoir donné deux ensembles d'informations expliquant les risques du radon, selon respectivement une exposition au gaz de deux mois et d'une année. Les résultats obtenus à partir du modèle simple d'apprentissage, montrent que les répondants révisent leurs perceptions de façon cohérente avec le contenu de l'information qu'ils avaient reçue. La quantité d'information ainsi que le design ou le format des outils d'information, s'est révelé être aussi un facteur important dans la révision de la perception[142].

Une autre type d'analyse empirique est celui de Viscusi [105] concernant le comportement des individus aux États-Unis, en ce qui concerne leur décision de fumer étant donné leur perception du risque d'attraper le cancer des poumons suite au fait de fumer. Seulement le risque d'attraper le cancer des poumons associé à la cigarette est pris en compte dans cette étude. La question posée vise à savoir si les fumeurs sous-estiment le risque d'avoir un cancer des poumons associé au fait de

[141] Les politiques d'information sur les risques à ce sujet, ont emergé dans les années 1980 avec l'Agence de Protection de l'Environnement aux États-Unis

[142] Concernant les effets des variables caractéristiques des individus (âge, années d'éducation, nombre de cigarettes fumées par semaine et nombre d'années de résidence dans la maison en question), il n'y a que l'éducation qui joue un rôle significatif.

fumer. Les résultats de cette étude sont cohérents avec la littérature en psychologie et en économie, et surtout avec le résultat de Slovic & al. [84] énoncé ci-haut[143]. Ceci confirme le fait que les événements peu probables et très publicisés sont souvent surestimés, alors que ceux qui sont très probables et souvent très peu publicisés sont relativement sous-estimés.

Parmi les principaux résultats de cette analyse de Viscusi [105], on a le fait que:

- d'abord les perceptions relativement élevées d'attraper un cancer des poumons, ainsi que les taxes sur les cigarettes ou d'autres mesures de pression sociale, ont un effet négatif sur la décision de fumer en réduisant significativement la probabilité de fumer. Ainsi, non seulement la décision de fumer est influencée par l'information, mais également par des mesures indirectes de pression,
- ensuite, on note le rôle non négligeable de l'information passant par la publicité. En effet, les individus surestiment les événements hautement publicisés de sorte que le risque d'attraper un cancer des poumons associé au fait de fumer est effectivement surestimé puisque il est très publicisé.

Malgré le fait que tous les individus interrogés surestiment le niveau du risque de contracter le cancer des poumons suite à la cigarette, il existe toutefois une différence entre les fumeurs et les non fumeurs: les fumeurs ont en moyenne une perception du risque relativement plus faible que celle des non fumeurs, ce qui confirme l'effet comparatif de la perception du risque sur les décisions des individus[144].

Viscusi [105] établit que cette surestimation du niveau du risque n'indique toutefois pas un comportement irrationnel et une incapacité des individus dans leur apprentissage, mais cela indique plutôt l'existence d'un processus rationnel d'apprentissage bayésien avec le caractère incomplet et souvent biaisé de l'information

[143] Voir page 115.

[144] L'étude ne peut malheureusement pas permettre d'étudier ce qui affecte la décision d'arrêter ou non de fumer parce que la nature "cross-sectional" des données ne le permet pas.

reçue. En effet, dans ce cas du risque d'un cancer des poumons suite au fait de fumer, l'information que les individus reçoivent indique non seulement un seul type de risque (celui du cancer des poumons), mais en plus elle ne fait pas référence à son amplitude réelle. Cette information affecte l'individu dans sa prise de décision de fumer, en plus de l'effet des taxes et de toute la pression sociale anti-tabac.

Dans le même ordre d'idées, toujours concernant la perception des risques et le comportement des fumeurs, il y a une autre analyse empirique complémentaire à celle de Viscusi [105] ci-haut décrite. C'est l'étude menée par Liu et Hsieh [57] en Taiwan. Comme celle de Viscusi [105], cette étude analysait entre autres les perceptions du risque d'un cancer des poumons associé au fait de fumer par les consommateurs en Taiwan, et le lien entre ces perceptions et le comportement adopté face à la cigarette (captée par la probabilité de fumer).

Cette étude de Liu et Hsieh [57] permit, entre autres, de comparer leurs résultats à ceux de Viscusi [105], et à tirer des conclusions quant à l'existence éventuelle des différences dans la perception des risques et le comportement des individus entre les pays dévéloppés et ceux en voie de dévéloppement. Le seul risque considéré ici est toujours celui d'attraper un cancer des poumons.

Les divers résultats de l'étude de Liu et Hsieh [57], i.e.:

- la surestimation du risque de cancer des poumons relié au fait de fumer,
- le fait que les jeunes surestiment plus ce risque par rapport à l'ensemble des individus,
- le fait que les perceptions relativement élevées de ce risque ont un effet négatif sur la décision de fumer[145],
- et le fait que les fumeurs ont une perception relativement plus faible que celle des non-fumeurs dans leur surestimation commune du risque de cancer des

[145] Prendre la décision est basée sur la comparaison entre l'utilité retirée du fait de fumer la cigarette et celle de ne pas fumer.

poumons,

sont tous des résultats communs aux deux études de Viscusi [105] et Liu et Hsieh [57]. De même, il y a toujours l'effet significatif des variables de caractéristiques individuelles sur la décision de fumer. En effet, on a: le sexe de l'individu avec un effet négatif chez l'homme, le niveau d'éducation avec un effet positif, ainsi que l'âge, avec également un effet positif pour la classe des 24-45 ans.

Tous ces résultats sont cohérents avec le processus d'apprentissage dit bayésien, étant donnée la sur-estimation des événements très publicisés. Mais il existe toutefois des différences entre les deux études. Les perceptions du risque d'avoir un cancer des poumons suite au fait de fumer en Taiwan, même si elles sont aussi surestimées, sont plus faibles comparativement à celles aux États-Unis[146] et cela serait dû éventuellement à l'intensité de l'information reçue dans chaque pays.

Ainsi, si dans les pays en voie de dévéloppement il y a sous-estimation relative des risques, ceci pourrait entraîner le dévéloppement des nouveaux marchés pour le tabac dans ces pays et un effet négatif sur le bien-être social dans ces pays.

Cette étude permet de remarquer également que l'information jouerait encore un plus grand rôle dans les pays en voie de dévéloppement par rapport aux pays dévéloppés, ce qui est normal étant donnée que l'information à priori dont disposent les individus dans les deux types de pays est différente en faveur de ceux qui sont dans des pays dévéloppés bien sûr, où l'information est plus intense, disponible (publique), et moins coûteuse.

L'article de Loewenstein & Mather [58] fut le premier à aborder l'approche dynamique des perceptions des risques qui touche la recherche sur la façon dont les perceptions des risques répondent cette fois-ci aux changements des niveaux objectifs des risques à travers plusieurs périodes[147], plutôt que suite à une nouvelle information

[146] Aux États-Unis, il y a eu une baisse significative du taux des fumeurs et de la consommation de cigarettes per capita chez les adultes au cours des trois dernières décennies passant de 4300 a 3300 cigarettes par an de 1963 à 1987.

[147] Analyse des séries chronologiques de 9 différents problèmes: sida, crime, inflation, chômage, polio, suicide des jeunes, conduite avec facultés affaiblies, herpes, et "illegitimacy" des jeunes.

complémentaire reçue sur un niveau donné d'un risque[148].

Loewenstein & Mather [58] trouvent que les perceptions des risques adoptent les mêmes comportements et les mêmes tendances que les niveaux objectifs des risques. Ils trouvent qu'il existe alors un processus rationnel d'apprentissage mais avec un décalage entre les deux niveaux[149].

Une autre analyse qui a été faite sur l'influence des caractéristiques socio-démographiques sur la perception des risques, est celle de Viscusi [107] portant spécifiquement sur l'effet de l'âge sur la perception du risque de cancer des poumons et la décision de fumer[150]. Cette étude ressemble à celle de Viscusi [105] avec une attention particulière apportée à l'effet de l'âge des individus sur leurs décisions.

Les données utilisées proviennent d'un sondage nationale sur le sujet aux États-Unis. L'auteur utilise les perceptions individuelles du risque ainsi que le comportement face au fait de fumer la cigarette, pour analyser le rôle de l'âge. Il compare également les perceptions subjectives avec les niveaux objectifs du risque pour déterminer l'étendue et la direction d'un éventuel biais.

Cette étude a montré que la perception du risque de cancer des poumons est beaucoup plus élevée chez les jeunes individus, et elle a un effet négatif sur la décision de fumer. La façon dont les jeunes utilisent leur perception dans leur prise de décision n'est toutefois pas différente de celle des moins jeunes. Ainsi, contrairement à d'autres risques comme entre autres les accidents de la route, la différence d'âge n'affecte que la perception et non le processus de prise de décision.

La surestimation du risque de cancer des poumons chez les jeunes serait expliqué par le fait que les jeunes font maintenant face à une plus grande publicité et à une information beaucoup plus alarmiste les concernant spécifiquement, sur les

[148] Ce qui est le cas dans l'étude de Smith, Desvousges, Johnson et Fisher [88].

[149] À part cet analyse, les auteurs ont étudié aussi les problèmes de mesure du risque (intérêt public, actions menées par les individus, et réponse aux sondages) ainsi que les facteurs psychologiques affectant la relation dynamique entre le niveau du risque subjectif et celui du risque objectif. Ils ont examiné aussi le phénomène de la panique.

[150] Toutefois, l'étude n'analyse pas le rôle à travers le temps du changement dans l'information et l'impact de la nouvelle information sur les changements dans le comportement des fumeurs comme dans Viscusi [105] et Liu & Hsieh [57].

conséquences de fumer.

Viscusi [107] utilise un modèle économétrique pour trouver des variables qui déterminent la perception des risques et qui influencent la décision de fumer. Son but n'est donc pas de dévélopper un modèle de prévision pour la perception du risque de cancer des poumons suite au fait de fumer, mais de tester quelques hypothèses spécifiques relatives à l'âge. La variable ÂGE est représentée par 3 classes (16-21, 22-45 et 46 et plus), et la perception est exprimée en termes du nombre de fumeurs dans chaque groupe de 100 fumeurs, qui attraperont un cancer des poumons.

La perception du risque est exprimée en fonction de trois sources d'information: l'a priori, l'expérience, et l'information communiquée par le gouvernement. Les résultats de la régression en fonction de l'âge nous disent que l'effet de l'expérience (en ce qui concerne le fait de fumer la cigarette[151]) sur la perception est plus faible chez les jeunes que chez les moins jeunes et que l'information issue du gouvernement a une plus grande influence sur la perception des jeunes que celle des moins jeunes.

L'auteur retrouve le résultat que la perception du risque de cancer des poumons est en général surestimée quelque soit le groupe d'âge (une petite minorité sous-estime le risque), mais la surestimation est plus prononcée quand il s'agit des plus jeunes par rapport aux plus âgés, et quand il s'agit des non fumeurs par rapport aux ex-fumeurs et aux fumeurs actuels[152].

Le fait que les jeunes perçoivent le risque comme étant plus élevé, n'exclut toutefois pas qu'ils peuvent adopter un comportement irrationnel dans leurs prises de décision. Certes l'âge a une influence sur la décision de commencer à fumer, d'arrêter ou de ne pas fumer du tout, mais il ne faut pas par exemple négliger que les coûts (parfois sociaux) associés surtout au fait d'arrêter de fumer sont souvent non négligeables chez les jeunes.

Après cet aperçu de certaines études menées sur le sujet de la perception

[151] L'expérience touche à la fois le fait de fumer et de continuer à fumer, et le fait d'avoir déjà fumé et avoir arreté, versus le fait de n'avoir jamais fumé.

[152] Les hommes ont en moyenne aussi une perception plus faible que celle des femmes.

des divers risques et du processus d'apprentissage associé, regardons plus particulièrement le cas des risques d'accidents sur le marché du travail.

3.2.3 Risques sur le marché du travail

Dans le cadre précis des risques d'accidents reliés au marché du travail, quelques importantes études ont été menées concernant la nature des perceptions des risques d'accidents associés à l'industrie, l'utilisation de la nouvelle information par les travailleurs avec leurs croyances à priori, et comment les changements dans leurs perceptions affectent leurs prises de décisions. Nous retiendrons quelques unes des études les plus importantes.

3.2.3.1 Perception et apprentissage

Concernant le lien entre le vrai niveau du risque et le niveau perçu des accidents du travail[153], Viscusi [93] a trouvé que les perceptions des risques par les travailleurs sont positivement corrélées avec le risque dans l'industrie mais que les deux niveaux ne sont pas les mêmes. Il y a donc présence d'un biais de perception dans ce cas. Et la perception a un effet sur le comportement des travailleurs, puisque ceux qui perçoivent les risques du travail relativement élevés, reçoivent les différentiels de salaire compensatoires.

Dans son autre étude sur la théorie de la recherche d'emploi, Viscusi [94] remarque que le processus d'apprentissage et d'expérimentation du risque d'accident du travail se retrouve surtout chez les jeunes employés ou chez les employés ayant une courte expérience dans l'entreprise. Et c'est cette possibilité d'apprentissage et de comportement adaptatif qui soutient le travailleur dans sa recherche d'emploi.

Ainsi, l'effet des accidents du travail et d'autres caractéristiques de l'emploi sur la décision d'occuper ou de quitter l'emploi est plus élevé chez cette catégorie d'employés jeunes ou moins expérimentés. De même, la précision des croyances à

[153] Utilisant les données objectives sur le risque par industrie.

priori affecte le niveau de salaire de réserve que le travailleur demande pour pouvoir occuper un emploi risqué. Plus la priori est diffuse (imprécise), plus le salaire de réserve est faible et l'attrait vers des emplois risqués demeure fort. Mais plus la priori est pessimiste, plus le travailleur demande un salaire de compensation élevé.

De façon plus spécifique, concernant l'analyse de l'existence éventuelle d'un processus d'apprentissage dans l'industrie chimique, Viscusi et O'Connor [96] ont montré que les travailleurs formulent des réponses adaptatives i.e. qu'ils sont engagés dans un processus dynamique et continu d'expérimentation, et qu'ils utilisent la nouvelle information qu'ils reçoivent pour une prise de décision plus éclairée concernant le fait de quitter ou non leur emploi étant donné le risque encouru.

On analyse donc l'effet relatif de nouvelles informations reçues sur différentes sources de risque (matières chimiques employées dans l'industrie) sur la perception et le comportement des travailleurs.

Pour capter l'effet d'une nouvelle information sur la perception des travailleurs, on change le produit chimique que le travailleur aura à manipuler et on lui pose la question sur sa nouvelle perception, étant donnée le danger associé à chaque produit.

À l'aide du modèle simple suivant[154]:

$$p_i = \alpha_i + \beta_i I_i + \mu_i,$$

où

- p_i est la perception à postériori,
- α_i représente l'impact de la nouvelle information sur la nouvelle perception,
- I_i représente les croyances à priori,
- β_i est l'impact de la priori sur la perception éventuellement révisée, et
- μ_i est le terme d'erreur.

[154]Semblable à l'équation (3.1) auquel on ajoute le terme d'erreur

Les résultats de la régression montrent que la nouvelle information reçue affecte le niveau de perception des risques ainsi que les comportements des individus.

3.2.3.2 Perception et décision

Dans Viscusi et O'Connor [96], avec un échantillon de travailleurs dans l'industrie chimique où ces derniers indiquent leur niveau de risque perçu de façon continue sur une échelle, les travailleurs adoptent un comportement conforme à un processus d'apprentissage adaptatif. À un niveau de salaire donné, les travailleurs quitteraient leurs emplois au fur et à mesure que les risques associés sont perçus comme étant de plus en plus élevés (comme dans l'analyse de Viscusi [93]).

Les résultats de Viscusi et O'Connor [96] montrent également qu'il existe une relation négative entre le niveau du risque et celui du salaire du travailleur. Ceci veut dire que les professions les mieux payées dans une telle industrie, sont souvent le moins risquées.

Dans une autre étude sur l'existence d'un processus d'apprentissage utilisant les données subjectives plutôt que les données de l'industrie, Viscusi et Magat [102] ont obtenu des résultats concordant en général avec l'existence d'un processus d'apprentissage bayésien et avec un comportement rationnel des travailleurs en incertitude, en se basant sur les études de comportement des travailleurs.

Le résultat qui ressort de cette analyse est que les travailleurs débutent leur travail avec une information imparfaite, et après l'acquisition d'une information sur le risque, la majorité des travailleurs démontrent leur capacité de réviser leurs croyances conformément à l'analyse bayésienne i.e. d'une façon compatible avec le processus d'apprentissage rationnel.

Les travailleurs, dans leur choix d'emploi parmi un ensemble d'emplois risqués, sont alors engagés dans un processus d'expérimentation continu durant lequel ils apprennent sur le risque associé à leur emploi et quittent leur emploi une fois qu'il n'est plus attrayant.

Ce processus d'expérimentation affecte ainsi la prise de décision. En effet, le salaire de réserve des travailleurs va en augmentant au fur et à mesure que les risques perçus leur semblent élevés. Et les risques d'emploi pour lesquels les travailleurs ne reçoivent pas de compensation suffisante, entraîneront la démission de ces derniers et ces départs seront beaucoup plus importants quand aucune compensation ou aucune augmentation de salaire ne leur est proposée.

Partant de l'hypothèse que les travailleurs sous-estiment le niveau des risques[155], et utilisant les données objectives agrégées concernant les risques par industrie, Viscusi et Moore [106] analysent les relations d'arbitrage entre d'une part le niveau de risque perçu et la décision de quitter l'industrie, et d'autre part le même niveau de risque perçu et la hausse du niveau de salaire demandé. Ils analysent également la relation d'arbitrage entre le niveau de salaire et le différentiel compensatoire dans l'industrie étant donné le niveau de risque perçu dans l'industrie.

Leurs principaux résultats sont les suivants:

- Dans un modèle, sur plus d'une période, qui incorpore l'apprentissage et l'expérimentation avec les emplois risqués, le niveau de salaire de réserve des travailleurs sera plus faible pour les emplois dont les risques sont soit faibles, soit moins compris.

- Les travailleurs qui sont sur le point de quitter leur emploi perçoivent les risques associés à leurs emplois comme élevés par rapport aux autres travailleurs dans la même industrie. Ils demanderont, soit un plus grand salaire, soit des compensations élevées pour garder le même emploi.

- Toujours dans le cadre de l'apprentissage, Viscusi et Moore [106] reconfirment le résultat que dans des industries dont les risques d'accidents sont relativement élevés, les travailleurs avec plus d'expérience auront une meilleure perception et un meilleur jugement de ces risques comparativement aux nouveaux recrus;

[155] Ils utilisent le modèle d'espérance d'utilité sur deux périodes avec l'hypothèse que pour un même niveau de richesse, l'utilité marginale dans l'état non accident est plus élevée que celle dans l'état accident.

et ils seront portés à accepter des bas salaires contre des montants plus élevés de compensation en cas d'accident.

Bref, étant données les imperfections potentielles contenues dans l'information reçue par les travailleurs, le modèle standard du différentiel compensatoire du salaire doit tenir compte du rôle de l'apprentissage dans la prise des décisions des travailleurs. L'acquisition d'information supplémentaire sur les risques dans un modèle avec information imparfaite, donne aux travailleurs l'opportunité d'en apprendre sur le niveau des risques dans leurs emplois, et de prendre la décision de quitter le travail risqué ou de continuer à l'occuper étant donné les niveaux perçus des risques encourus associés à l'emploi occupé, quitte à demander une hausse de salaire ou une augmentation des compensations en cas d'accidents.

Se basant sur les résultats de Viscusi [93] et Viscusi & Magat [102] qui établissent que la relation entre le niveau du risque et la décision de quitter l'emploi est du même genre selon qu'on utilise des données objectives ou des données subjectives, Viscusi et Moore [106] concluent que les résultats qu'ils ont trouvé restent valides aussi avec les données subjectives.

De la même façon, toujours dans le cadre du processus de prise de décision, Magat, Viscusi et Huber [103] montrent que pour un niveau donné de risque, les travailleurs demanderont un salaire plus élevé pour occuper un emploi dont les risques qu'il peut occasionner sont bien compris par rapport au cas où les risques sont spéculatifs.

En résumé, la perception du niveau élevé des risques par les travailleurs dans leur milieu du travail grâce à leur processus d'apprentissage, a un effet positif sur leur décision de quitter l'emploi i.e. que plus les travailleurs (sous l'hypothèse qu'ils sous-estimaient au départ le vrai niveau du risque) ont une perception assez exacte de leurs emplois risqués, plus ils décideront de les quitter pour un salaire donné. En plus, vu que les salaires pour des emplois plus risqués seront relativement plus élevés que ceux reliés aux emplois moins risqués, les travailleurs dans les emplois risqués n'accepteront des salaires plus bas que si les différentiels compensatoires de salaire sont plus élevés.

Les résultats issus de l'analyse des effets de l'information sur les perceptions des travailleurs concernant les décisions prises au sujet des taux de salaire de réserve et de la démission des emplois occupés, confirment la rationalité des individus et l'existence d'un processus d'expérimentation ou processus d'apprentissage bayésien tels que trouvés par Viscusi [93].

3.2.3.3 Perception et caractéristiques individuelles

Jusqu'à présent, toutes les études reliaient la perception des risques aux décisions et au comportement adopté par les individus. Dans le cadre du marché du travail, il y a une autre vision élaborée par Hersch et Pickton [40]. Ils ont relié le comportement révelé des individus face à certains risques, à leurs prises de décision sur le marché du travail. D'après le travail de Hersch et Pickton [40], nous pouvons avoir une idée de la décision et du comportement des travailleurs dans leurs emplois en observant leurs comportements face à certaines décisions ayant trait à d'autres types de risque, comme celle de porter la ceinture de sécurité ou bien celle de fumer. Ces comportements constituent une indication sur la perception des risques des individus, mais surtout sur leur tolérance face au risque, et donc sur les primes de risque à adopter.

Utilisant les données d'un large échantillon national aux États-Unis (sondage de 1987), Hersch et Pickton [40] examinent la façon dont les différences de comportement dans la prise de certaines décisions face au risque (comme le fait de fumer ou pas ou le port de la ceinture de sécurité ou pas), peuvent constituer une indication en ce qui concerne les relations d'arbitrage entre le niveau de salaire et le risque auquel font face les travailleurs pour un emploi donné. Les faits de fumer et d'utiliser la ceinture de sécurité sont introduits comme des variables indicatrices du comportement des individus face au risque (leur degré de perception du risque (la probabilité) ou leur préférence du risque (l'aversion face au risque)).

Les résultats de cette étude montrent qu'en effet, ces comportements révélés sont liés aux types d'emplois occupés. Ils montrent que les travailleurs qui ont un comportement révélé risqué (i.e. ceux qui sont fumeurs et ne portent pas de ceinture de sécurité) occupent des emplois plus risqués, et les travailleurs qui n'adoptent qu'un seul des deux comportements risqués (i.e. fument et portent la ceinture de sécurité ou ne fument pas et ne portent pas de ceinture de sécurité) occupent des emplois moyennement risqués tandis que ceux qui n'adoptent pas une attitude révelée risquée (i.e. ne fument pas et portent la ceinture de sécurité) occupent eux des emplois à faible risque par rapport à la moyenne de l'échantillon.

De même, ces attitudes individuelles révélées face au risque ont un effet important sur les primes de risque observées. En effet, Hersch et Pickton [40] trouvent que les travailleurs dont le comportement face au risque revèle une grande prudence (non fumeurs et portent la ceinture de sécurité) demandent un différentiel compensatoire plus élevé par unité de risque au travail par rapport aux travailleurs qui adoptent un comportement relativement plus risqué (fumer et/ou ne pas porter la ceinture de sécurité)[156].

La valeur implicite[157] pour un accident entraînant la perte de journées de travail pour l'ensemble des travailleurs, est plus élevée que celle que des travailleurs qui fument et ne portent pas de ceinture de sécurité associent à un tel accident. Elle reste toutefois moins élevée que celle que des travailleurs qui ne fument pas et portent la ceinture de sécurité donnent.

Moses et Savage [64], eux, ont étudié l'effet des caractéristiques professionnelles des pilotes de l'air sur les perceptions des risques dans leur milieu du travail[158]. Ces

[156] Dans l'équation déterminant la prime de risque, les auteurs régressent le logarithme du salaire sur le niveau du risque(+), le fait de fumer(-), le port de la ceinture de sécurité(+), âge(+), âge^2(-), femme(-), blanc(+), éducation(+), marié(+), expérience(+), taille de la famille(-), handicapé(-), expérience^2(-), col blanc(+), syndiqué(+). Toutes ces variables sont significatives.

[157] La mesure implicite objective utilisée est fonction du nombre de jours d'absence au travail par 100 travailleurs à temps plein par année à cause d'un accident dans l'industrie (classification à trois chiffres) ou d'une maladie professionnelle. Elle fait plus référence à la gravité des accidents qu'à leur fréquence et elle ne tient malheureusement pas compte de la différence entre les professions alors que le travailleur lui répond en général en fonction des accidents dans sa profession.

[158] De plus, ils ont examiné l'effet de la dereglémentation dans l'industrie aérienne sur le niveau de sécurité

caractéristiques concernent le type d'employeur[159] dans l'industrie de l'aviation, et le nombre d'années d'expérience des pilotes. Les auteurs de cette étude trouvent qu'il n'y a pas d'évidence sur l'effet de l'expérience dans l'apprentissage[160], mais la spécificité de l'employeur dans l'industrie a un impact plus significatif.

Comparativement à l'étude de Hersch et Pickton [40], celle de Hersch et Viscusi [41] a utilisé les données sur la perception des risques par les travailleurs au lieu des variables indicatives. Mais leurs résultats ne sont pas très différents. En effet, Hersch et Pickton [40] avaient trouvé une relation forte entre le niveau objectif du risque et le comportement révelé, ainsi que entre le niveau objectif du risque et les primes de risque observées (par type d'emploi occupé), et de façon similaire Hersch et Viscusi [41] ont trouvé eux aussi qu'il existe une relation, même si elle est moins forte, entre le niveau perçu du risque et le comportement révelé face au risque ainsi qu'une forte relation en ce qui concerne les primes de risque et la perception des risques. Ainsi, la majeure différence entre les deux études ne réside que dans le type de données utilisées: soit les données de perception subjective du risque par Hersch et Viscusi [41], soit celles du niveau objectif du risque par Hersch et Pickton [40].

Les deux études aboutissent au fait que l'hétérogeneité individuelle des attitudes face au risque est un important révélateur de la perception des risques et de la prise de décision des individus[161].

Dans le même ordre d'idées, sur le sujet des accidents du travail, il y a l'étude de Cousineau, Lacroix et Girard [17], qui se servent des données objectives sur le risque objectif d'accidents dans les diverses professions plutôt que sur la perception de celui-ci par les travailleurs. Ils utilisent ainsi des données agrégées plutôt que des

dans cette même industrie.

[159] Sont considérées, dans cette catégorie, la taille de l'entreprise et sa performance financière. Ces deux notions affectent par ailleurs les choix que ces entreprises adoptent dans leurs politiques de prévention des accidents.

[160] Cela peut être expliqué par le fait que déjà, avant d'être pilote dans le domaine commercial, tous les pilotes disposent d'une bonne expérience militaire ou que malgré l'expérience, les changements dans la technologie peuvent rendre son effet moins efficace en plus de l'agrégation des données qu'ont dû faire les auteurs pour trouver des résultats statistiquement significatifs.

[161] Comme entre autres le choix de l'emploi ou la détermination des primes de risque.

observations individuelles. En vue de capter les différences structurelles des accidents par profession, les auteurs utilisent les données sur plus d'une année. Leur recherche consiste à trouver l'existence de liens entre le niveau objectif du risque et certaines variables socio-economiques ou professionnelles des travailleurs.

Cousineau, Lacroix et Girard [17] trouvent un lien entre, d'un côté le niveau objectif du risque par profession[162], et de l'autre le logarithme du revenu annuel moyen par occupation, le nombre moyen d'années d'expérience (âge-années d'éducation-6 ans), le nombre d'années d'éducation générale et de formation professionnelle reçues, les conditions de travail (humidité, chaleur et force et bruit), et le fait d'être célibataire.

Après cette revue de littérature sur la perception des risques, l'existence du processus d'apprentissage et de leurs effets sur la prise de décision et le comportement des individus, nous allons procéder à une analyse particulière des risques d'accidents du travail. Mais juste avant, résumons les principaux résultats dans le tableau à la page suivante.

3.2.3.4 Notre étude

Ce qui nous motive dans cette étude, c'est de regarder de près l'effet de certaines variables caractéristiques des emplois (ou professions) et de l'environnement de travail, sur la perception ou le biais de perception des risques dans ces divers emplois, ce qui jusqu'à présent, n'a jamais été analysé.

Ce travail poursuit un double objectif: tester d'abord l'existence d'un biais de perception du nombre d'accidents du travail au Québec, et ensuite, cerner l'effet de certaines variables (informatives et caractéristiques individuelles) sur la perception du nombre d'accidents du travail et éventuellement du biais de perception du nombre d'accidents du travail. Ces aspects s'inspirent d'études menées principalement par

[162] Même si les données utilisées sont agregées, elles ont le mérite d'être des observations par profession plutôt que par industrie comme dans les études précédentes.

Auteur(s)	Année	Objectif	Échantillon et Méthodologie	Résultat
Viscusi	1979	Analyse de l'existence du biais, effet de la perception sur le processus de décision	Échantillon obtenu par sondage, Corrélation entre la perception du risque d'accident du travail et le vrai niveau	Existence du biais de perception. Corrélation positive entre perception et niveau objectif. Effet positif de la perception sur la décision de recevoir les différentiels de salaire compensatoires
Viscusi	QJE 1980	Analyse de la théorie de recherche d'emploi: Une perspective bayésienne	Hypothèse d'absence d'assurance et de transfert de revenu à travers le temps	La précision de la priori implique un salaire de réserve plus élevé. Effet de l'expérience sur la précision de la priori
Viscusi	JPuE 1980	Analyse de l'effet de l'imprécision de l'information sur les bénéfices compensatoires	Hypothèse de comportement rationnel. Possibilité d'apprentissage bayésien. Pas d'a priori parfait Peut ne pas y avoir de biais	Le salaire de réserve demandé baisse avec une hausse de la compensation ou de la prévention, et il augmente avec la précision de la priori
Rea	AER 1981	Effet de la mauvaise perception sur les niveaux d'assurance et de précaution et l'action gouvernementale	Met en cause l'hypothèse de sous-estimation du risque pour justifier l'intervention du gouvernement	L'intervention du gouvernement dans ce cadre, peut entraîner des niveaux sous-optimaux de compensation ou prévention
Arrow	EI 1982	Discussion de la validité du concept de rationalité en incertitude	La rationalité tient dans la certitude mais elle est souvent contredite en incertitude	Faudrait faire attention dans l'utilisation de cette hypothèse
Viscusi et O'Connor	AER 1984	Analyse de la façon dont les travailleurs utilisent l'information	Sondage auprès de 335 employés de l'industrie chimique avec les affiches concernant le produit reçue	La perception du risque change en fonction de la nouvelle information et dépendent des caractéristiques individuelles comme l'âge, dépendents, expérience.
Viscusi	EL 1985	L'étude réconcilie les résultats des psychologues avec le processus d'apprentissage bayésien	Sondage en deux groupes selon le type de risque et regression de la perception sur le niveau objectif et son carré	Relation linéaire seulement. Présence de biais car coefficient significatif mais différent de 1. Pas d'évidence sur la présence de biais systématique.
Viscusi, Magat et Huber	RJE 1987	Analyse de l'existence du processus d'apprentissage chez les consommateurs	Sondage auprès de 1500 consommateurs. Produits domestiques: insecticide et nettoyant et est fonction de la présence d'enfants de -5ans. Utilise la méthodologie du "willingness to pay"	Le montant déclaré concorde avec la présence du risque
Smith et Johnson	RES 1988	Analyse de l'effet de l'information sur la perception	Enquête auprès des ménages dans le Maine sur la perception du risque associé au gaz radon sur une échelle de 0 à 10. Regression de la perception sur les caractéristiques individuelles le temps d'exposition au gaz et les mesures de précaution prises	Effet statistiquement non significatif des caractéristiques individuelles, effet positif du temps d'exposition, de la priori, et effet négatif des précautions déjà prises
Moore et Moore	1989	Présente une méthodologie pouvant résoudre les paradoxes	Apprentissage au niveau des croyances et des formes d'utilité Cadre du dilemme du prisonnier	Effet positif de la priori et du message de coopération sur la perception a posteriori
Moses et Savage	1989	Analyse de la perception du risque chez les pilotes d'avion	Échantillon obtenu par sondage Risque d'accident dans leur milieu du travail, Regression de la perception sur le type d'employeur dans l'industrie(taille et performance financière) et l'expérience des pilotes	Effet positif du type d'employeur Effet statistiquement non significatif de l'expérience des pilotes
Viscusi	JPoE 1990	Analyse de la perception du risque, de cancer des poumons, de son effet sur le fait de fumer chez 16ans+	Sondage au niveau national auprès de 3119 individus, du risque de cancer sur 100 fumeurs, et variables sociales significatives	Existence du biais de surestimation partout. Effet positif de l'âge, de la taille du ménage, et du sexe masculin, et effet négatif de la perception sur la probabilité de fumer.
Smith, Desvousges, Johnson, et Fisher	JPAM 1990	Analyse de l'effet de l'information publique sur la perception du rique relié au gaz radon	Enquête auprès de 2300 ménages ayant accepté de participer. Information sous divers formats. Perception sur une échelle de 1 à 10	Perception est une fonction croissante de la priori, de l'information, du nombre d'années d'occupation de la maison, du temps de lecture de l'information et du format de type qualitatif plutôt que quantitatif. Elle est décroissante avec le nombre d'années d'éducation et l'âge.
Viscusi et Moore	ILRR 1991	Analyse les tradeoffs entre le salaire et le risque, et entre le salaire et les bénéfices compensatoires	Sondage (panel) auprès de 857 travailleurs (avec 2571 observations). Modèle explicatif de la décision de démission	Chez les plus expérimentés (3 ans et plus), effet positif de l'éducation, dépendants, et risque objectif. Effet négatif de l'expérience, du salaire hebdomadaire, et du taux de compensation. Chez les moins expérimentés, l'effet positif du salaire, et l'effet négatif de l'éducation et d'expérience. Tradeoff significatif seulement chez les expérimentés.
Viscusi	RES 1991	Analyse de l'effet de l'âge sur la perception et la décision de fumer	Sondage au niveau national auprès de 3119 individus, Risque de cancer sur 100 fumeurs	Existence du biais de surestimation plus élevé chez les plus jeunes par rapport aux moins jeunes. Les fumeurs surestiment moins que les ex-fumeurs et les non fumeurs. Effet négatif du sexe masculin. La probabilité dépend de la perception et des informations déjà entendues. L'âge n'est pas significatif
Cousineau, Lacroix et Girard	1995	Analyse du lien entre le risque objectif par profession et certaines variables socio-économiques ou professionnelles des travailleurs	Utilisation des données agrégées par profession, Regression du niveau objectif du risque sur le Log(revenu annuel moyen), le nombre d'années d'expérience et d'éducation ou formation professionnelle, conditions de travail, et statut marital	Effet significatif entre le niveau du risque objectif par profession et les diverses variables.

Tableau 3.1 Tableau synthèse des principales études.

des économistes américains (Viscusi, Moore, Magat, ...) évoquées ci-haut. Cependant, le présent travail se distingue de ces recherches, notamment au niveau de la prise en compte des variables socio-économiques et professionnelles, en plus du fait que la plupart des variables utilisées, en plus de revêtir un caractère qualitatif et subjectif, concernent la profession du travailleur et non son industrie.

Le peu de connaissances, tant de la nature des facteurs explicatifs justifiant le niveau de la perception du nombre d'accidents du travail ainsi que le biais de perception, que de l'ampleur des impacts associés à ces facteurs, rend utile et pertinente la réalisation de cette étude.

Les variables caractéristiques individuelles et professionnelles (comme entre autres l'âge, le sexe, le niveau d'éducation, l'état civil, le nombre d'enfants, l'expérience au niveau du même emploi, et le revenu annuel) furent déjà utilisées dans d'autres études. Mais ce type d'étude n'a été mené que pour un agrégat objectif industriel[163] seulement, ou bien avec des données agrégées par profession.

On sait déjà que l'information sur les risques affecte la perception et le comportement des travailleurs[164]. En effet, des études ont été faites sur les effets des risques sur le niveau des salaires, le fait de quitter l'emploi, ... Elles ont montré qu'il existe un processus d'expérimentation, et que la réponse est adaptative.

En plus de rajouter d'autres variables intéressantes comme le fait d'être syndiqué par exemple, notre étude a le mérite de porter sur l'ensemble des professions de façon désagrégée.

3.3 Données, variables et estimation

Pour notre analyse de l'existence du biais dans la perception du nombre d'accidents de travail par type de profession, nous disposons de deux banques de données: l'une vient des fichiers de la CSST et de Statistiques Canada, et l'autre est issue d'un

[163] Viscusi [93], [94], [95], et Lanoie [54].

[164] W. Kip Viscusi, Wesley A. Magat, and Joel Huber.

sondage conduit par la firme SOM auprès d'un échantillon de travailleurs au Québec ayant subi au moins un accident au cours de l'année 1987 et ayant subi une lésion professionnelle ayant nécessité le versement d'au moins un débours d'indemnité de remplacement du revenu.

Cela permet d'avoir, d'une part, des dossiers siffisamment complets et d'autre part, cela assure que les personnes interviewées durant le sondage aient un souvenir exact de leur accident. L'échantillon a été construit à partir de la variable "lésions professionnelles indemnisables associées à des durées d'indemnisation suffisamment mature", pour expliquer la variabilité de la durée d'absence du travail associée à la consolidation médicale.

Nous n'avons que les travailleurs accidentés au moins une fois en 1987. Notre échantillon porte sur les dossiers qui ne font plus l'objet d'un versement d'indemnité de remplacement de revenu i.e. des dossiers fermés. Sinon les résultats seraient beaucoup plus fragiles pour être concluants. Les données ne se limitent qu'aux accidents excluant les cas de décès, de maladies professionnelles et de retraits préventifs.

De façon plus détaillée, nous avons:

- Des données qualitatives sur le niveau de la perception par les travailleurs du nombre d'accidents dans leur profession après leur accident de 1987. Cette perception est représentée par trois catégories mutuellement exclusives: le nombre d'accidents est perçu respectivement comme étant élevé, modéré et faible.

- Deux séries de données de la CSST et de Statistiques Canada: celle sur le nombre d'accidents par profession ayant entraîné une interruption de travail (et donc ayant fait l'objet d'indemnité de remplacement du revenu), et celle du nombre de travailleurs par profession.

La mesure objective du nombre d'accidents par profession sera représentée par le rapport entre le nombre d'accidents par année et par profession et le nombre de travailleurs dans la profession au cours de la même année i.e. le nombre d'accidents moyen par travailleur et par an.

Dans l'analyse de la perception du nombre d'accidents du travail, il faut faire très attention, surtout quand on analyse la perception du risque des événements qui ne sont pas du tout fréquents mais qui sont très graves[165]. En effet, pour ce type d'événements, les individus sont plus portés à confondre leur fréquence et leur gravité.

Avec les résultats de l'étude de Smith et Michaels [85][166], le modèle d'apprentissage bayésien[167] ne semble pas pouvoir donner une explication claire de la façon dont les individus interprètent l'accident nucléaire de Tchernobyl par exemple. Ils semblent confondre la fréquence de l'accident avec sa gravité en associant une probabilité élevée à la réalisation de l'événement[168].

Pour nous assurer d'éviter ce problème, les questions relatives à ces perceptions sont plus explicites dans le sondage. Elles indiquent bien l'objet de la perception: le nombre d'accidents dans la profession.

La question du sondage est libellée comme suit: Nous allons vous poser des questions sur le nombre d'accidents, c'est-à-dire sur la malchance d'avoir un accident.
Perception du risque
Pensez-vous que le nombre d'accidents reliés à l'emploi que vous occupiez lors de votre accident en 1987 est:

1. Élevé

2. Moderé

[165] Par exemple, concernant le risque d'être exposé au radon. Voir Smith, Desvousges, Johnson et Fisher [88], et Smith et Michaels [85]

[166] Perception des individus habitant la région de Boston, sur une échelle de 0 à 10.

[167] Un modèle incluant quelques variables caractéristiques des individus dont l'âge et le niveau d'éducation.

[168] Et pourtant, quand vient le choix (la décision) de déménager d'une région proche d'une installation nucléaire vers une autre plus éloignée et où le risque nucléaire sur la santé est moindre, les individus ne réagissent pas en accord avec leur perception de la fréquence d'un accident tel celui de Tchernobyl. Ainsi, malgré le fait qu'après l'incident de Tchernobyl ils aient revisé à la hausse leur perception du risque et trouvent que la fréquence est très élevée, ils ne choisissent pourtant pas toujours de déménager vers une région relativement plus sécuritaire. Ce qui permet de conclure qu'effectivement les individus peuvent confondre fréquence et gravité.

3. Faible

Comparativement aux travaux du pionnier dans le domaine, Viscusi[169], notre étude se veut innovatrice sous plusieurs angles, avec les données et les variables utilisées:

- Nous analysons la perception du nombre d'accidents du travail et l'existence du biais de perception par profession, en introduisant des variables informatives et des caractéristiques socio-économiques pour tester leurs effets respectifs sur les deux variables.

- La perception du nombre d'accidents du travail est une variable à trois niveaux. Nous faisons donc notre analyse avec des variables qualitatives, que nous retrouvons d'ailleurs plus souvent comme résultats de sondages.

- Nous utilisons les données regroupées par profession et non par industrie ou par l'ensemble des professions, et nous considérons toutes les professions.

Il existe évidemment plusieurs avantages à utiliser ce type de données plutôt que celles regroupées par industries. Les deux principales raisons sont:

1. Non seulement l'utilisation des taux d'accident ou de la gravité des accidents par industrie suppose implicitement que les risques sont homogènes dans une industrie donnée, ce qui n'est pas réaliste vu que dans une industrie on rencontre une panoplie de travailleurs occupant différentes professions (comme par exemple les secrétaires, les vendeurs, les agents pour l'entretien et la réparation, les administrateurs, ...) et dont chacune d'entre elles peut entraîner un risque complétement différent de celui des autres.

2. Certaines variables socio-économiques comme par exemple le niveau d'éducation, le sexe, l'expérience professionnelle, ... sont plus directement liées à la profession plutôt qu'à l'industrie.

[169] Voir Viscusi [93], [94], [95], [96], [98]

La seconde caractéristique concernant le caractère qualitatif des données utilisées, comporte toutefois des inconvénients. Nous ne pourrons pas, par exemple, dire clairement si il est verifié que les petits risques sont en général surestimés et que les grands risques eux sont sous-estimés dans le cadre du nombre d'accidents de travail comme c'est le cas dans l'étude sur les fumeurs de Viscusi [105] pour les États-Unis et de Liu et Hsieh [57] pour le Taiwan. En effet, non seulement nos données sont sur une échelle discrète plutôt qu'une échelle continue, mais en plus elles sont réparties en si peu de catégories seulement, ce qui ne permet pas une comparaison assez exhaustive.

Ces données dont nous disposons sur la perception du nombre d'accidents du travail par profession, ne sont réparties qu'en trois catégories, à savoir: élevé, modéré et faible. Et donc quand nous comparons le niveau objectif de la fréquence des risques avec la perception de celle-ci, nous constatons que les seuls résultats que nous pouvons obtenir quand il y a un biais de perception du nombre d'accidents du travail[170], dans les professions au risque élevé et dans celles au faible risque, sont qu'il y ait toujours sur-estimation du niveau de fréquence pour les faibles risques et sous-estimation du niveau de fréquence des risques élevés. Uniquement pour les risques modérés, il peut y avoir sous-estimation et surestimation.

Pour tenir compte de cette caractéristique de nos données, deux variables NONSOUS et NONSUR ont été créées pour capter ce fait, surtout dans l'analyse du type de biais de perception.

Nous ne pourrons pas ainsi confirmer avec certitude, si le biais qui existe ressemble à celui trouvé par les psychologues. Et avec les données dont nous disposons, nous ne pourrons alors que vérifier l'existence du biais de perception mais pas son caractère systématique.

Avant d'entamer toutes ces analyses, décrivons d'abord plus en détails les variables discrètes et continues utilisées au cours de cette analyse de la perception et du

[170] C'est-à-dire la non-concordance entre le niveau objectif et le niveau perçu.

biais de perception du nombre d'accidents du travail. Elles sont données respectivement dans les tableaux (??) et (3.3) ci-après.

De façon plus détaillée, notre analyse consiste:

- à tester d'abord l'existence du biais de perception,
- à analyser ensuite certains facteurs qui influenceraient la perception. Nous allons régresser le niveau de fréquence perçu (notée NOMBACC) sur diverses variables: celles pouvant capter l'information que le travailleur a reçue i.e. par exemple son expérience de travail, le nombre d'accidents déjà subis, le fait d'être syndiqué; ainsi que celles qui représentent les variables caractéristiques individuelles et professionnelles des travailleurs comme par exemple leur état civil, leur sexe, le secteur économique auquel appartient leur profession,
- et enfin à étudier l'effet de la plupart de ces facteurs sur l'existence et le type de biais dans la perception du nombre d'accidents du travail.

3.3.1 L'existence du biais de perception

Nous allons d'abord tester statistiquement l'existence éventuelle du biais de perception i.e. que nous allons tester si il existe une différence significative entre le niveau perçu du nombre d'accidents du travail (la variable NOMBACC) et le niveau obtenu avec les données objectives de la CSST et de Statistiques Canada (la variable NBRE). Le résultat qu'on obtiendra nous permettra de suggérer si oui ou non il serait préférable d'utiliser le niveau perçu plutôt que le niveau objectif du nombre d'accident, lorsqu'on analyse les choix effectués et les décisions prises par les travailleurs.

En effet, si il y a un important biais de perception i.e. si il y a une différence significative entre les deux niveaux ou valeurs (objective versus perçue), alors les décisions des individus seraient mieux analysées avec la probabilité perçue et non

VARIABLES DISCRÈTES			
Variable	Description	Niveaux	%age
NOMBACC	niveau d'accidents perçu	1 = Élevé	25.3
		2 = Modéré	38.1
		3 = Faible	36.6
NBRE	niveau réel d'accidents	1 = Élevé	75.3
		2 = Modéré	13.8
		3 = Faible	10.9
SCOLAR	niveau de scolarité	1 = Primaire	14.5
		2 = Secondaire	68.5
		3 = Collège et université	17.0
SEXE	sexe du travailleur	1 = Homme	82.1
		0 = Femme	17.9
ETACIV	état civil	1 = Marié(e)	59.5
		0 = Non marié(e)	40.5
SYNDIQUÉ	le fait d'être syndiqué	1 = Syndiqué(e)	63.3
		0 = Non syndiqué	36.7
PERM	statut de l'emploi	1 = Permanent	81.8
		0 = Non permanent	18.2
SECTECO	secteur économique	Bâti = Bâtiment	9.3
		Prima = Primaire et autres	6.4
		Serv = Services	42.2
		Manu = Manufacturier	42.1
BIAISE	biais de perception	0 = Pas de biais	30.0
		1 = Présence de biais	70.0
LEBIAIS	type de biais de perception	1 = Sous-estime	60.6
		2 = Pas biais	30.0
		3 = Surestime	9.4
Nombre d'observations = 1383			

VARIABLES CONTINUES			
Variable	Description	Moyenne	Écart-type
LNEXPER	Log(Années d'expérience)	1.64	1.03
DOSAN	nombre moyen d'accidents	0.34	0.47
Nombre d'observations = 1367			

Tableau 3.2 Statistiques descriptives des variables

avec la probabilité objective puisque le choix de travailleurs est sûrement basé sur ce qu'ils perçoivent comme niveau.

Cela pourrait également déboucher sur une indication de la nécessité des programmes d'information sur les risques auxquels font face les travailleurs dans leurs professions, si on peut mettre en évidence les variables-outils pertinents pour ce faire.

Pour tester alors cette première hypothèse de l'existence du biais de perception du nombre d'accidents du travail qui surviennent dans la profession du travailleur, nous allons nous servir du tableau de contingence entre les variables NOMBACC et NBRE[171] telles que définies dans le tableau (3.3.1), et nous utiliserons un test Khi-Deux standard.

Comme dans plusieurs cas de données en sciences biologiques ou en sciences sociales, le tableau de contingence constitue un outil important dans l'analyse des variables discrètes réparties en catégories. Le test de l'existence du biais consiste alors à calculer la statistique χ^2 de Pearson considérant les différences entre les fréquences observées et les fréquences théoriques (ou espérées), dont l'expression générale est la suivante:

$$\chi^2_\nu = \sum \frac{(fréquences\ observées - fréquences\ espérées\ ou\ théoriques)^2}{fréquences\ espérées\ ou\ théoriques};$$

et à la comparer ensuite à la valeur $\chi^2_{\alpha,\nu}$ des tables statistiques où α illustre le degré de confiance et ν est le nombre de degré de liberté (qui est égal au produit entre le nombre de lignes moins un et le nombre de colonnes moins un du tableau de contingence).

Les fréquences théoriques correspondent à la variable NBRE, tandis que les fréquences observées correspondent à la variable NOMBACC.

[171] Cette variable est construite à partir des données de la CSST et de Statistiques Canada. Pour chaque profession, nous avons calculé le niveau du risque d'accident représenté par le ratio suivante:

$$\frac{nombre d'accidents par an}{nombre total des travailleurs}$$

, et ensuite nous avons calculé la moyenne pour toutes les professions. Enfin, nous avons séparé les professions en trois catégories selon leur niveau du risque en utilisant comme catégorie centrale celle comprise entre (la moyenne-écart-type) et (la moyenne+écart-type). Les deux autres catégories sont respectivement celles dont les valeurs sont plus élevées que (la moyenne+écart-type) et plus petites que (la moyenne-écart-type).

Niveau	1	2	3	Total
NOMBACC	**350**	**527**	**506**	**1383**
NBRE	**1041**	**191**	**151**	**1383**

Tableau 3.3 Tableau des fréquences observées et théoriques

À partir des données du tableau (3.3.1), le test χ^2 conclut alors qu'il existe un biais de perception concernant le nombre d'accidents du travail puisque:

$$\begin{aligned}\chi_2^2 &= \frac{(350-1041)^2}{1041}+\frac{(527-191)^2}{191}+\frac{(506-151)^2}{151}\\ &= 1884.36 > 10.5966 = \chi^2_{.005,2}\end{aligned}$$

avec $\nu = (2-1)*(3-1) = 2$.

Nous rejetons alors l'hypothèse Ho qui dit que les travailleurs ont une bonne perception du nombre d'accidents du travail dans leurs professions (i.e. que nous rejetons le fait que les niveaux perçus correspondent aux niveaux objectifs). L'hypothèse alternative est celle qui rejete Ho.

En termes de biais de perception, on peut voir également que dans le cadre de la perception du nombre d'accidents du travail, la majorité des travailleurs qui n'ont pas la bonne perception (61%) sous-estiment le vrai niveau. Toutefois, nous ne pouvons pas dire que le fait que la majorité des travailleurs (70%) biaisent leur perception du nombre d'accidents du travail, exclut l'existence d'un processus d'apprentissage.

3.3.2 L'analyse de la perception

Avant d'analyser le biais de perception, procédons d'abord à celle de la perception proprement dite du nombre d'accidents du travail, en rapport avec quelques facteurs qui sont susceptibles de l'influencer. Sans prétendre expliquer cette perception, nous allons voir si il existe un lien entre, d'un côté, certaines variables d'information et quelques variables de caractéristiques individuelles et professionnelles, et de l'autre, la perception du nombre d'accidents du travail par les travailleurs dans leurs professions respectives.

Les liens analysés sont ceux entre la variable dépendante NOMBACC qui représente le niveau de perception du nombre d'accidents du travail par les travailleurs dans leur profession, et huit autres variables parmi lesquelles, trois d'entre elles représentent les caractéristiques individuelles et sociales des travailleurs (à savoir les variables SEXE représentant le sexe du travailleur (féminin ou masculin), ETACIV de l'état civil du travailleur (marié ou pas marié), et la variable SCOLAR du niveau de scolarité).

Les cinq autres variables sont considérées comme des variables professionnelles d'information et d'apprentissage, à savoir la variable SYNDIQUÉ indiquant si le travailleur est syndiqué ou pas, l'expérience de travail représentée par la variable LNEXPER[172] qui est le logarithme du nombre d'années passées dans la profession ayant causé l'accident, le nombre moyen annuel d'accidents déjà subi par le travailleur DOSAN, le secteur économique SECTECO auquel appartient la profession du travailleur, et PERM séparant l'emploi permanent du non permanent.

Les variables LNEXPER et DOSAN sont des variables continues quantitatives, comprises respectivement entre 0 et 3.93, et entre 0.02 et 6 accidents[173] par an. Toutes les autres variables dans l'analyse i.e. SCOLAR, SEXE, ETACIV, SYNDIQUÉ, PERM, SECTECO et NOMBACC, sont toutes discrètes et qualitatives[174].

Les effets anticipés pour l'analyse de la variable dépendante NOMBACC (la perception du nombre d'accidents du travail dans la profession), sont repertoriés dans le tableau (3.3.2). Ils sont établis à partir du modèle Probit suivant:

Supposons qu'il existe une variable $NOMBACC^*$ définie par la relation suivante:

$$\begin{aligned} NOMBACC^* &= f(X) \\ &= f(SCOLAR, SEXE, ETACIV, SYNDIQU\acute{E}, LNEXPER, DOSAN, \end{aligned}$$

[172] Pour éviter l'effet de niveau par rapport aux autres variables, nous avons considéré le logarithme de EXPER, soit LNEXPER.

[173] Ces accidents correspondent à l'ouverture de nouveaux dossiers et non aux rechutes.

[174] Pour la description de ces variables, voir le tableau (??).

$$PERM, SECTECO)$$

Mais cette variable $NOMBACC^*$ n'est pas observable. Nous n'observons que la variable $NOMBACC$, une variable ordonnée à 3 niveaux. Elle est définie comme suit:

$$\begin{aligned} NOMBACC &= 1 \quad si \quad \mu < C_1 + X\beta \\ &= 2 \quad si \quad C_1 + X\beta < \mu < C_2 + X\beta \\ &= 3 \quad si \quad C_2 + X\beta < \mu \end{aligned}$$

Étant donné que $C_1 < C_2$ et que toutes les valeurs de X sont positives, alors si β est positif et que X augmente, les chances que NOMBACC=1 sont plus grandes, et quand β est négatif et que X augmente, les chances sont plus élevées pour que NOMBACC=3. Graphiquement, nous illustrons cela comme suit:

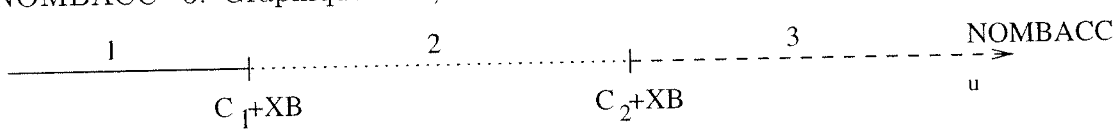


Figure 3.2 Probit ordonné

Malgré l'éventuelle présence du biais de perception, nous allons établir nos anticipations sous l'hypothèse que tous les travailleurs possèdent une exacte perception du risque d'accident dans leur profession. Cela nous permettra éventuellement d'anticiper l'existence et le type de biais en comparant les résultats de l'estimation du modèle de la perception du nombre d'accidents du travail NOMBACC avec ceux anticipés, pour chaque variable dans l'analyse. Nous partons aussi du fait qu'en moyenne, les professions comportent un nombre relativement élevé d'accidents.

Au sujet des anticipations, nous pouvons ainsi présumer que plus on est scolarisé, plus on occupe des emplois relativement moins risqués, ce qui est l'inverse quand on est moins scolarisé. Ainsi, les travailleurs avec un niveau élevé de la variable SCOLAR devraient percevoir le nombre d'accidents dans leur profession comme étant faible. Et plus le travailleur aura un niveau de scolarité faible, plus il

Var. indépendantes	Anticipé	Explication
SCOLAR	(-)	**Une faible (forte) scolarité est souvent associée à une profession relativement plus (moins) risquée.**
SEXE	(+)	**Les hommes occupent des professions relativement plus risquées par rapport aux femmes.**
ETACIV	(?)	**Le fait d'être marié ou pas pourrait peut être influencer la perception du nombre d'accidents.**
SYNDIQUÉ	(+)	**Les professions les plus risquées sont syndiquées.**
LNEXPER	(+)	**Les travailleurs plus experimentés devraient perçevoir le niveau du risque d'accident comme étant relativement élevé puisqu'en moyenne les emplois sont risqués.**
DOSAN	(+)	**Le travailleur apprend de ses accidents et revise ses croyances à la hausse.**
PERM	(?)	**Occuper un emploi permanent s'associe à divers avantages sociaux et économiques, est-ce que cela affecterait l'évaluation du vrai niveau du risque?**
SECTECO-BÂTI	(+)	**Le secteur du bâtiment comporte relativement plus d'accidents que les autres secteurs.**
————PRIMA	(?)	**Le secteur primaire comporte-t-il relativement le même niveau d'accidents que les autres secteurs tous confondus?**
————SERV	(-)	**Le secteur des services comporte relativement moins d'accidents que le reste des secteurs économiques.**

Tableau 3.4 Les signes anticipés pour le modèle de la perception du NOMBACC.

devrait avoir une perception du NOMBACC relativement élevée. D'où l'anticipation du coefficient significatif de signe négatif associé à la variable SCOLAR (niveau de scolarité).

Concernant le sexe du travailleur, les femmes auraient en moyenne, une perception du NOMBACC plus faible par rapport à celle des hommes, puisqu'en majorité les hommes occupent des professions plus risquées par rapport aux femmes. Nous anticiperons alors un coefficient significatif positif associé à la variable SEXE.

Quant à la variable ETACIV, nous n'anticipons pas un signe particulier du coefficient associé à cette variable. Si ce coefficient n'est pas significatif, cela indiquerait que la différence d'état civil (marié ou pas marié) ne devrait pas affecter la perception NOMBACC.

Au sujet de la variable SYNDIQUÉ, étant donné que les professions les plus risquées sont syndiquées, les travailleurs syndiqués devraient percevoir le niveau du nombre d'accidents comme étant plus élevé par rapport aux travailleurs non syndiqués. D'où l'anticipation d'un coefficient positif.

La variable LNEXPER, traduisant le nombre d'années d'expérience dans la profession, devrait avoir un effet informationnel si nous faisons l'hypothèse qu'au début de leur emploi, les travailleurs n'ont pas une perception exacte du vrai niveau du risque dans leur profession. Les travailleurs qui ont plus d'années d'expérience devraient alors avoir une perception assez exacte du nombre d'accidents dans la profession qu'ils occupent, i.e. élevé. Cela veut dire que nous pouvons anticiper dans ce cas un coefficient significatif de signe positif rattaché à la variable LNEXPER.

Pour la variable DOSAN, plus un travailleur a d'accidents (i.e. DOSAN élevé), plus il devrait être porté à reviser à la hausse le niveau de perception du nombre d'accidents dans sa profession. Le signe anticipé du coefficient rattaché à la variable DOSAN serait alors positif.

Concernant la caractéristique de l'emploi, concernant le fait que l'emploi occupé par un travailleur soit permanent plutôt que non permanent, elle n'apporte peut être pas vraiment de raison majeure qui ferait que les travailleurs dont l'emploi est permanent aient une perception du nombre d'accidents du travail différent de celle des travailleurs non permanents. En effet, la différence essentielle entre les deux types de travailleurs se situe au niveau des avantages sociaux et économiques reliés à l'emploi car le fait d'être permanent dans une profession n'octroie aucun autre avantage informationnel mais plutôt des avantages sociaux et économiques. Dans ce cas, nous anticipons alors un coefficient non significatif de la variable PERM. Toutefois, l'estimation nous en dira plus.

Au niveau du secteur économique de l'emploi, SECTECO, la différence de perception serait due à la concentration de certaines professions d'un niveau de risque donné dans un secteur économique donné. Entre les quatre divers secteurs considérés (Bâtiment, Services, Primaire, et Manufacturier), il devrait y avoir une différence entre d'un côté les secteurs du bâtiment et l'ensemble des autres secteurs, et de l'autre côté entre le secteur des services et les autres secteurs économiques. Le secteur économique des services SERV comporte relativement un faible nombre d'accidents du travail par rapport aux autres secteurs, alors que le secteur du bâtiment BÂTI lui comporte relativement plus d'accidents par rapport au même secteur de référence.

Ainsi, nous anticipons un coefficient significatif positif rattaché à la variable BÂTI, un coefficient significatif négatif pour la variable SERV, et un coefficient de signe indeterminé pour la variable PRIMA (du secteur économique primaire).

Si les résultats obtenus après estimation ne concordent pas avec ces dernières anticipations, alors l'explication pourrait provenir de l'existence du biais de perception (BIAISE) que nous examinerons plus loin dans ce chapitre.

Avec 1367 observations[175], les résultats de l'estimation de la perception du nombre d'accidents du travail dans la profession, NOMBACC, sont obtenus par une estimation d'un modèle Probit ordonné ci-haut mentionné.

[175] Après nettoyage de la banque de données, nous passons de 1383 à 1367 observations puisque nous avons enlevé les observations pour lesquelles nous ne disposions pas de toutes les valeurs concernant les variables d'analyse retenues.

Les estimés de ce modèle probit ordonné, sont reportés dans le tableau (3.3.2) ci-après[176]. À un niveau de confiance de 95%, les coefficients des variables suivantes se révèlent être significatifs: SCOLAR, SYNDIQUÉ, LNEXPER, DOSAN et SECTECO-SERV. Les coefficients rattachés aux autres variables qui restent (les variables SEXE, ETACIV, PERM, SECTECO-BÂTI et SECTECO-MANU) ne sont pas significatifs.

Examinons de plus près les résultats de cette analyse. Le signe des coefficients associés aux variables SCOLAR, LNEXPER, SECTECO-SERV, est négatif tandis que celui des coefficients attachés aux variables SYNDIQUÉ et DOSAN est positif. Les coefficients de ces variables statistiquement significatives adoptent bien les signes anticipés sauf pour le variable LNEXPER. En effet, le coefficient de LNEXPER est significatif mais négatif contrairement à nos anticipations.

Une explication de ce résultat est qu'étant donné que nous avons supposé que les travailleurs ont un comportement rationnel, notre hypothèse de travail signifiant que les travailleurs, avec le temps, acquièrent une perception assez exacte de leur risque d'accident (i.e. un risque élevé) et agissent en conséquence, implique que les travailleurs plus experimentés dans des professions risquées, quitteront leur emploi pour un salaire ou une compensation équivalents.

D'où finalement la possibilité d'une présence de biais chez les travailleurs occupant les professions risquées et qui ont acquis plus d'expérience sans quitter leurs emplois pour les moins risqués.

Toutefois, il est tout aussi possible qu'il n'y ait pas de biais de perception chez les travailleurs les plus experimentés puisque ces derniers ne seraient concentrés que dans les professions les moins risquées étant donné que dans les plus risqués, les travailleurs n'y restent pas longtemps. Nous en saurons beaucoup plus quand nous analyserons la variable BIAISE sur la présence du biais de perception.

Cela veut dire que pour les variables SCOLAR, LNEXPER, SECTECO-SERV,

[176]Nous avons utilisé le logiciel SAS pour l'estimation de ce modèle.

Variables indépendantes	Paramètres du modèle	Statistique t
Constante	-0.630 (0.1462)	-4.31
SCOLAR-PRIM	-0.236 (0.1149)	-2.05
————-SECO	-0.006 (0.0848)	-0.07
————-COLL-UNIV.	REFERENCE	-
SEXE-HOMME	-0.038 (0.0839)	-0.45
———FEMME	REFERENCE	-
ETACIV-MARIÉ	0.0006 (0.0701)	0.008
————-NON MARIÉ	REFERENCE	-
SYNDIQUÉ-OUI	0.305 (0.0679)	4.49
——————NON	REFERENCE	-
LNEXPER	-0.079 (0.0346)	-2.28
DOSAN	0.226 (0.0689)	3.28
TRAVAIL-PERM	-0.049 (0.0842)	-0.58
—————NON PERM	REFERENCE	-
SECTECO-BÂTI	-0.145 (0.1125)	-1.29
—————PRIMA	0.018 (0.1314)	0.14
—————SERV	-0.169 (0.0693)	-2.44
—————MANU	REFERENCE	-
Inter.2 = 1.036 (0.0388)		
N=1367 et Log Likelihood for NORMAL -1450.464		

Tableau 3.5 Estimation du modèle pour la perception de la fréquence d'accidents NOMBACC

SYNDIQUÉ, et DOSAN, un travailleur percevra le niveau du nombre d'accidents du travail comme faible quand soit il a un niveau de scolarité relativement élevé, soit quand le nombre d'années d'expérience dans sa profession est relativement plus élevé que les autres, ou soit quand il occupe une profession dans le secteur des services (par rapport aux autres secteurs), ou soit quand il n'est pas syndiqué (par rapport aux syndiqués), ou quand il a eu relativement un très faible nombre d'accidents de travail dans sa profession.

Les coefficients des variables ETACIV et PERM ne sont pas statistiquement significatifs, ce qui soutient le fait que l'état civil et le caractère permanent de l'emploi ne jouent pas un rôle significatif dans la perception du nombre d'accident du travail. Et la perception des travailleurs du secteur primaire semble ne pas être différente de celle des travailleurs des autres secteurs.

La comparaison des résultats obtenus concernant les variables LNEXPER et DOSAN peut être interpretée comme suit: le fait que la variable LNEXPER ait un signe négatif alors que la variable DOSAN elle, a un signe positif, peut indiquer que les travailleurs qui ont eu beaucoup d'accidents et qui ont gardé leur emploi, l'ont fait parce qu'ils n'avaient pas encore beaucoup d'expérience sur le marché du travail pour trouver leur emploi inacceptable et pour le quitter aisément, ou bien que ces travailleurs plus expérimentés se trouvent en général dans les professions relativement risquées. Ainsi, une grande valeur de DOSAN s'accompagnerait d'une perception du nombre d'accidents élevé[177] mais d'une faible expérience (en termes d'années de travail dans la profession) pour affecter la décision du travailleur de continuer à occuper son emploi, ou bien d'une forte expérience mais dans une des professions comportant relativement moins d'accidents.

En calculant le coefficient de corrélation entre les deux variables continues

[177] Voir Viscusi et O'Connor ([96])

(DOSAN et LNEXPER), on remarque qu'il existe une relation négative et statistiquement significative entre les deux variables[178]. Ce qui voudrait dire que les travailleurs moins experimentés sont ceux qui ont plus d'accidents annuellement, tandis que les plus experimentés en ont eu moins.

Toujours en comparaison avec nos anticipations, il y a aussi les coefficients rattachés aux variables SEXE et SECTECO-BÂTI qui ne concordent pas avec nos anticipations. Non seulement les signes ne concordent pas, mais les coefficients ne sont pas statistiquement significatifs. Ce résultat serait-il dû à l'existence du biais de perception? Nous analyserons cela plus loin quand nous analyserons le biais de perception, BIAISE.

Si c'est l'existence du biais de perception qui en est la cause, alors cela signifierait probablement que pour la variable SEXE, il y a une sous-estimation du risque d'accident par les travailleurs hommes, et/ou une surestimation du même risque par les travailleuses femmes. Et concernant la variable SECTECO-BÂTI, cela impliquerait une sous-estimation du risque d'accident par les travailleurs du secteur économique du bâtiment et/ou une surestimation de ce risque par ceux des autres secteurs.

Avec ces résultats, nous nous attendons à ce qu'en analysant la variable BIAISE et LEBIAIS, dans une même profession, pour les variables SEXE, LNEXPER, et SECTECO-BÂTI, on ait un biais de perception (une sous-estimation) par des hommes, par les plus experimentés et par les travailleurs du secteur du bâtiment.

3.3.3 L'analyse du biais de perception

Après l'analyse de la perception du nombre d'accidents NOMBACC, nous pouvons ensuite regarder ce qui se passe au niveau du biais de perception du niveau du nombre d'accidents du travail dans une profession donnée. Cette notion est représentée par

[178] Le coefficient de corrélation de Pearson est -0.28548 avec la Prob($\rho > |R|$)=0.0001 sous Ho: $\rho = 0$.

Niveau objectif	Biais de perception		
Fréquence	**0**	**1**	**Total**
1	**268**	**773**	**1041**
2	**64**	**127**	**191**
3	**82**	**69**	**151**
Total	**414**	**969**	**1383**

Tableau 3.6 Données de la variable BIAIS

la variable BIAISE[179], une variable discrète comportant deux niveaux.

Ainsi, dans le même style d'analyse, on peut aussi chercher les variables qui influencent le fait qu'il y ait bonne perception ou biais. Nous utilisons comme variable dépendante la variable BIAISE telle que BIAISE=0 ou 1 (définie dans le tableau (??)), ce qui traduit respectivement la bonne perception et la présence de biais de perception du niveau du nombre d'accidents du travail dans la profession.

Avant de regarder les résultats de l'estimation de ce modèle Probit défini d'après la même méthodologie que dans l'analyse de la perception du risque d'accident, nous avons établi d'abord le tableau (3.3.3) des résultats anticipés en nous basant sur les anticipations du tableau (3.3.2) et les résultats obtenus dans le tableau (3.3.2). Les variables susceptibles d'affecter le bais de perception sont: SEXE, LNEXPER, et SECTECO-BÂTI. Nous nous basons également sur le modèle Probit suivant, pour établir les signes anticipés des coefficients rattachés à ces variables.

Le modèle à estimer est le suivant:

$$\begin{aligned} BIAISE^* &= f(x) \\ &= f(SCOLAR, SEXE, ETACIV, SYNDIQUÉ, LNEXPER, DOSAN, \\ &\quad PERM, SECTECO) \end{aligned}$$

où la variable dépendante $BIAISE^*$ n'est pas observable. Celle qu'on observe est la variable $BIAISE$, une variable ordonnée à 2 niveaux. Toutes ces autres variables sont décrites dans le tableau(3.1).

[179]Voir tableau (3.3.3). Cette variable est donnée par la différence entre le niveau du risque d'accident perçu NOMBACC et son niveau objectif NBRE. Quand cette différence est nulle i.e. quand il n'y a pas de biais, alors BIAISE=0 et quand elle est différente de 0 alors BIAISE=1.

Le modèle Probit à estimer est donné par:

$$
\begin{aligned}
BIAISE &= 0 \quad si \quad \mu \leq X\beta \\
&= 1 \quad si \quad \mu > X\beta
\end{aligned}
$$

Si β est positif, les chances que BIAISE=0 sont plus grandes quand X augmente, alors que quand β est négatif alors les chances sont plus élevées pour que BIAISE=1.

Pour la variable SEXE, nos anticipations n'ont pas concordé avec les résultats de l'estimation de notre modèle. Il y aurait donc présence du biais de perception chez les hommes qui occupent en majorité les professions dont le niveau du nombre d'accidents est élevé, et qui le perçoivent comme étant le même que celui des professions occupées en grand nombre par les femmes. Ainsi, il est fort probable que ce soit les hommes qui sous-estiment le niveau du nombre d'accidents du travail dans leurs professions. Nous verrons cela plus en détails dans l'analyse de la variable LEBIAIS ci-après. Le coefficient de la variable SEXE dans l'estimation de BIAISE devrait être alors significatif, de signe négatif.

Les travailleurs ayant plus d'expérience dans une profession donnée, pourraient tout aussi bien biaiser ou ne pas biaiser. En effet, ils biaiseraient dans le cas où, comparativement aux autres travailleurs, ils percevraient le niveau d'accidents dans leurs professions respectives comme étant plus faible alors qu'il est élevé.

Ils ne biaiseraient pas dans le cas où les professions dans lesquelles on retrouve les travailleurs avec plus d'expérience sont spécifiquement celles qui sont relativement moins risquées. Ceci pourrait être dû au fait que dans les professions plus risquées les travailleurs n'y restent pas longtemps. Ils changent d'emploi.

Les travailleurs dans le secteur économique du bâtiment (SECTECO-BÂTI) biaiseraient aussi puisqu'ils ont le même niveau de perception du nombre d'accidents du travail que les travailleurs des autres secteurs confondus, alors que leur secteur économique comporte relativement plus d'accidents. Son coefficient sera alors significatif négatif.

Quant aux coefficients des variables pour lesquels nos anticipations concordent avec les résultats de notre estimation, ils devraient être non significatifs. Il s'agit, dans notre analyse, des variables SCOLAR, SYNDIQUÉ, DOSAN et SECTECO-PRIMA et SERV. Notons qu'un résultat non significatif ne signifie pas nécessairement qu'il y a absence de biais, mais cela veut dire qu'il n'existe pas de différence significative entre les biais éventuels selon les niveaux des variables qui sont respectivement comparés.

Les résultats de l'estimation du biais de perception du nombre d'accidents du travail dans la profession, BIAISE, sont obtenus par une estimation d'un modèle de type Probit et ils sont donnés dans le tableau (3.3.3) ci-après.

Nous constatons que toutes nos anticipations concordent bien avec nos résultats sauf pour la variable SCOLAR.

Comme on s'y attendait, il y a présence de biais chez les hommes par rapport aux femmes, et chez les travailleurs du secteur du bâtiment par rapport aux autres. Concernant la variable SCOLAR, nous avons la surprise de constater que malgré les bons résultats en matière de perception, il persiste encore un plus grand biais de perception chez les travailleurs moins scolarisés par rapport aux plus scolarisés.

Pour les autres variables, leur non significativité statistique signifie qu'il n'y a pas de différence dans le biais avec le niveau considéré comme référence. Par exemple, les non syndiqués ne biaisent pas plus que les syndiqués, les travailleurs ayant eu plus d'accidents ne biaisent pas moins que ceux qui en ont eu moins, et enfin les travailleurs du secteur primaire ou des services ne biaisent pas plus que ceux des autres secteurs.

Nous remarquons que pour la variable LNEXPER, les plus experimentés ne biaisent pas plus ou moins que les moins expérimentés. Ceci signifierait que l'expérience n'a pas un effet fort sur le fait de biaiser ou non. En effet, concernant la variable LNEXPER, le signe de son coefficient serait positif dans le cas où il y aurait présence de biais chez les travailleurs moins expérimentés.

Var. indépendantes	Anticipé	Explication
SCOLAR	(0)	**Les travailleurs moins scolarisés ont bel et bien une perception du niveau du nombre d'accidents plus élevée que les plus scolarisés.**
SEXE	(-)	**Les hommes devraient avoir une perception du nombre d'accidents du travail plus élevé que celle des femmes. Ils biaisent alors.**
SYNDIQUÉ	(0)	**Nos anticipations concordent avec les résultats estimés.**
LNEXPER	(-) (0)	**Dans notre analyse de la variable NOMBACC, nos anticipations ne concordent pas avec les résultats estimés. Mais il est possible qu'il y ait oui ou non présence de biais chez les travailleurs avec plus d'expérience.**
DOSAN	(0)	**Nos anticipations concordent avec les résultats estimés.**
SECTECO-BÂTI **————PRIMA** **————SERV**	(-) (0) (0)	**Il existe un écart entre le résultat estimé et celui anticipé . La valeur du coefficient estimé confirme notre anticipation. L'anticipation concorde avec l'estimation.**

Tableau 3.7 Les signes anticipés pour le modèle du biais de perception BIAIS

Variables indépendantes	Paramètres du modèle	Statistique t
Constante	0.038	0.26
	(0.1479)	
SCOLAR-PRIM	-0.508	-3.63
	(0.1398)	
————-SECO	-0.149	-
	(0.0970)	
——————-COLL-UNIV.	REFERENCE	-
SEXE-HOMME	-0.392	-4.13
	(0.0950)	
———FEMME	REFERENCE	-
SYNDIQUÉ-OUI	-0.028	-0.35
	(0.0797)	
——————NON	REFERENCE	-
LNEXPER	-0.044	-1.11
	(0.0397)	
DOSAN	0.060	0.76
	(0.0786)	
SECTECO-BÂTI	-0.327	-2.25
	(0.1455)	
——————PRIMA	0.107	0.69
	(0.1540)	
—————SERV	0.005	0.06
	(0.0815)	
——————MANU	REFERENCE	-
N=1367 et Log Likelihood for NORMAL -805.891		

Tableau 3.8 Estimation du modèle pour le biais de perception BIAIS

Niveau objectif	Type de biais de perception			
Fréquence	1	2	3	Total
1	773	268	0	1041
2	65	64	62	191
3	0	82	69	151
Total	838	414	131	1383

Tableau 3.9 Tableau du biais de perception de la fréquence des accidents

Maintenant, nous pouvons analyser plus en profondeur ce biais de perception en le subdivisant en deux catégories: la sous-estimation et la surestimation. Cela est représenté par la variable LEBIAIS à trois catégories (Voir tableau (??)). Cette étude nous permettra d'analyser les différences dans le type de biais selon les différentes variables.

Le tableau suivant nous donnent les chiffres concernant la variable LEBIAIS qui subdivise le biais de perception du nombre d'accidents de travail en trois catégories: la sous-estimation (niveau 1), la bonne évaluation ou absence de biais (niveau 2), et la sur-estimation (niveau 3) du niveau du nombre d'accidents dans la profession (Tableau (3.3.3)).

La majorité des travailleurs accidentés occupent des emplois où le niveau du nombre d'accidents du travail est élevé (un peu plus de 7 travailleurs sur 10). Nous remarquons que sur dix travailleurs, 6 (838/1383) sous-estiment ce niveau (dont un peu plus de 5 occupent les professions dont le nombre d'accidents est élevé), 3 (414/1383) ont une bonne perception (dont la majorité (65%) occupent les professions dont le niveau du nombre d'accident est élevé) tandis que presqu'un seul travailleur sur 10 surestime.

Suivant le même raisonnement que ci-haut, nous allons établir le tableau des résultats anticipés ainsi que celui des résultats obtenus suite à l'estimation du modèle Probit ordonné de cette variable LEBIAIS.

Les résultats de l'estimation du genre de biais de perception du nombre d'accidents du travail dans la profession, LEBIAIS, sont obtenus par un Probit ordonné ci-après:

$$
\begin{aligned}
LEBIAIS^* &= f(x) \\
&= f(SCOLAR, SEXE, SYNDIQUÉ, LNEXPER, DOSAN, \\
&\quad SECTECO, NONSOUS, NONSUR)
\end{aligned}
$$

où la variable dépendante $LEBIAIS^*$ n'est pas observable. Nous n'observons que la variable $LEBIAIS$, une variable ordonnée à 3 catégories. Toutes les autres variables sont décrites dans le tableau(3.1).

Le modèle Probit à estimer est donné par:

$$
\begin{aligned}
LEBIAIS &= 1 \quad si \quad \mu < C_1 + X\beta \\
&= 2 \quad si \quad C_1 + X\beta < \mu < C_2 + X\beta \\
&= 3 \quad si \quad C_2 + X\beta < \mu
\end{aligned}
$$

Si β est positif et que le niveau de la variable X augmente, les chances que LEBIAIS=1 (i.e. qu'il y ait sous-estimation de la perception) sont plus grandes, alors que quand β est négatif et que la valeur de X augmente, alors les chances sont plus élevées pour que LEBIAIS=3 (i.e. qu'il y ait surestimation de la perception du nombre d'accidents du travail dans la profession).

Nous pouvons maintenant établir nos anticipations. Partons d'abord de toutes les variables dont le coefficient était significatif dans l'analyse de la variable BIAISE représentant le biais de perception, i.e. SCOLAR, SEXE et SECTECO-BÂTI. Puisque nous avons constaté que les travailleurs plus scolarisés biaisaient moins que les moins scolarisés, et qu'en moyenne les emplois sont risqués, nous anticipons une plus grande sous-estimation du niveau du nombre d'accidents du travail chez les travailleurs moins scolarisés par rapport aux plus scolarisés. Ceci correspond à un signe positif du coefficient à estimer. De même, les hommes biaisent plus que les femmes, nous anticipons une plus grande sous-estimation chez les hommes par rapport aux femmes. D'où l'anticipation d'un signe positif du coefficient à estimer. Quant aux travailleurs du secteur manufacturier par rapport à ceux du secteur du bâtiment, ces derniers biaisant plus, on s'attendrait à une plus grande sous-estimation des travailleurs du secteur du bâtiment. D'où l'anticipation du coefficient de signe positif.

Malgré l'absence significative du biais relatif chez les travailleurs syndiqués (SYNDIQUÉ), ou ayant une plus grande expérience dans la profession (LNEXPER), ou bien ayant un plus grand nombre moyen d'accidents annuellement (DOSAN), nous pouvons tout de même dire que même si il n'existe pas de différence significative dans la présence de biais relatif, si jamais il y a une différence du type de biais (sous-estimation versus surestimation), nos anticipations seraient les suivantes:

Pour la variable SECTECO-SERV, notre anticipation est à priori ambigu, mais puisque la plupart des travailleurs sous-estiment, alors nous pouvons anticiper la possibilité d'un coefficient positif. Pour la variable SYNDIQUÉ, les travailleurs syndiqués seraient plus portés à surestimer que ceux qui ne sont pas syndiqués à cause de l'information véhiculée par le syndicat à ses membres. D'où l'anticipation d'un signe négatif du coefficient à estimer.

Ceux qui ont plus d'expérience eux, d'après les résultats obtenus de l'analyse de la perception du nombre d'accidents de travail (NOMBACC), sous-estimeraient plus. D'où l'anticipation d'un coefficient de signe positif. Quant aux travailleurs ayant eu plus d'accident, ils biaiseraient en surestimant i.e. que nous anticipons un coefficient de signe négatif.

Nous considérerons aussi, en plus des variables décrites ci-haut, les variables NONSOUS et NONSUR qui traduisent la caractéristique de nos données concernant le biais de sélection chez les travailleurs. En effet, ceux qui occupent des professions plus risquées ne peuvent pas surestimer tandis que ceux qui sont dans des professions moins risquées ne peuvent pas sous-estimer.

Les signes anticipés des coefficients des variables NONSOUS et NONSUR sont respectivement négatif et positif, une conséquence directe de la définition même de ces variables. En effet, les travailleurs qui ne peuvent pas sous-estimer (NONSOUS) et qui biaisent, surestiment, tandis que ceux qui ne peuvent pas surestimer (NON-SUR) et qui biaisent, sous-estiment.

Et les résultats obtenus à partir de l'analyse avec le modèle PROBIT ordonné, sont repertoriés dans le tableau (3.3.3) ci-après.

D'après les anticipations et les résultats de l'analyse du biais de perception, pour la variable SCOLAR, nous avons une confirmation de l'existence du biais de sous-estimation dans la perception des travailleurs moins scolarisés par rapport aux plus scolarisés. En effet, puisque les travailleurs moins scolarisés biaisent plus que les autres, ce biais traduirait une sous-estimation parce que les travailleurs occupent en général des emplois relativement risqués.

Au sujet de la variable SEXE, le résultat obtenu signifie que même si la plupart des hommes biaisent plus que les femmes, en termes relatifs, ils ne sous estiment pas plus ou ne surestiment pas plus que les femmes. Ainsi, malgré la présence d'un biais de perception relatif significatif chez les hommes par rapport aux femmes, il n'y a pas de différence significative quant au type de biais.

Dans le secteur économique du bâtiment (SECTECO-BÂTI), les travailleurs sous-estimeraient plus le nombre des accidents du travail dans leurs professions respectives par rapport aux travailleurs dans le secteur manufacturier. En effet, entre les travailleurs du secteur du bâtiment et ceux du secteur manufacturier, il y a une différence dans la présence du biais de perception du nombre des accidents du travail, avec une présence plus forte chez les travailleurs du bâtiment.

Quant au secteur des services (SERV), malgré l'absence de différence significative entre les travailleurs du secteur des services et ceux du secteur manufacturier concernant la présence de biais, les travailleurs du secteur des services sous-estiment plus que ceux du secteur manufacturier. Ce résultat obtenu veut dire que même si la perception par rapport au secteur manufacturier va dans le sens anticipé; il existe quand même une sous-estimation de la perception plus marquée dans le secteur des services.

Var. indépendantes	Signe anticipé	Explication
SCOLAR	(+)	**Étant donné que quand les travailleurs biaisent, ils sous-estiment en général, alors les travailleurs plus scolarisés sous-estimeraient plus le niveau du nombre d'accidents dans leurs professions relativement aux moins scolarisés.**
SEXE	(+)	**Les hommes biaisant plus que les femmes, sous-estimeraient plus le niveau du nombre d'accidents dans leurs professions comparativement aux femmes.**
SYNDIQUÉ	(-)	**Les travailleurs syndiqués pourraient tout aussi bien sous-estimer plus, moins, ou de façon équivalente par rapport aux non-syndiqués. Mais étant donné l'information souvent véhiculée par leurs syndicats, ils surestimeraient plus.**
LNEXPER	(+)	**Les travailleurs plus expérimentés percevant le niveau du nombre d'accident comme faible alors qu'en moyenne ce niveau est élevé, sous-estimeraient plus par rapport aux moins expérimentés.**
DOSAN	(-)	**Les travailleurs plus souvent accidentés auraient tendance à surestimer plus par rapport aux moins accidentés.**
SECTECO-BÂTI	(+)	**Les travailleurs dans le bâtiment sous-estimeraient le niveau du nombre d'accidents dans leur secteur.**
———PRIMA	(?)	**Aucune indication sur la différence dans le biais selon que le travailleur est du secteur primaire et non du secteur manufacturier.**
———SERV	(+)	**Les travailleurs du secteur des services, comme l'ensemble des travailleurs, seraient portés à biaiser en sous-estimant plus.**
NONSOUS	(-)	**Les travailleurs qui ne peuvent pas sous-estimer, ne font que surestimer toujours quand ils biaisent.**
NONSUR	(+)	**Les travailleurs qui ne peuvent pas surestimer, ne font que sous-estimer toujours quand il y a biais.**

Tableau 3.10 Les signes anticipés pour le modèle de LEBIAIS

Variables indépendantes	Paramètres du modèle	Statistique t
Constante	-1.073 (0.1740)	-6.17
SCOLAR-PRIM	0.433 (0.1355)	3.20
——————-SECO	0.075 (0.0938)	0.80
———————————-COLL-UNIV.	REFERENCE	-
SEXE-HOMME	0.084 (0.0939)	0.89
———FEMME	REFERENCE	-
SYNDIQUÉ-OUI	-0.243 (0.0782)	-3.11
———————NON	REFERENCE	-
LNEXPER	0.069 (0.0384)	1.80
DOSAN	-0.176 (0.0734)	-2.40
SECTECO-BÂTI	0.334 (0.1406)	2.38
———————-PRIMA	0.179 (0.1550)	1.15
——————-SERV	0.199 (0.0863)	2.31
——————MANU	REFERENCE	-
NONSOUS	-0.786 (0.1323)	-5.94
NONSUR	1.581 (0.1113)	14.20
Inter.2 = 1.631 (0.0800)		
N=1367 et Log Likelihood for NORMAL -916.625		

Tableau 3.11 Estimation du modèle pour le type de biais de perception de la fréquence d'accidents LEBIAIS

Les travailleurs syndiqués (SYNDIQUÉ), qui ne biaisent pas plus que les non-syndiqués, surestiment plus relativement aux non-syndiqués. Ce qui va dans le sens de nos anticipations.

Quant à la variable LNEXPER, les travailleurs plus experimentés qui ne biaisent pas plus ou moins que les moins experimentés, ont plus de chance de sous-estimer la perception du risque d'accident que ceux qui sont moins expérimentés. Ce résultat soutient d'ailleurs le fait que ceux qui surestiment le risque d'accident dans une profession donnée, n'y restent pas souvent longtemps. Pour un niveau de salaire et de compensation équivalent, ils quittent pour un autre emploi relativement moins risqué.

Ce résultat pourrait contredire l'hypothèse souvent employée, stipulant que les travailleurs avec plus d'expérience sous-estiment moins les risques dans leurs professions que ceux qui sont moins expérimentés.

Et si les travailleurs ayant subi en moyenne plus d'accidents annuellement (DOSAN) ne biaisent pas plus que ceux qui en ont subi moins, ils surestiment par contre plus le risque que ces derniers. Ce qui est compréhensible, parce qu'ils revisent à la hausse leurs perceptions même dans le cas où leurs emplois ne sont pas vraiment plus risqués. En comparaison avec le résultat obtenu pour la variable LNEXPER, nous pouvons dire que les plus expérimentés ne sont probablement pas les plus accidentés.

Nous remarquons bien que les variables NONSOUS et NONSUR captent bien les deux effets. Quand il y a biais, ceux qui ne peuvent pas sous-estimer surestiment plus et ceux qui ne peuvent pas surestimer sous-estiment plus[180].

[180] Un point important qui pourrait permettre d'expliquer certains comportements mais qui n'est pas capté par notre analyse, est le fait qu'à l'intérieur d'une même profession, les niveaux de risque peuvent être très différents.

3.3.4 Conclusion

Après une brève revue de littérature sur le sujet de la perception des risques, nous venons ainsi de voir que les travailleurs ont un biais de perception du risque d'accident dans leur profession comme l'avait déjà constaté Viscusi au niveau du risque industriel.

Notre analyse a la particularité d'associer à la fois le risque par profession avec les données subjectives de perception du risque représentées par une variable qualitative, et d'analyser cette perception en fonction de quelques variables socio-professionnelles.

Une analyse plus détaillée de la perception du risque d'accident par profession et du biais associé, nous a permis de faire ressortir quelques variables socio-professionnelles influençant ces deux notions. Pour la perception, nous avons constaté qu'il existe un biais de perception du niveau du nombre d'accidents du travail chez les travailleurs.

Quand on analyse cette perception, on trouve entre autres que le fait que les travailleurs avec plus d'expérience perçoivent le niveau du nombre d'accidents dans leurs professions comme faible vient du fait que ces travailleurs occupent des emplois effectivement relativement moins risqués.

Quant au biais de perception, il se retrouve chez les travailleurs moins scolarisés, chez les hommes par rapport aux femmes, et chez les travailleurs du secteur économique du bâtiment par rapport aux autres secteurs économiques.

Une analyse plus approfondie du type de biais de perception (LEBIAIS) montre que la sous-estimation se retrouve plus chez les travailleurs avec plus d'expérience dans la profession par rapport aux moins expérimentés, les moins scolarisés par rapport aux plus scolarisés, et les travailleurs des secteurs économiques du bâtiment et des services par rapport aux autres secteurs. Ce résultat éclaire l'hypothèse faite par Viscusi et Magat, stipulant que les travailleurs sous-estiment le niveau du risque réel d'accident.

La surestimation, elle, se retrouve surtout chez les travailleurs syndiqués par rapport aux non syndiqués, et chez ceux qui ont subi beaucoup plus d'accidents par année par rapport à ceux qui en ont eu moins.

CONCLUSION

Brièvement, nous pouvons conclure que premièrement, en partant de la notion d'ensemble de référence et en adoptant une approche méthodologique utilisant le théorème de la diffidence, les différents résultats obtenus dans le cadre des fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature, les conditions nécessaires et suffisantes pour divers comportements, se retrouvent dans le tableau récapitulatif suivant:

Concept	Conditions nécessaires et suffisantes, $\forall i \in S$.
Riscophobie absolue positive $A(w^*) > 0$	$\forall i \in S : U_i^{'}(w_i^*) > 0$ et $U_i^{''}(w_i^*) < 0$ $\Rightarrow f_t^{'}(w_s^*) > 0$
Prudence positive $P(w^*) > 0$	$\forall i \in S : U_i^{'}(w_i^*) > 0, U_i^{''}(w_i^*) < 0$ et $U_i^{'''}(w_i^*) > 0$ $\Rightarrow -P_s(w_s^*) < \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} < P_t(w_t^*) f_t^{'}(w_s^*)$
Décroissance de $A(w^*)$ et $\Pi(w^*)$	$\forall i \in S : A_i^{'}(w_i^*) > 0, P_i^{'}(w_i^*) > 0$ et $P_i^{'}(w_i^*) > A_i^{'}(w_i^*)$ $\Rightarrow -[P_s(w_s^*) - A_s(w_s^*)] < \frac{f_t^{''}(w_s^*)}{f_t^{'}(w_s^*)} < [P_t(w_t^*) - A_t(w_t^*)] f_t^{'}(w_s^*)$
Prime de risque $\Pi(w^*)$ positive $p_s \frac{{x_s}^2}{2} A_s(w_s^*) + p_t \frac{{x_t}^2}{2} A_t(w_t^*)$	$\forall i \in S : U_i^{'}(w_i^*) > 0$ et $U_i^{''}(w_i^*) < 0$ $\Rightarrow f_t^{'}(w_s^*) > 0$
Prime de précaution $\Phi(w^*)$ positive $p_s \frac{x_s^2}{2} P_s(w_s^*) + p_t \frac{x_t^2}{2} P_t(w_t^*)$	$\forall i \in S : P_i(w_i^*) > 0$ et $f_t^{'}(w_s^*) = 1$

Tableau 3.12 Tableau récapitulatif.

Deuxièmement, quant à l'analyse théorique du choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance, nous montrons que les résultats de Boyer et Dionne [6] et ceux de Chang et Ehrlich [13] ne sont pas contradictoires. Ils analysent tous le même problème avec toutefois des hypothèses de travail différentes dans le cadre des préférences indépendantes des états de la nature.

À partir de l'extension des résultats de Boyer & Dionne dans le cadre des fonctions d'utilité dépendantes des états de la nature, sous l'hypothèse qu'une augmentation de l'autoprotection a un impact semblable sur l'espérance de la perte qu'une augmentation de l'auto-assurance entraînant les mêmes coûts, nous montrons qu'à l'effet de l'aversion au risque s'ajoutent deux autres effets:

- celui du niveau de la désutilité suite à l'état de la nature qui se réalise pour un même niveau de richesse, ainsi que
- celui du niveau de la différence entre les utilités marginales dans les différents états de la nature,

pour conclure au choix de plus d'auto-assurance ou plus d'autoprotection. Les résultats de l'application empirique appuient l'existence de ces trois effets différents sur le choix entre plus d'autoprotection et plus d'auto-assurance sous les hypothèses données.

Troisièmement, nos résultats concernant les perceptions du nombre d'accidents dans la profession, montrent une présence du biais de perception. Il serait alors recommandé d'utiliser la perception des travailleurs plutôt que les niveaux objectifs du nombre d'accidents quand on veut étudier le comportement et la prise de décision des travailleurs sur le marché du travail dans le cadre de l'incertitude.

BIBLIOGRAPHIE

[1] Arrow, Kenneth J. (1965). "Aspects of the Theory of Risk Bearing," Yrjo Jahnssonin Saatio (Yrjo Jahnsson Lectures), Helsinki: North Holland, Amsterdam.

[2] Arrow, Kenneth J. (1982). "Risk Perception in Psychology and Economics," *Economic Inquiry* 20, pp.1-9.

[3] Aumann, R. (1971). "Letter to Savage" in *Essays on Economic Decisions under Uncertainty*, Drèze, J.H., editor, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

[4] Boyer, Marcel and Georges Dionne (1983a). "The Riskiness of Equivalent Governmental Policies," *Cahier de recherche*, Université de Montréal.

[5] Boyer, Marcel and Georges Dionne (1983b). "Riscophobie et Étalement à Moyenne Constante: Analyse et Applications," *L'Actualité Économique. Revue d'Analyse Économique* 59, pp.208-230.

[6] Boyer, Marcel and Georges Dionne (1983c). "Variations in the Probability and Magnitude of Loss: Their Impact on Risk," *Canadian Journal of Economics* 16, pp.411-419.

[7] Boyer, Marcel and Georges Dionne (1984). "Sécurité routière, efficacité, subvention et réglementation," *Actualité Économique.*

[8] Boyer, Marcel and Georges Dionne (1989). "More on Insurance, Protection and Risk," *Canadian Journal of Economics* 22, pp.202-204.

[9] Boyer, Marcel and Georges Dionne (1989). "An Empirical Analysis of Moral Hazard and Experience Rating," *The Review of Economics and Statistics* 71, pp.128-134.

[10] Breslaw, Jon A. and James McIntosh. "Simulated Latent Variable Estimation of Models with Ordered Categorical Data," *Working paper* Concordia University.

[11] Briys, Eric and Harris Schlesinger (1990). "Risk Aversion and the Propensities for Self-Insurance and Self-Protection," *Southern Economic Journal* 57, pp.458-467.

[12] Carmichael, H. Lorne (1986). "Reputations for Safety: Market Performance and Policy Remedies," *Journal of Labor Economics* 4, pp.458-472.

[13] Chang, Yang-Ming and Isaac Ehrlich (1985). "Insurance, Protection from Risk, and Risk-Bearing," *Canadian Journal of Economics* 18, pp.574-586.

[14] Cohen, Michael D. and Robert Axelrod (1984). "Coping with Complexity: The Adaptive Value of Changing Utility," *American Economic Review* 74, pp.30-42.

[15] Combs, B. and P. Slovic (1979). "Causes of Death: Biased Newspaper Coverage and Biased Judgements," *Journalism Quarterly* 56, pp.837-843.

[16] Cook, P.J. and P.A. Graham (1977). "The Demand for Insurance and Protection: the Case of Irreplaceable Commodities," *Quarterly Journal of Economics* 61, pp.143-156.

[17] Cousineau, Jean-Michel, Robert Lacroix and Anne-Marie Girard (1995) in *Thomason, Terry and Richard P. Chaykowski. "Research in Canadian Workers' Compensation,"* IRC Press, Industrial Relations Centre, Queen's University, Kingston, Ontario.

[18] De Finetti, B. (1937). "La Prévision: ses lois logiques, ses sources subjectives," *Annales de l'Institut Henri Poincaré* 7, pp.1-68.

[19] Dehez, Pierre and Jacques H. Drèze (1982). "State-Dependent Utility, the Demand for Insurance and the Value of Safety", in *The Value of Life and Safety* in M. Jones-Lee, editor, North Holland, Amsterdam, New York.

[20] Diamond, Peter A. (1977). "Insurance Theoretic Aspects of Workers' Compensation", in Alan S. Blinder and Philip Friedman, eds., *Natural Resources, Uncertainty and General Equilibrium Systems*, New York: Academic Press.

[21] Diamond, Peter A. and Joseph E. Stiglitz (1974). "Increases in Risk and in Risk Aversion," *Journal of Economic Theory* 8, pp.337-360.

[22] Di Mauro, Carmela and Anna Maffioletti (1996). "An Experimental Investigation of the Impact of Ambiguity of the Valuation of Self-Insurance and Self-Protection," *Journal of Risk and Uncertainty* 13, pp.53-71.

[23] Dionne, Georges (1982), "Moral Hazard and State-Dependent Utility Function", *The Journal of Risk and Insurance* Vol.49, pp.405-422.

[24] Dionne, Georges and Louis Eeckhoudt (1985). "Self-Insurance, Self-Protection and Increased Risk Aversion," *Economics Letters* 17, pp.39-42.

[25] Dionne, Georges (1990). "Review Article of Drèze's Essays on Economic Decisions under Uncertainty," *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory* 15, 193–202.

[26] Dionne, Georges and Nathalie Fombaron (1996), "Non-convexities and the Efficieny of Equilibria in Insurance Markets with Asymmetric Information," *Economics Letters* Vol.52, pp.31-40.

[27] Drèze Jacques H. (1961). "Les fondements Logiques de l'Utilité Cardinale et de la Probabilité Subjective, La décision," in *Essays on Economic Decisions under Uncertainty* Colloques Internationaux du CNRS, Paris.

[28] Drèze, Jacques H. (1986), "Moral Expectation with Moral Hazard," in *Contributions to Mathematical Economics* In Honor of Gérard Debreu, Chap.11 in Werner Hildenbrand and Andreu Mas-Colell editors, Elsevier Science Publishers B.V., pp.187-204.

[29] Drèze Jacques H. (1987). "Decision Theory with Moral Hazard and State-dependent Preferences," in *Essays on Economic Decisions Under Uncertainty*, Drèze, editor, Cambridge University Press.

[30] Eeckhoudt, Louis and Miles S. Kimball (1992), "Background Risk, Prudence, and the Demand for Insurance," in *Contributions to Insurance Economics* by Georges Dionne, editor, Kluwer Academic Publishers, pp.239-254.

[31] Eeckhoudt, Louis, Philippe Godfroid and M. Marchand (1997). "Risque de santé, médecine préventive et médecine curative," *Working Paper*, Facultés Catholiques de Mons et *cahier 9703*, Chaire de gestion des risques, HEC.

[32] Ehrlich, Isaac and Gary S. Becker (1972). "Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection," *Journal of Political Economy* 80, pp.623-648.

[33] Fienberg, Stephen E. (1977). "The Analysis of Cross-Classified Categorical Data," Chaps.1-2, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts and London, England.

[34] Fishburn, P.C. (1973). "A Mixture-set Axiomatization of Conditional Subjective Expected Utility," *Econometrica* 41, 1–25.

[35] Fraser, Clive D. (1995). "Misperceived job hazards and welfare," *Journal of Public Economics* 56, 97–123.

[36] Gao, X.M. and Jonq-Ying (1993). "An Application of a Multiple Cause Variable Model for consumer Perception of Orange Juice," *Applied Economics* 25, pp.207-212.

[37] Gollier, Christian and Miles S. Kimball (1994). "Toward a Systematic Approach to the Economic Effects of Uncertainty II: Characterizing Utility Functions," *Unpublished manuscript* University of Toulouse.

[38] Gollier, Christian and Miles S. Kimball (1996). "New Methods in the Classical Economics of Uncertainty: Comparing Risks," *Working Paper* GREMAQ $n^{\underline{o}}$ 96.09.412, University of Toulouse.

[39] Good, David H. and Maureen A. Pirog-Good (1987). "A Simultaneous Probit Model of Crime and Employment for Black and White Teenage Males," *Review of Black Political Economy* 16, pp.109-127.

[40] Hersch, Joni and Todd S. Pickton (1995). "Risk-Taking Activities and Heterogeneity of Job-Risk Tradeoffs," *Journal of Risk and Uncertainty* 11, pp.205-217.

[41] Hersch, Joni and W. Kip Viscusi (1990). "Cigarette Smoking, Seatbelt Use, and Difference in Wage-Risk Tradeoffs," *The Journal of Human Resources* 25, pp.202-227.

[42] Jones-Lee, M. W. (1976). "The Value of Life: An Economic Analysis," Chap.3: Choice Under Uncertainty, University of Chicago Press, Chicago.

[43] Judge, George G., R. Carter Hill, William E. Griffiths, Helmut Lütkepohl and Tsoung-Chao Lee (1987). "Introduction to the Theory and Practice of Econometrics," Chap.2, John Wiley and Sons.

[44] Kahneman, Daniel and Amos Tversky (1974), "Judgment Under Uncertainty Heuristics and Biases," *Science* 185, pp.1124-1131.

[45] Kahneman, Daniel and Amos Tversky (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk," *Econometrica* 47, pp.263-291.

[46] Karni, Edi, David Schmeidler and Karl Vind (1983), "One State-Dependent Preferences and Subjective Probabilities," *Econometrica* 51, pp.102-1032.

[47] Karni, Edi (1983), "Risk Aversion for State Dependent Utility Functions: Measurement and Applications," *International Economic Review* 24, pp.637-647.

[48] Karni, Edi (1985). "Decision Making under Uncertainty, The Case of State-Dependent Preferences," Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts and London, England.

[49] Karni, Edi (1992). "Subjective Probabilities and Utility with State-Dependent Preferences," *Journal of Risk and Uncertainty* 5, pp.107-125.

[50] Karni, Edi (1993). "A Definition of Subjective Probabilities with State-Dependent Preferences," *Econometrica* 61, pp.187-198.

[51] Karni, Edi (1995). "Probabilities and Beliefs," *Working Paper*, Department of Economics, The Johns Hopkins University.

[52] Kimball, Miles S. (1990), "Precautionary Saving in the Small and in the Large," *Econometrica* 58, pp.53-73.

[53] Kimball, Miles S. (1993), "Standard Risk Aversion," *Econometrica* 61, pp.589-611.

[54] Lanoie, Paul (1991). "Occupational Safety and Health: a Problem of Double or Single Moral Hazard," *The Journal of Risk and Insurance* 58, 80–100.

[55] Leland, H.E. (1968). "Saving Under Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving," *Quarterly Journal Of Economics* 82, 465–473.

[56] Lichtenstein Sarah, Paul Slovic, Beruch Fischhoff, Mark Layman and Barbara Combs (1978). "Judged Frequency of Lethal Events," *Journal of Experimental Psychology: Human Learning and Memory* 4, 551–78.

[57] Liu, Jin-Tan and Chee-Ruey Hsieh (1995). "Risk Perception and Smoking Behavior: Empirical Evidence from Taiwan," *Journal of Risk and Uncertainty* 11, 139–157.

[58] Loewenstein, George and Jane Mather (1990). "Dynamic Processes in Risk Perception," *Journal of Risk and Uncertainty* 3, 155–75.

[59] Maddala, G. S. (1983). "Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics," Cambridge: Cambridge University Press.

[60] Magat Wesley A., W. Kip Viscusi and Huber J.(1987). "Risk-Dollar Tradeoffs, Risk Perceptions, and Consumer Behavior," in Viscusi, W. Kip and Wesley A. Magat, Learning about Risk, Havard University Press.

[61] Magat Wesley A., W. Kip Viscusi (1987). "Implications for Economic Behavior," in Viscusi, W. Kip and Wesley A. Magat, Learning about Risk, Havard University Press.

[62] McKelvey, Richard D. and William Zavoina (1975). "A statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables," *Journal of Mathematical Sociology* 4, pp.103-120.

[63] Moore, Michael J. and Marian Chapman Moore (1989). "Adaptative Learning, Adaptative Utility, and Rational Behavior in a Repeated Prisoner's Dilemma," *Journal of Risk and Uncertainty* 2, pp.367-383.

[64] Moses, Leon N. and Ian Savage (1989). "The Effect of Airline Pilot Characteristics on Perception of Job Safety Risks," *Journal of Risk and Uncertainty* 2, pp.335-351.

[65] Oi, M. Y. (1973). "The Economics of Product Safety," *Bell Journal of Economics* 4, pp.3-39.

[66] Pratt, John W. (1964). "Risk Aversion in the Small and in the Large," *Econometrica* 32, pp.122-136.

[67] Pratt, John W. and Richard J. Zeckhauser (1987). "Proper Risk Aversion," *Econometrica* 55, pp.143-154.

[68] Ramsey, F. P. (1926). "Truth and Probability," in *Decision, Probability and Utility*, Gärdenfors, P. and Sahlin, N.E., editors, Cambridge University Press.

[69] Rea Jr., Samuel A. (1981). "Workmen's Compensation and Occupational Safety under Imperfect Information," *The American Economic Review* 70, pp.80-92.

[70] Roell, Ailsa (1984). "Essays in the Theory of Comparative Risk Aversion; with Special Reference to the Case of State-Dependent Preferences," Ph.D. Dissertation, The Johns Hopkins University.

[71] Ross, Stephen A. (1981). "Some Stronger Measures of Risk Aversion in the Small and in the Large with Applications," *Econometrica* 49, pp.621-638.

[72] Rothschild, Michael and Joseph Stiglitz (1970). "Increasing Risk I: A Definition," *Journal of Economic Theory* 2, pp.225-243.

[73] Rustichini, Aldo and Jacques H. Drèze (1994). "State Dependent Utility," Discussion Paper No.9443, CORE, Université Catholique de Louvain.

[74] Savage, L. J. (1952). "Review of Rudolf Carnap's Logical Foundations of Probability," *Econometrica* 20, pp.688-690.

[75] Savage, L. J. (1954). "The Foundations of Statistics," Wiley, New York.

[76] Savage, L. J. (1967). "Difficulties in the Theory of Personal Probability," *Philosophy of Science* 34, pp.305-310.

[77] Savage, L. J. (1971). "Elicitation of Personal Probabilities and Expectations," *Journal of the American Statistical Association* 66, pp.783-801.

[78] Savage, L. J. (1981). "The Writings of L. J. Savage. A Memorial Selection," *The American Statistical Association and The Institute of Mathematical Statistics* Washington, DC.

[79] Sandmo (1970). "The Effect of Uncertainty on Saving Decisions," *Review of Economic Studies* 37, pp.353-360.

[80] Shavell, Steven (1978), "Theoretical Issues in Medical Malpractice," in *The Economics of Medical Malpractice* Rottenberg, S. ed., American Ent. Institute, Washington.

[81] Shavell, Steven (1979), "On Moral Hazard and Insurance," *Quarterly Journal of Economics* 93, pp.514-562.

[82] Shavell, Steven (1978), "Theoretical Issues in Medical Malpractice," in Rottenberg S., editor, *The Economics of Medical Malpractice* American Ent. Inst., Washington.

[83] Shogren, Jason F. (1990). "The Impact of Self-Protection and Self-Insurance on Individual Response to Risk," *Journal of Risk and Uncertainty* 3, 191–204.

[84] Slovic Paul, Beruch Fischhoff and Sarah Lichtenstein (1982). "Facts versus Fears: Understanding Perceived Risk," in Kahneman D., P. Slovic and A. Tversky, eds., *Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases* Cambridge Press, pp.462-492.

[85] Smith, V. Kerry and R. Gregory Michaels (1987). "How Did Households Interpret Chernobyl? A Bayesian Analysis Of Risk Perceptions," *Economics Letters* 23, pp.359-364.

[86] Smith V. Kerry, William H. Desvousges, Ann Fisher and F. Reed Johnson (1988). "Learning about Radon's Risk," *Journal of Risk and Uncertainty* 1, pp.233-258.

[87] Smith, V. Kerry and F. Reed Johnson (1988). "How Do Risk Perceptions Respond to Information? The Case of Radon," *The Review of Economics and Statistics* 70, pp.1-8.

[88] Smith V. Kerry, William H. Desvousges, F. Reed Johnson and Ann Fisher (1990). "Can Public Information Programs Affect Risk Perceptions?," *Journal of Policy Analysis and Management* 9, pp.41-59.

[89] Sobel, Michael E. (1995). "Handbook of Statistical Modeling for Social and Behavioral Sciences," Chap.5: The Analysis of Contengency Tables, pp.251-310, Gerhard Arminger, Clifford C. Clogg and Michael E. Sobel, editors. Plenum Press, New York.

[90] Sweeney, George-H. and T. Randolph Beard (1992). "The Comparative Statics of Self-Protection," *Journal of Risk and Insurance* 59, pp.301-309.

[91] Thaler, Richard and Sherwin Rosen (1975). "The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market," in Nestor E. Terleckyj (Ed.), Household Production and Consumption: Studies in Income and Wealth, Columbia University Press, New York and London.

[92] Thaler, Richard and Sherwin Rosen (1979). "Job Hazards and Worker Quit Rates: An Analysis of Adaptive Worker Behavior," *International Economic Review* 20, pp.29-58.

[93] Viscusi, W. Kip (1979). "Employment Hazards: An Investigation of Market Performance," Harvard University Press, Cambridge, Massachusets and London, England.

[94] Viscusi, W. Kip (1980). "A Theory of Job Shopping: A Bayesian Perspective," *The Quarterly Journal of Economics* 94, pp.609-614.

[95] Viscusi, W. Kip (1980). "Imperfect Job Risk Information and Optimal Workmen's Compensation Benefits," *Journal of Public Economics* 14, pp.319-337.

[96] Viscusi, W. Kip and Charles J. O'Connor (1984). "Adaptative Responses to Chemical Labeling: Are Workers Bayesian Decision Makers?," *American Economic Review* 74, pp.942-956.

[97] Viscusi, W. Kip and Charles J. O'Connor (1987). "Hazard Warnings for Workplace Risks: Effects on Risk Perceptions, Wage Rates, and Turnover," in Viscusi, W. Kip and Wesley A. Magat, Learning about Risk, Havard University Press.

[98] Viscusi, W. Kip (1985). "A Bayesian Perspective on Biases in Risk Perception," *Economics Letters* 17, pp.59-62.

[99] Viscusi, W. Kip (1985). "Are Individuals Bayesian Decision Makers?," *American Economic Review* 75, pp.381-385.

[100] Viscusi, W. Kip, Wesley A. Magat and Joel Huber (1987). "The Effect of Risk Information on Precautionary Behavior," in Viscusi, W. Kip and Wesley A. Magat, Learning about Risk, Havard University Press.

[101] Viscusi, W. Kip and Wesley A. Magat with Joel Huber, Charles O'Connor, James R. Bettman, John W. Payne, and Richard Staelin (1987). "Learning about Risk: Consumer and Worker Responses to Hazard Information," Chap.1,4,5,6 et 7, Havard University Press, Cambridge, Massachusets and London, England.

[102] Viscusi, W. Kip and Wesley A. Magat (1987). "Information Processing and Individual Decisions," in Viscusi, W. Kip and Wesley A. Magat, Learning about Risk, Havard University Press.

[103] Viscusi, W. Kip, Wesley A. Magat and Joel Huber (1987). "An Investigation of the Rationality of Consumer Valuations of Multiple Health Risks," *Rand Journal of Economics* 18, pp.465-479.

[104] Viscusi, W. Kip (1989). "Prospective Reference Theory: Toward an Explanation of the Paradoxes," *Journal of Risk and Uncertainty* 2, pp.235-263.

[105] Viscusi, W. Kip (1990). "Do Smokers Underestimate Risks?," *Journal of Political Economy* 98, pp.1253-1269.

[106] Viscusi, W. Kip and Michael J. Moore (1991). "Worker Learning and Compensating Differentials," *Industrial and Labor Relations Review* 45, pp.80-96.

[107] Viscusi, W. Kip (1991). "Age Variations in Risk Perceptions and Smoking Decisions," *The Review of Economics and Statistics* 73, pp.577-588.

[108] Viscusi, W. Kip (1994). "Alarmist Decisions with Divergent Risk Information," *Working Paper*, Duke University.

[109] Viscusi, W. Kip (1995). "Government Action, Biases in Risk Perception, and Insurance Decisions," *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory* 20, pp.93-110.

[110] Vlek, C. and P. Stallen (1980). "Rational and Personal Aspects of Risk," *Acta Psychologica* 45, pp.273-300.

[111] Zellner, Arnold (1971). "An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics," John Wiley & Sons Inc.