

École des Hautes Études Commerciales
Affiliée à l'Université de Montréal

**Évaluation des bénéfices et choix des projets
impliquant la sauvegarde de vies humaines**

par

Pierre-Carl Michaud
Sciences de la gestion

Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maître ès sciences
(M.Sc.)

JUIN 2001

© Pierre-Carl Michaud, 2001

Sommaire

La réglementation des risques prend maintenant une place importante dans le champ d'intervention des autorités publiques. L'évaluation des bénéfices liés à la sauvegarde de vies humaines ne peut être évitée si on utilise l'analyse avantage-coût. Nous avons voulu faire un portrait sur l'état actuel de la recherche dans ce domaine. Nous avons conduit une méta-analyse en plus d'explorer de nouvelles méthodes qui pourraient permettre d'améliorer la gestion des risques au Québec. La méta-analyse des résultats de la littérature nous permet de conclure qu'environ 60% de la variabilité des résultats est due à des différences méthodologiques. De plus, le concept de valeur statistique d'une vie humaine n'a pas les mêmes propriétés que la disposition à payer pour réduire le risque en ce qui attrait à la relation avec le niveau moyen de risque. À la lumière de ces résultats, nous mettons en garde le décideur public pour ce qui est du choix d'une valeur à utiliser pour l'évaluation des projets. Cette valeur peut affecter l'ordonnement des projets. Dans l'immédiat, nous avons proposé un test de dominance des projets afin de vérifier la sensibilité de cet ordonnancement à la valeur choisie. Ce test se base sur la distribution des valeurs trouvées dans les études canadiennes et permet de faire une analyse de sensibilité de la rentabilité des projets à la valeur choisie. À moyen terme, une étude rigoureuse au Québec devrait être conduite afin de palier aux problèmes méthodologiques rencontrés dans la littérature ainsi que de trouver une valeur qui soit représentative de la disposition à payer de la population québécoise pour la sécurité.

Remerciements

L'auteur aimerait remercier ses directeurs de recherche, Georges Dionne et Paul Lanoie pour leur soutien. Remerciements aussi à Marie Allard, François Bellavance, Charles Bellemare, Pascal Rainville, Désiré Vencatachellum ainsi qu'aux participants de l'atelier de recherche en économie appliquée 2000-2001 à l'École des Hautes Études Commerciales de Montréal pour leurs précieux commentaires. Le financement de cette recherche a été fourni par le fonds conjoint FCAR-MTQ-SAAQ. Le présent document a été rédigé pour satisfaire aux exigences du programme de maîtrise et le contenu n'engage que son auteur.

Table des matières

| | | |
|----------|---|-----------|
| 1 | Introduction : définition de la problématique | 1 |
| 2 | Les fondements théoriques de la valeur statistique d'une vie humaine | 5 |
| 2.1 | L'approche du capital humain | 7 |
| 2.2 | L'approche de la disposition à payer | 10 |
| 2.2.1 | Dérivation théorique de la disposition à payer | 11 |
| 2.2.2 | Autres considérations théoriques liées à la DAP | 18 |
| 2.3 | Analyse risque-risque : équivalence entre les risques | 22 |
| 2.3.1 | Modèle QALY pour la sévérité des blessures | 23 |
| 2.3.2 | Le modèle risque-projet | 24 |
| 2.4 | Aggrégation des préférences et politique optimale | 26 |
| 3 | Les travaux empiriques | 31 |
| 3.1 | Prix hédoniste sur le marché du travail | 33 |
| 3.1.1 | Intuition et hypothèses | 33 |
| 3.1.2 | L'estimation de la disposition à payer | 35 |
| 3.1.3 | Les biais possibles de la méthode et considérations pratiques | 38 |
| 3.2 | Prix hédoniste sur le marché de la consommation | 45 |
| 3.3 | L'enquête et l'évaluation contingente | 48 |
| 3.3.1 | Les sources de biais et considérations pratiques | 49 |
| 3.4 | L'analyse risque-risque | 55 |
| 3.4.1 | L'évaluation contingente et le modèle QALY | 55 |
| 3.4.2 | L'évaluation contingente et le modèle risque-projet | 56 |
| 4 | Analyse statistique des résultats | 58 |
| 4.1 | Statistiques descriptives sur les différentes études | 58 |
| 4.2 | L'échantillon d'études retenues | 64 |
| 4.3 | Stratégie empirique et hypothèses | 67 |
| 4.4 | Analyse de Bowland et Beghin (1998) | 75 |
| 4.5 | Analyse des résultats | 77 |
| 5 | La valeur statistique d'une vie humaine au Québec | 90 |
| 5.1 | Ce que font les décideurs publics à l'heure actuelle | 90 |
| 5.1.1 | Société de l'assurance automobile du Québec | 91 |
| 5.1.2 | Ministère des Transports du Québec | 95 |
| 5.2 | Une première approximation est-elle possible ? | 96 |
| 5.2.1 | D'abord une nouvelle étude | 97 |
| 5.2.2 | Moyenne des études canadiennes | 99 |
| 5.2.3 | Moyenne des études en général | 100 |
| 5.2.4 | La disposition à payer pour les soins de santé | 101 |

| | | |
|----------|--|------------|
| 5.3 | Une première modélisation du choix optimal des projets sauvant des vies humaines | 102 |
| 5.4 | Mesure de la variation du risque suite à un projet | 108 |
| 5.5 | Considérer les effets indirects de l'intervention | 109 |
| 6 | Conclusion et extensions possibles | 111 |

Liste des tableaux

| | | |
|------------|--|----|
| Tableau 1 | Coût par vie sauvée des réglementations aux États-Unis | 4 |
| Tableau 2 | Études utilisant le marché du travail | 44 |
| Tableau 3 | Études utilisant d'autres marchés | 47 |
| Tableau 4 | Études utilisant l'évaluation contingente | 55 |
| Tableau 5 | Répartition des études dans le temps | 60 |
| Tableau 6 | Valeur statistique d'une vie humaine selon la méthodologie utilisée | 60 |
| Tableau 7 | Valeur statistique d'une vie humaine selon le pays d'origine | 62 |
| Tableau 8 | Valeur statistique d'une vie humaine selon le type de publication | 64 |
| Tableau 9 | Statistiques descriptives de l'échantillon | 66 |
| Tableau 10 | Déterminants de la variabilité des résultats (MCG) | 79 |
| Tableau 11 | Déterminants de la variabilité des résultats (MCG) avec prise en compte des valeurs influentielles | 87 |
| Tableau 12 | Déterminants de la variabilité des résultats avec bootstrapping des écarts-types | 89 |
| Tableau 13 | Comparaison internationale des valeurs utilisées | 92 |
| Tableau 14 | Résultats de l'étude de Bordeleau (1996) | 93 |
| Tableau 15 | Synthèse des résultats de Bordeleau (1996) | 94 |
| Tableau 16 | Synthèse des études du MTQ | 97 |

Liste des graphiques

| | | |
|-------------|---|----|
| Graphique 1 | Courbes d'indifférences entre la richesse et la probabilité | 16 |
| Graphique 2 | DAP et richesse | 17 |
| Graphique 3 | DAP et probabilité | 17 |
| Graphique 4 | Marché implicite du risque sur le marché du travail | 35 |
| Graphique 5 | Distribution des résultats dans le temps | 59 |
| Graphique 6 | Distribution des résultats (densité estimée) | 78 |
| Graphique 7 | Relation entre la valeur de la vie et la probabilité | 81 |
| Graphique 8 | DAP et probabilité | 82 |
| Graphique 9 | Valeur statistique d'une vie humaine et probabilité | 83 |

1 Introduction : définition de la problématique

Chaque année, nos gouvernements mettent en place des réglementations ainsi que des projets d'infrastructures qui affectent le niveau de risque auquel chacun des individus est exposé. Que ce soit en transport, en environnement ou bien au niveau de la santé et sécurité au travail, les autorités gouvernementales interviennent dans une multitude de domaines pour réduire le risque, amenant ainsi la littérature économique à se pencher sur la question (Pollak, 1995). Deux discussions principales ont été tenues sur cette intervention : est-elle justifiée ? est-elle efficace ?

Dans un monde que l'on jugera utopique, chacun des individus choisit indépendamment des autres membres de la société le niveau de risque qui lui permet de maximiser son utilité compte tenu de ses contraintes financières. Le comportement de chacun de ces individus n'affecte en aucun cas le choix des autres membres de la société. Dans ce monde utopique, l'information est parfaitement donnée à chacun des individus sur les risques qu'il encoure et celui-ci est capable, au travers des choix qu'il fait, d'observer et de discerner ce niveau de risque avant de prendre ses décisions. L'individu peut alors, en se protégeant lui-même contre le risque, décider du niveau de sécurité qu'il considère optimal. En somme, il n'y a aucune base sur laquelle le gouvernement peut s'appuyer pour justifier des projets d'investissements en sécurité ou bien une réglementation des risques. De toute évidence, le marché est alors capable de faire une allocation parétienne des ressources. Toutefois, dans le vrai monde, trois imperfections de marché sont susceptibles de légitimer une intervention gouvernementale en matière de prévention des risques.

D'abord, les droits de propriété peuvent être mal définis pour certaines ressources. Certains agents économiques pourraient être tentés de ne pas considérer les effets de leurs actions sur les autres membres de la société. Selon la théorie pigouvienne, cette inefficacité économique peut être résolue, ou du moins atténuée, par l'intervention du gouvernement. En matière de gestion publique des risques, la sécurité routière peut être vue comme productrice d'un tel coût externe. En effet, certains transporteurs routiers pourraient sous-investir en ce qui concerne la sécurité de leurs véhicules, ce qui pourrait exposer d'autres utilisateurs du réseau routier à des risques supplémentaires non-désirés pouvant imposer des coûts à la société.

Par ailleurs, l'information imparfaite crée deux autres types de problèmes, soit

celui du risque moral, un comportement *ex ante* qui résulte d'une exploitation de l'asymétrie d'information au cours d'une relation contractuelle, et la sélection adverse, qui résulte bien souvent d'un manque d'information sur l'achat d'un bien ou sur la sélection d'un candidat à un emploi. Par exemple, la santé publique fait l'objet d'une intervention dans la mesure où l'information naturellement donnée aux individus sur divers produits est imparfaite et expose ces derniers à des risques contre lesquels il est difficile de se protéger.

Finalement, dans plusieurs pays, les gouvernements ont mis au point un système de protection sociale qui donne accès à l'éducation, aux soins de santé ainsi qu'à l'aide au chômage de manière gratuite et financée publiquement aux moyens des impôts et taxes. Dès lors, notre monde utopique n'est plus puisque la mort d'un individu impose un effet externe sur la situation financière des autres individus participant au financement du système. Si ces transferts génèrent des externalités, il convient de les considérer comme base d'intervention. De plus, dans l'éventualité où un régime d'assurance est public et que son principal avantage est de répartir les risques sur un plus grand bassin d'individus, la perte d'une vie humaine peut donc constituer une perte pour le régime et la société en augmentant le coût de la protection contre le risque pour les survivants (Gossner et Picard, 2000).

La réglementation des risques ainsi que les projets d'infrastructures deviennent donc des moyens disponibles au gouvernement pour palier aux imperfections de marché et de permettre de rétablir une allocation optimale des ressources. Cette intervention peut donc être considérée justifiée, sur une base économique, chaque fois que les failles du marché citées précédemment sont présentes. Maintenant, il faut se demander si cette intervention est efficace et si non, comment augmenter son efficacité.

Derrière le choix des réglementations et des projets d'infrastructures, le gouvernement utilise implicitement un critère de décision qui lui permet de déterminer le budget optimal à consacrer à ces activités par rapport à d'autres, ainsi que le choix des alternatives à mettre en place. Se dégage de cette action un choix implicite sur le niveau de protection contre le risque pour la société (Drèze, 1962). On doit alors se demander comment intervenir et jusqu'à quel point doit-on offrir à la société des mesures réglementaires ainsi que des investissements qui augmentent la sécurité.

Certains, en se basant sur la philosophie du bien-être de Rawls (1971), utilise-

ront comme prémisses que la politique publique doit consister en une minimisation inconditionnelle du niveau des risques et qu'en conséquence, la quantité de sécurité produite doit être infinie. Or, comme le souligne Drèze (1992), aucun principe moral ne permet de juger une société A, dans laquelle le niveau de risque est plus bas qu'une société B, comme étant supérieure à l'autre. Aux yeux de Drèze, le risque fait plutôt partie d'un ensemble de préférences procurant de l'utilité ou de la désutilité à la société. L'individu peut alors, à travers les impôts et taxes qu'il verse au gouvernement, dicter la quantité optimale de sécurité qu'il entend "produire". Le gouvernement doit cependant être capable de capter ces préférences et de les traduire en mesures efficaces permettant d'atteindre les objectifs que la société s'est fixés en matière de sécurité.

Les ressources limitées auxquelles l'État a droit ainsi que les autres objectifs parfois contradictoires qu'il poursuit l'empêchent de produire infiniment de la sécurité pour ses citoyens. L'État, à l'aide de cette quantité, doit choisir parmi l'offre des projets possibles, quels seront ceux susceptibles de produire un état optimal d'allocation des ressources. N'oublions pas que l'investissement en sécurité a un coût correspondant aux projets et réglementations que le gouvernement ne pourra mettre en place. Ainsi, le tableau 1 montre le coût par vie sauvée de diverses initiatives réglementaires aux États-Unis. Le simple constat que ce coût est très variable nous pose plusieurs questions. Jusqu'à quel point la société est-elle prête à payer pour la sauvegarde d'une vie humaine par le biais d'une intervention publique? Est-ce qu'il y a une mauvaise allocation des ressources qui elles, sont limitées? Plusieurs auteurs, dont Viscusi (2000), Keeney (1994), et Hahn et al. (2000), penchent plutôt dans ce sens. Il y a donc lieu, à leurs yeux, de réformer notre critère de décision en matière de gestion des risques. Les écarts sont si considérables qu'il nous est permis de croire qu'il y a place pour une amélioration. Comment?

Le gouvernement peut établir sa politique publique en matière de sécurité en se dotant d'outils d'analyse ou simplement en se fiant au bon jugement des élus qui gouvernent. Si la méthode qu'il choisit est de mesurer les bénéfices et les coûts d'un projet de réglementation ou d'infrastructure qui sauve des vies humaines, méthode que l'économiste préconise, il se bute à l'évaluation des bénéfices liés à l'amélioration de la sécurité et, par le fait même, à un concept non sans controverse : la valeur statistique de la vie humaine ou la valeur statistique associée à la sauvegarde d'une vie humaine. En fait, dans le tableau 1, l'on doit se poser la question : la société

COÛT PAR VIE SAUVÉE DE CERTAINES
RÉGLEMENTATIONS AUX ÉTATS-UNIS

| Réglementations | année | Coût par vie sauvée (Million \$US) |
|--|-------|---------------------------------------|
| Ceintures de sécurité et sacs gonflables | 1984 | 0.1 |
| Norme sur le thialomethane dans l'eau potable | 1979 | 0.2 |
| Norme sur le renforcement latéral des véhicules | 1990 | 1 |
| Norme d'exposition à l'amiante sur le lieu de travail | 1972 | 9.9 |
| Norme sur les émissions d'arsenic dans les industries de verres | 1986 | 16.1 |
| Norme sur le Benzene NESHAP | 1990 | 39.2 |
| Norme sur l'exposition au four de charbon sur le lieu de travail | 1976 | 75.6 |
| Interdiction des sites d'enfouissements pour produits dangereux (Superfund program) | 1988 | 4988.7 |
| Norme sur la concentration de Atrazine/alachlor dans l'eau potable | 1991 | 109608.6 |

Source: Carlin, Hakes et Viscusi (1997)

— TABLEAU 1 —

est-elle prête à payer un tel prix pour sauver une vie humaine ? Même si certaines notions pourront paraître éthiquement difficiles à admettre au fil de la discussion, il sera par ailleurs important de discerner entre, d'une part, le champ d'analyse donné à l'économiste, soit de déterminer la politique optimale dans le but de produire la quantité de sécurité désirée socialement, et d'autre part, les considérations éthiques sur l'évaluation monétaire des variations de risques de mortalité.

Le décideur public, en quête d'une juste valeur à accorder à ces bénéfices, est pourtant pris au piège par l'ambiguïté de la littérature économique sur le sujet (Viscusi, 2000). Les économistes ont appliqué plusieurs méthodes de calculs leur permettant d'inférer la valeur économique d'une vie humaine. Que ce soit par le biais des marchés existants ou hypothétiques, des dizaines d'études ont été entreprises afin de

remplir la mission lancée par le décideur public. L'éventail des valeurs proposées est grand et suggère que la valeur que l'on accorde à une vie varie selon une multitude de caractéristiques individuelles, ce qui pose des questions d'équité. De plus, plusieurs problèmes méthodologiques fragilisent les conclusions de ces études. Il importe donc pour les autorités publiques de pouvoir utiliser un compromis acceptable, le plus juste possible et en accord avec les fondements de la théorie économique.

L'objectif de ce mémoire est triple, d'abord faire une revue exhaustive de la littérature sur ce sujet, tant au plan théorique qu'empirique. Deuxièmement, faire une analyse statistique des résultats trouvés dans le but de mieux comprendre les facteurs qui affectent la variabilité des résultats trouvés dans ces études. Troisièmement, de suggérer, si possible, un montant ainsi qu'une méthode d'application au Québec dans le but de favoriser une meilleure politique publique en matière de gestion des risques. L'originalité de ce mémoire se situe principalement au niveau de l'analyse statistique des résultats, technique qui n'a été utilisée, à notre connaissance, qu'une seule fois pour faire l'examen de la littérature économique sur la valeur statistique d'une vie humaine (Bowland et Beghin, 1998).

La section 2 présente les fondements théoriques de la littérature sur l'évaluation des bénéfices liés à l'amélioration de la sécurité. Ensuite, à la section 3, nous présentons les diverses stratégies empiriques qui ont été utilisées dans la littérature. Nous enchaînons à la section 4 avec une analyse statistique des résultats trouvés dans les études empiriques. Quant à elle, la section 5 discute de la possibilité d'étendre ces résultats au Québec et, par ailleurs, examine l'impact du choix d'une valeur sur l'ordonnancement des projets en matière de sécurité. Nous concluons à la section 6 en suggérant des extensions possibles à ce mémoire.

2 Les fondements théoriques de la valeur statistique d'une vie humaine

Avant de se plonger dans la revue de la littérature sur les fondements théoriques de l'analyse, il est important que nous prenions un instant pour bien situer l'origine de l'intérêt ainsi que les grands faits saillants historiques qui ont mené la littérature économique à étudier la question.

Quoique les premières évaluations remontent à l'évaluation des esclaves, les premières estimations destinées à la politique publique sont attribuables à Sir William Petty au XVIIe siècle. Il estime que la valeur d'un anglais se situe entre 60 et 80 livres sterling de l'époque. En 1885, Farr, et ensuite plusieurs autres, ont proposé des méthodes similaires à celle de Petty qui consistent à estimer ce qu'un individu apporte comme production à la société. Les ressources statistiques disponibles de l'époque ont souvent énormément gêné la précision de leurs calculs.

Dublin et Lotka (1930) , tous deux du domaine de l'assurance, construiront sur les méthodes de Farr et de ses prédécesseurs pour aboutir à une formulation de la valeur de la vie humaine assez similaire à celle de la première école de pensée que nous analyserons : l'approche du capital humain. La préoccupation majeure des auteurs était alors de proposer un meilleur cadre d'analyse aux assureurs afin que ceux-ci déterminent les indemnités versées à leurs clients. Plusieurs utilisations de cette approche seront faites, notamment dans les domaines de l'assurance et de la justice, où les indemnités versées aux proches des victimes seront souvent calculées de la sorte. (Jones-Lee, 1989, p.25)

Reynolds (1956) croit que le rôle de l'économiste est d'évaluer les pertes productives encourues par la mort et non la valeur de la douleur et de la perte émotionnelle. Abraham et Thédié (1960), veulent remédier à cette restriction et estiment donc séparément les différents coûts productifs et intangibles pour ensuite les additionner afin de former la première valeur dite "complète" d'une vie humaine. La partie intangible est alors calculée à l'aide des jugements en justice et des indemnités versées aux victimes. Les auteurs accordent aux coûts productifs et intangibles des poids égaux, ce qui peut sembler une restriction arbitraire (Belhadji,1994). Néanmoins, la valeur trouvée par Abraham et Thédié se rapproche considérablement de celle de leurs contemporains mais utilisant des méthodes différentes et souvent plus complexes.

Une deuxième école de pensée, s'appuyant sur les principes de l'analyse d'équilibre général et les critères de bien-être énoncée par Pareto et Kaldor-Hicks, énonce ce qu'elle croit être la véritable valeur qu'accorde un individu à la vie ou la possibilité de rester en vie. Se basant sur la disposition à payer des individus pour prolonger leur vie, des auteurs comme Schelling (1968) et Mishan (1971) argumenteront que la valeur de la vie basée sur la perte productive n'est qu'une borne inférieure à la valeur que les individus accordent à celle-ci. Broome, dans une série d'articles (1978, 1982,

1985, 1992) , adresse diverses critiques à cette approche sur plusieurs fronts. En dépit de ces critiques, la disposition à payer s'est imposée comme dominante dans la littérature. Drèze (1962) fut le premier à proposer un modèle théorique basé sur l'utilité espérée pour démontrer la disposition à payer des individus afin de réduire le risque. Il est intéressant de noter que Drèze avait accompli ce travail avant même que Mishan et Schelling n'en proposent l'utilisation.

Récemment, plusieurs auteurs dont Viscusi et bien d'autres se sont tournés vers l'analyse risque-risque dans le but d'améliorer l'efficacité de la politique publique en matière de sécurité. Ces auteurs soulèvent la difficulté de bien mesurer les arbitrages risque-dollar et se tournent plutôt vers d'autres critères afin de choisir les projets qui sont les plus susceptibles d'améliorer l'efficacité des ressources investies en sécurité.

Deux courants majeurs transcendent donc la littérature sur la question de l'évaluation monétaire implicite de la vie humaine alors qu'un dernier se tourne plutôt vers l'analyse des risques relatifs. Nous présenterons dans les sous-sections qui suivent ces trois courants en soulignant leurs avantages ainsi que leurs principales lacunes d'un point de vue théorique. Nous terminons en regardant les complications théoriques au niveau de la politique publique en utilisant ces approches, notamment en ce qui a trait à l'agrégation des préférences.

2.1 L'approche du capital humain

Cette approche théorique tire ses sources du postulat suivant : la valeur accordée à la vie d'un individu est celle correspondant à sa contribution au bien-être de la société, bien-être considéré comme étant la production ou la richesse que l'individu procure à celle-ci.

Ainsi, en améliorant la sécurité, la société gagne à sauvegarder des vies qui rapportent au bien-être collectif mesuré par la production. On cherche essentiellement à actualiser ce que l'individu peut rapporter à la société jusqu'à son décès probable. Il existe deux méthodes pour calculer la valeur d'une vie humaine selon l'approche du capital humain, soit l'approche nette et celle brute.

L'approche nette, utilisée par Dubin et Lotka (1930), estime la valeur d'une vie humaine par la valeur actuelle de tout ce que rapporte l'individu à la société (pro-

duction) moins ce que l'individu retire de sa production (consommation). Comme le souligne Dowie (1971), si la société est composée de cet individu, la perte imposée à la société devrait inclure le coût en terme de consommation pour ce dernier. Or, l'approche nette est nette de la consommation de ce dernier. On calcule la valeur d'une vie humaine selon cette approche de la façon suivante :

$$V_{ia} = \sum_{n=a}^{\infty} (Y_n - C_n) P_a^n (1+r)^{-(n-a)} \quad (1)$$

où V_{ia} présente la valeur de l'individu i à l'âge a , Y_n le revenu de l'individu à la période n . C_n représente la consommation à la période n , P_a^n représente la probabilité à l'âge a de vivre jusqu'à l'âge n et r , le taux d'actualisation.

L'approche brute corrige cette mesure en incluant la consommation de l'individu. Ainsi, la valeur d'une vie humaine est composée de la perte pour cet individu (consommation) et de la perte pour la société (la valeur nette). Ceci correspond à la production de l'individu¹ :

$$V_{ia} = \sum_{n=a}^{\infty} Y_n P_a^n (1+r)^{-(n-a)} \quad (2)$$

On additionne ainsi les pertes productives compte tenu de l'espérance de vie qui augmente avec l'âge. Deux choix sont à faire dans l'utilisation de cette approche. D'abord, l'estimation du revenu anticipé de l'individu et ensuite, le choix toujours difficile d'un taux d'actualisation.

Harvitz et al. (1992), dans une étude où plusieurs modèles de prévision de revenus sont testés dans le cas de jugements légaux, démontrent que l'on doit admettre une tendance déterministe pour la croissance des salaires d'un individu au cours de sa vie pour bien prévoir ses pertes productives. L'utilisateur d'une telle méthode doit donc poser une hypothèse supplémentaire quant au taux d'augmentation de ces salaires, ce qui est souvent difficile et même relativement arbitraire, mais pourtant, celle-ci affecte grandement le résultat.

¹ $\underbrace{C}_{\text{perte individu}} + \underbrace{(Y-C)}_{\text{perte société}} = \underbrace{Y}_{\text{Perte totale à la société}}$

De plus, l'utilisateur doit supposer que le marché du travail est parfait et donc que la rémunération reflète entièrement la productivité de l'individu. Or, dans plusieurs endroits, comme au Québec, la législation sur le marché du travail nous laisse perplexe quant à cette hypothèse ; la segmentation du marché du travail ainsi que la migration régionale peuvent aussi conduire à un équilibre sur le marché du travail où les travailleurs ne sont pas rémunérés à leur productivité marginale.

Plusieurs auteurs ont par ailleurs eu recours aux taux d'intérêt du marché pour actualiser les revenus d'un individu.² Or, Cropper, Portney et al. (1992,1994) présentent certaines évidences empiriques à l'effet que le taux de préférence des individus pour le temps est décroissant avec l'âge et donc qu'il n'est pas constant. Ce taux varie grandement entre les individus, ce qui suggère la plus grande prudence quant au choix du taux à utiliser. Moore et Viscusi (1990) trouvent que le taux réel avoisine les 2%, mais que la variance est grande entre les individus. Ils préconisent un taux dans l'intervalle 2-14%, ce qui est loin d'être précis. De plus, notons que les résultats de l'analyse sont très tributaires du taux choisi.

Bien qu'elle soit simple d'application, plusieurs critiques rendent cette approche plus difficile à accepter de notre point de vue. D'abord, l'hypothèse selon laquelle la recherche d'un bien-être maximal passe nécessairement par la maximisation du PIB est difficile à accepter sur la base des principes économiques énoncés dans la théorie du bien-être. C'est en grande partie ce que Mishan (1971) reproche à cette approche. La valeur de la vie d'un individu est alors déterminée par la société et de ce fait, ne peut représenter que les coûts matériels et productifs que subit cette dernière. Ainsi, aucune valeur économique n'est donnée à la souffrance ainsi qu'aux autres pertes intangibles. Il s'ensuit un bon nombre de situations embarrassantes pour celui qui a recours à une telle méthode. Entre autres, l'approche génère une valeur nulle, et même négative si l'on utilise l'approche nette, pour les retraités et les femmes au foyer qui ne contribuent pas au PIB, mais qui consomment des biens produits par la société.

Les principes moraux et éthiques nous dictent qu'une telle évaluation renvoie le décideur à la remise en question de l'existence d'individus pour le bien-être de la société. Il semble *a priori* souhaitable de recourir à une conceptualisation théo-

²Il est important de considérer un taux d'actualisation réel quand les flux sont en monnaie réelle. De même, on utilise un taux d'actualisation nominal quand on utilise des flux en monnaie courante ou nominale.

rique différente si nous voulons appliquer l'analyse avantage-coût aux réglementations ainsi qu'aux projets d'infrastructures. Nous verrons que peu de pays utilisent aujourd'hui une telle approche ce qui donne une indication de sa désirabilité.

2.2 L'approche de la disposition à payer

Selon Schelling (1968) et Mishan (1971), un projet permettant la sauvegarde de vies humaines engendre des bénéfices pour certains individus, alors qu'il engendre des coûts pour d'autres. Dans le domaine du transport, un projet qui améliore la sécurité — par exemple qui fixe une limite de vitesse — sauve des vies, mais il engendre aussi des coûts en terme de temps et/ou d'inconfort tout en réduisant la consommation de carburants. La valeur accordée à ces deux composantes est toujours relative, de sorte qu'elle représente le coût d'opportunité de renoncer à une option alternative. Les ressources limitées auxquelles font face les individus poussent ces derniers à dégager un coût d'opportunité entre la richesse et la prolongation de leur vie. L'individu dégager alors de ses préférences une valeur implicite pour la prolongation de sa vie en terme de richesse sacrifiée.³

Un projet doit être accepté si une compensation des bénéficiaires du projet à ceux qui absorbent les coûts est possible, de telle sorte qu'il en résulte une amélioration parétienne et donc un état supérieur en terme d'efficacité.⁴ Pour ce faire, l'analyse avantage-coût requiert l'utilisation de la disposition à payer et à recevoir des individus. Dans le cas où la société est prête à payer plus qu'elle n'exige de recevoir pour que le projet ait lieu, ce dernier est donc désirable du point de vue de l'efficacité. Or, ce à quoi Mishan s'oppose, c'est de recourir à ces principes, mais en évaluant les bénéfices liés à l'amélioration de la sécurité de façon non-économique comme le fait l'approche du capital humain.

Quant à l'application du principe de Kaldor-Hicks, Broome (1978, 1982, 1985) se montre sceptique sur la compensation effective qui peut avoir lieu après le décès

³Il en est de même avec la valeur du temps, mais ceci n'est pas l'objet du présent travail. L'individu consent une valeur au temps selon son coût d'opportunité qui est approximé par le salaire que l'individu reçoit en travaillant.

⁴Rappelons rapidement le principe de Kaldor-Hicks : *Un état de l'économie est jugé supérieur à un autre si, dans la réalisation de cet état, les bénéficiaires du projet peuvent potentiellement dédommager les perdants et ainsi en arriver à une amélioration parétienne. Une amélioration est parétienne si elle permet d'améliorer le bien-être d'au moins une personne impliquée sans pour autant détériorer le bien-être des autres.*

d'un individu. Ceux qui ont bénéficié du projet ne pourront jamais dédommager ceux qui ont perdu. Broome considère donc que les décisions relatives aux projets comportant une évaluation des bénéfices liés à l'amélioration de la sécurité ou des pertes liées à la diminution de la sécurité, doivent être laissées à la discrétion du décideur public. Cependant, si ce dernier fait la demande explicite aux économistes de se pencher sur la question, c'est peut-être que le jugement est très difficile à faire et donc que l'on doit recourir à l'analyse économique pour l'accomplir.⁵

Sur le type de risque à considérer, Mishan affirme que seule l'augmentation ou la diminution de la sécurité visant des risques involontaires devrait être incluse dans les bénéfices d'un projet. Le risque volontaire est déjà incorporé dans la disposition à payer et à recevoir d'un individu et le considérer nous expose à un double comptage. Or comme le souligne Gossner et Picard (2000), si la sécurité est financée par le biais d'un régime d'assurance collectif, la mort d'un individu qui adopte un comportement dangereux doit être incluse puisqu'elle implique la répartition du coût de cette mort au reste de la société. L'objectif d'un régime d'assurance collectif étant la répartition des risques sur l'ensemble de la population, la perte d'une vie implique un coût sur les autres membres de la société. Sur cette question, donc du type de risque à considérer, aucun consensus ne semble pouvoir être tiré.

2.2.1 Dérivation théorique de la disposition à payer

Selon cette approche, un individu est prêt à payer un montant afin que soit réduit le risque qu'il décède. De façon similaire, il est prêt à recevoir une compensation pour une diminution de son espérance de vie. Drèze (1962) fut le premier à proposer le cadre théorique général de l'analyse d'un tel arbitrage avec la quantité jugée optimale de sécurité par la société et la valeur implicite d'une vie humaine qui s'en dégage.⁶

Le concept se présente comme suit : si n individus sont prêts à payer en moyenne 2,000\$ pour diminuer leur risque de décès de 2/1000 à 1/1000, la société est alors

⁵Le même genre de critique peut être adressée aux méthodes basées sur les décisions politiques antérieures pour évaluer la valeur des vies sauvées. Le législateur demande à l'économiste de lui proposer une solution et celui-ci ne trouve pas mieux que de le renvoyer à ses décisions antérieures (Lanoie,1998).

⁶Pour une discussion exhaustive des modèles théoriques, le lecteur est renvoyé à Linnerooth (1977) et Belhadji (1994). Nous présenterons un modèle d'application générale et traiterons les subtilités théoriques sans toutefois faire une présentation formelle de ces dernières.

prête à payer 2,000,000\$ pour sauver la vie épargnée. C'est cette valeur que la société attribue implicitement à la vie humaine. La méthode consiste alors à trouver la disposition à payer pour un changement de risque marginal et ensuite en faire l'extrapolation à la valeur implicite de la vie humaine.

Formalisons cette intuition en regardant en quoi celle-ci se rapproche de la théorie de l'utilité et des axiomes de la théorie du bien-être que nous utilisons dans l'analyse avantage-coût.

Soit un individu dont les préférences respectent les propriétés des fonctions d'utilités von Neumann-Morgenstern ou du modèle standard d'espérance d'utilité linéaire. L'utilité de l'individu est dérivée de deux états de la nature (l), soit la vie (v) et la mort (m). L'utilité que peut espérer l'individu est donnée par :

$$E[u(w)] = u(w, l_m) p(l = m) + u(w, l_v) (1 - p(l = m)). \quad (3)$$

Nous dénotons ensuite par $u_m(w)$ et $u_v(w)$ les deux utilités conditionnelles⁷ et p , la probabilité associée à la réalisation de l'état m (l'état de décès). Le seul argument qui entre dans la fonction d'utilité de l'individu est sa richesse w , ce qui implique implicitement que l'individu dépense entièrement les ressources qui lui sont disponibles. De plus, implicitement dans (3), un accident n'implique pas de perte monétaire, puisque w a la même valeur dans les deux états de la nature. Évidemment, $u_v(w) > u_m(w)$ de sorte que l'individu doit obtenir une compensation pour que l'état m soit réalisé sans quoi l'utilité qu'il en retirera sera inférieure pour une richesse donnée.⁸ L'utilité de l'individu a les propriétés usuelles, $u'_i(w) > 0$, $u''_i(w) < 0$ $i = v, m$, de sorte que l'utilité marginale de la richesse est positive et décroissante. L'individu est supposé averse au risque. Pour garder son utilité espérée constante, l'individu devra être compensé pour toute augmentation de la probabilité p . C'est ce que nous tenterons de démontrer. Prenons d'abord la différentielle totale de l'utilité espérée par rapport à w et p :

⁷ $u(w, l_m) = u_m(w)$, $u(w, l_v) = u_v(w)$

⁸Il est bien entendu que toute l'analyse qui suit peut être étendue à des situations impliquant des pertes monétaires. Pour des raisons de clarté de la présentation, nous nous restreindrons au cas sans pertes monétaires.

$$dEU = \frac{\partial EU}{\partial w} dw + \frac{\partial EU}{\partial p} dp. \quad (4)$$

Si nous sommes intéressés au montant de richesse requis pour compenser une variation de la probabilité de décès en laissant l'individu indifférent, alors nous posons $dEU = 0$. Nous obtenons donc l'expression d'un taux marginal de substitution entre la richesse et la probabilité de décès qui laisse l'individu indifférent en terme d'utilité. En utilisant les valeurs détaillées des dérivées via les termes de (3) et (4), on obtient :

$$\left. \frac{\partial w}{\partial p} \right|_{dEU=0} = \frac{u_v(w) - u_m(w)}{pu'_m(w) + (1-p)u'_v(w)} > 0. \quad (5)$$

L'individu demandera une compensation en terme de revenu qui est positive en regard à une augmentation infinitésimale de la probabilité qu'il passe à l'état m , c'est-à-dire qu'il décède. Cette compensation correspond au surplus d'utilité du fait de vivre exprimé à travers l'utilité marginale espérée de la richesse. Les courbes d'indifférence dans l'espace $\{w, p\}$ ont une pente positive (Graphique 1). Donc, si l'on propose d'améliorer marginalement la sécurité de l'individu, celui-ci demandera une compensation négative, ce qui est en fait une disposition à payer pour que cette amélioration ait lieu. La baisse de richesse est associée à une disposition de l'individu à recevoir un revenu moindre et donc implicitement une disposition à payer.

Deux résultats peuvent maintenant être vérifiés afin de mieux caractériser la relation qui existe entre la richesse et le risque de décès dans un tel modèle. D'abord, nous devons regarder si cette disposition à recevoir (lorsque $dp > 0$) ou disposition à payer (lorsque $dp < 0$) est constante pour divers niveaux de p initiaux.⁹ Si l'individu est exposé à un risque plus important, on s'attend à ce qu'il soit encore plus disposé à réduire ce risque. Nous regarderons cette intuition en prenant la dérivée de la disposition à payer (DAP) trouvée en (5) par rapport à p afin de voir comment elle varie quand l'individu est exposé à un plus grand risque initial. Nous avons alors l'expression suivante :

⁹Si $dp < 0$, nous versons à l'individu un montant négatif, ce qui revient à une disposition à payer de l'individu pour diminuer ce risque. De la même façon si $dp > 0$, alors on doit verser à l'individu un montant positif, ce qui revient à une disposition à recevoir.

$$\frac{\partial \left(\frac{\partial w}{\partial p} \Big|_{dEU=0} \right)}{\partial p} = \frac{\partial^2 w}{\partial p^2} \Big|_{dEU=0} = - \frac{(u_v(w) - u_m(w))(u'_m(w) - u'_v(w))}{[pu'_m(w) + (1-p)u'_v(w)]^2}. \quad (6)$$

Le résultat est ambigu, tout dépendant de l'hypothèse que l'on pose sur l'utilité marginale de la richesse dans les deux états. Sans assurance, il est raisonnable de croire que l'individu a certainement à l'équilibre, une utilité marginale de la richesse qui est plus grande en vie qu'après la mort pour tout niveau de w , dû au fait qu'il préfère la consommation à l'héritage.¹⁰ Selon cette hypothèse, la disposition à recevoir et à payer augmente avec la probabilité de décès, la dérivée est donc positive, ce qui implique que les courbes d'indifférence sont convexes dans l'espace $\{w, p\}$.¹¹

Notons que si l'organe de décision que nous analysons est la famille, alors il est potentiellement vrai que l'utilité marginale de la richesse dans la mort soit plus grande à la famille que lorsque l'individu est vivant. L'individu n'apportant plus de revenu, la richesse des autres procure certainement une utilité marginale plus grande pour chaque dollar. Alors, la dérivée est négative et donc la disposition à payer diminue avec la probabilité de décès initial. Nous restreindrons cependant notre analyse à celle d'un individu sans pour autant perdre de vue cette nuance au plan de l'aggrégation des préférences.

Si l'assurance est disponible à un prix actuariel, alors l'individu peut transférer des ressources financières jusqu'à ce que l'utilité marginale de la richesse dans les deux états le rende indifférent, à condition de trouver un assureur qui offre une telle assurance. Alors les deux utilités marginales sont égales et donc la disposition à payer est invariante à la probabilité de décès dans ce modèle.¹²

Nous poserons l'hypothèse que l'utilité marginale de la richesse est supérieure dans la vie que dans la mort. Les imperfections sur le marché de l'assurance nous laissent croire que les individus ne peuvent transférer librement des ressources entre les deux états jusqu'au point où les utilités marginales s'égalisent. En somme, un résultat commun dans la littérature empirique sur l'évaluation monétaire du risque est que la DAP augmente avec le seuil initial du risque. Nous aborderons ces questions

¹⁰Ici l'atruisme pourrait changer quelque peu l'analyse (Jones-Lee, 1991).

¹¹ $\frac{\partial^2 w}{\partial p^2} \Big|_{dEU=0} = -\frac{-}{+} = +$

¹² $\frac{\partial^2 w}{\partial p^2} \Big|_{dEU=0} = -\frac{0}{+} = 0$.

à la section 4.

Un autre résultat intéressant à vérifier est la relation entre la disposition à payer et la richesse initiale de l'individu. On s'attend à ce que plus l'individu est riche, plus le coût d'opportunité du décès est grand.¹³ Regardons la véracité de cette intuition en prenant, similairement au cas de la probabilité, la dérivée de la disposition à payer par rapport à la richesse de l'individu. Nous obtenons :

$$\frac{\partial(\frac{\partial w}{\partial p}|_{dEU=0})}{\partial w} = \frac{EU_w(u'_v(w) - u'_m(w)) - EU_{ww}(u_v(w) - u_m(w))}{(EU_w)^2} > 0 \quad (7)$$

La disposition à payer augmente avec le niveau de richesse tel qu'anticipé en faisant encore une fois l'hypothèse que l'utilité marginale de la richesse est plus grande dans la vie que dans la mort et que l'individu est averse au risque.¹⁴ Ce résultat fera intervenir la notion d'équité dans notre analyse puisque des projets dont la population visée est plus aisée risqueraient d'être préférés à des projets qui affectent des gens plus pauvres.

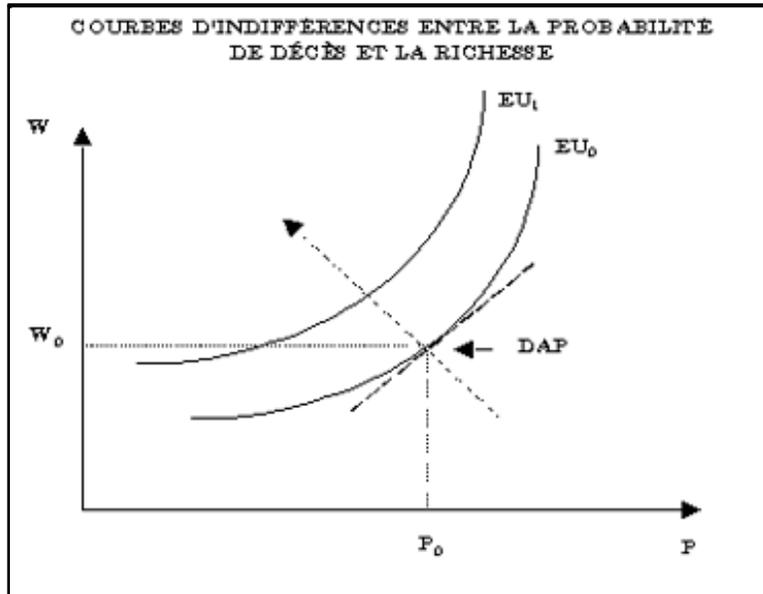
Les courbes d'indifférence de l'individu relativement au risque de décès et à la richesse ont donc la forme présentée au graphique 1.

Le taux marginal de substitution trouvé en (5) correspond à la pente des courbes d'indifférence. L'individu voit son utilité espérée augmenter avec la richesse pour une probabilité donnée et diminuer si la probabilité augmente considérant une richesse fixe. Ceci nous indique que l'utilité espérée augmente plus les courbes d'indifférence sont en direction nord ouest tel que démontré dans le graphique 1.

Comme plusieurs caractéristiques démographiques sont fortement corrélées à la richesse ainsi qu'au niveau de risque, plusieurs résultats statiques pourront être inférés sans les faire intervenir dans une modélisation complexe. La richesse d'un individu au cours de sa vie a la forme habituelle d'une cloche. Ainsi, on s'attend à ce que sa disposition à payer augmente avec l'âge jusqu'à un certain point pour ensuite diminuer, ce qui est vérifié dans un bon nombre d'études empiriques qui

¹³Nous faisons bien sûr l'hypothèse que l'héritage n'est pas possible.

¹⁴ EU_w et EU_{ww} représentent respectivement les dérivées première et seconde de l'utilité espérée par rapport au revenu de l'individu.



— GRAPHIQUE 1 —

utilisent le revenu pour approximer la richesse (Jones-Lee et al., 1985 ; Johannesson et Johannesson, 1996).

Tel que mentionné pour ce qui est de la richesse, il sera par ailleurs difficile de tirer profits de ces évidences empiriques quand viendra le temps de définir une politique en matière de risque qui soit efficace et équitable. De considérer une valeur différente pour chacun des individus introduit certaines considérations éthiques qui sont difficilement défendables. En contrepartie, nous verrons que le gain en terme d'efficacité qui est possible en accordant une telle hétérogénéité est minime du point de vue du décideur public et de la société. Il s'agit beaucoup plus d'un jugement politique que d'un jugement économique.

Afin de mieux apprécier les résultats trouvés en (6) et (7) , considérons la forme spécifique de la fonction d'utilité espérée :

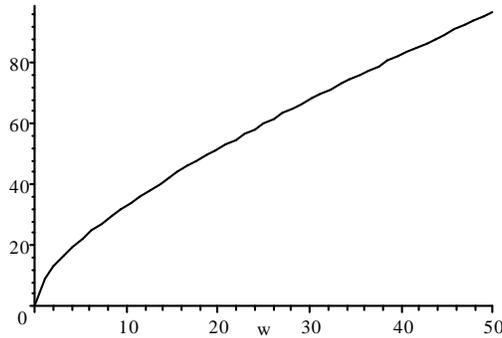
$$EU = p(w^\gamma) + (1 - p)(a + bw^\gamma)$$

$$0 < \gamma < 1, a > 0, b > 1$$

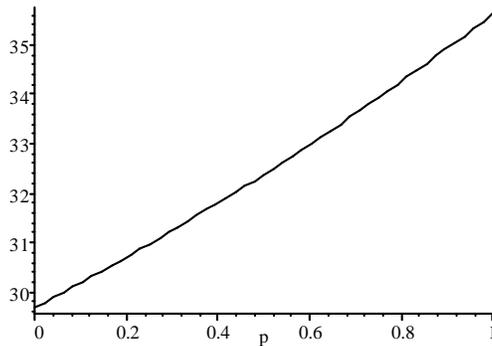
Les hypothèses faites sont bel et bien respectées; $u_v(w) > u_m(w)$, $u'_v(w) > u'_m(w)$. La forme de la fonction d'utilité reflète une aversion relative au risque constante égale à $(1 - \gamma)$.¹⁵ En utilisant le résultat trouvé en (5), le taux marginal de substitution est :

$$\phi(w, p) = \frac{\partial w}{\partial p} \Big|_{dEU=0} = \frac{a + (b - 1)w^\gamma}{p\gamma w^{\gamma-1} + (1 - p)b\gamma w^{\gamma-1}} > 0.$$

Les Graphiques 2 et 3 montrent la relation entre la disposition à payer et la richesse ainsi qu'avec le niveau initial de risque.



Graphique 2 DAP et richesse avec $\gamma = 0.5$, $a = 5$, $b = 1.5$ et $p = 0.5$.



Graphique 3 DAP et probabilité

La DAP augmente avec la richesse et avec le niveau de probabilité initial en

¹⁵L'aversion relative au risque est égale à $-w \frac{u''(w)}{u'(w)} = 1 - \gamma$

posant l'hypothèse que l'utilité marginale de la richesse est plus grande dans la vie que dans la mort. Plusieurs auteurs remettront en cause ces deux relations (Pratt et Zeckhauser, 1996). La fragilité des hypothèses sur la perception du risque ainsi que les préférences face au risque est relativement bien documentée. De plus, comme nous le verrons, plusieurs auteurs insistent sur le fait que ces relations sont possiblement non-linéaires.

Il sera intéressant de regarder empiriquement si ces résultats théoriques sont justes. Ils auront des impacts considérables pour le choix des projets qui seront mis en place par le décideur public. Si on affirme que la valeur des bénéfices est plus grande à un seuil de probabilité de décès plus grand, certains pourraient avancer qu'il faut privilégier les actions dirigées vers ces risques élevés. Encore une fois, c'est le concept de coût marginal qui fera surface et nous en traiterons à la section 5 pour déterminer quels projets doivent avoir préséance sur d'autres, si, bien sûr, une telle préséance s'impose.

Il faut d'abord voir comment traduire cette disposition à payer pour une réduction **marginale** de risque en la valeur statistique d'une vie humaine. La majorité des auteurs étendent le résultat marginal à la valeur statistique de la vie humaine par une approximation linéaire comme nous l'avons vu à la section 2.2.1. Ils soulèveront que cette approche, bien qu'approximative est un concept relativement précis. Il faudra cependant toujours garder en tête que la DAP est un concept marginaliste. En fait, la transposition de cette DAP à une valeur par vie sauvée a été rendue nécessaire pour deux raisons aux yeux de Arabesheini et Marin (2000). D'abord, afin de comparer les résultats des différentes études. Ensuite, parce qu'il était plus facile pour le décideur public d'utiliser une valeur par vie sauvée qu'un concept marginaliste qui demandait que l'on calcule le changement effectif de probabilité de décès.

2.2.2 Autres considérations théoriques reliées à la DAP

Le montant d'**assurance** fut présenté comme une solution à l'approximation de la valeur que consent un individu à sa vie. Par ailleurs, comme le souligne Lanoie (1998), il s'agit plutôt du montant que consent à payer l'individu s'il décède pour les autres et donc ceci ne nous rapproche en rien du concept de disposition à payer

de Mishan.¹⁶

Cependant, plusieurs auteurs se sont intéressés à l'incidence de l'assurance dans l'évaluation statistique de la vie d'un individu. Accidentellement, ces études aideront à comprendre le lien entre l'approche de la disposition à payer et celle du capital humain. Cook et Graham (1977), en se basant sur l'observation que la vie est un bien irremplaçable, démontrent que la couverture d'assurance efficace est inférieure à la valeur que l'individu consent à sa vie et donc que la protection d'assurance n'est qu'une borne inférieure à la valeur de la vie humaine. Belhadji (1994) démontre que la disposition à payer d'un individu est au moins égale aux coûts matériels qu'engendre son décès, ce qui confirme l'intuition de Mishan (1971). Usher (1973) et Conley (1976) ainsi que Landefeld et Seskin (1982) démontrent un résultat similaire. La prise en compte de l'assurance nous permet donc d'affirmer que le capital humain n'est qu'une borne inférieure à la valeur d'une vie humaine telle que reflétée par la disposition à payer des individus. L'approche de la disposition à payer nous donne une valeur complète, alors que celle du capital humain est restreinte à l'aspect matériel d'un accident mortel.

La **perception du risque** chez les individus suscite une vague impressionnante d'études dans la littérature économique et psychologique. Plusieurs auteurs, tels Lichtenstein et *al.* (1978), démontrent à l'aide d'enquêtes que les individus tendent à surestimer la probabilité associée à un événement lorsque celle-ci est faible, alors qu'ils sous-estiment la probabilité associée à un événement lorsque celle-ci est élevée. Si tel est le cas, l'utilisation d'une mesure objective de risque dans le calcul de la disposition à payer ne reflète pas les vraies perceptions des individus. Ainsi, d'un point de vue théorique, si l'individu surestime le risque à faible probabilité, alors sa disposition à payer objective est plus faible que celle qu'il formule réellement dans ses choix et *vice versa*. Benjamin et Dougan (1994), ainsi que Hakes et Viscusi (1997), affirment plutôt que la perception des gens est rationnelle et adéquate si on tient compte de l'information que ceux-ci possèdent sur le risque en question. Les auteurs démontrent que les individus ne font preuve d'aucun biais dans leur perception si on mesure correctement le risque qu'ils perçoivent. Il s'agira alors d'utiliser une mesure de risque perçue, ce que peu d'auteurs font.

Carlin, Hakes et Viscusi (1997) proposent une mesure du risque différente qui

¹⁶En fait, il s'agit plutôt de l'approche nette du capital humain.

incorpore non seulement la probabilité de décès, mais aussi l'espérance de vie perdue ainsi que l'actualisation implicite des individus dans leurs attitudes face aux risques. Une fois cette mesure utilisée, le biais apparent dans la perception du risque disparaît. Ce que les auteurs trouvent est que l'ordonnement des risques chez l'individu n'est pas seulement fonction de la probabilité de décès, mais aussi de la durée de vie en jeu. Les auteurs argumentent que l'utilisation d'une telle mesure conduit à la promotion des politiques prônant la prévention des accidents par rapport aux politiques destinées à combattre les maladies et les effets des accidents. Selon les auteurs, cette mesure permet de corriger le biais naturel des gouvernements à investir dans la seconde mesure qui est souvent beaucoup moins optimale à long terme, selon eux, pour la société que la première.

Le comportement des individus face au risque affecte aussi la disposition à payer des individus. Eeckhoudt et *al.* (1997) démontrent que l'aversion au risque peut aussi altérer la disposition à payer des individus. Analogue à une prime de risque financière, quoique plus générale, la disposition à payer possède des propriétés qui permettent d'inférer que celle-ci augmente à mesure que l'aversion au risque augmente. Dachraoui et *al.*(2000) raffinent cette analyse en évoquant la possibilité que la probabilité d'accident soit endogène due au fait que les choix sont fonction des dépenses qui affectent aussi la probabilité. Les auteurs démontrent que la disposition à payer d'un individu averse au risque est supérieure à celle d'un autre, moins averse au risque, si et seulement si la probabilité de décès est inférieure à $\frac{1}{2}$. Ce qui, comme les auteurs le soulignent, est le cas de la grande majorité des risques d'accidents analysés dans les projets de réglementations ou d'infrastructures. Il est donc raisonnable de croire que la DAP augmente avec l'aversion au risque dans le cas qui nous concerne.

Comme le souligne Eeckhoudt et *al.* (1997), il y a souvent confusion dans la littérature entre prime de risque et disposition à payer pour réduire le risque. Une prime de risque représente le montant que l'individu demande ou accepte afin d'éliminer un risque tandis que la disposition à payer ne considère qu'un changement marginal de risque. Donc, la prime de risque n'est qu'un cas spécial de la disposition à payer. Or, plusieurs auteurs démontrent que la prime de risque est une fonction strictement concave en p et donc que celle-ci décroît lorsque l'on atteint une certaine probabilité cible ($1/2$). Peu d'auteurs ont tenu compte de cette nuance jusqu'à présent et pourtant, l'approche empirique dominante utilise un concept de prime de risque en

interchangeant la terminologie utilisée sans distinction.

Sur une autre considération théorique dans la littérature, Broome (1992) considère que les **descendants** des victimes doivent être considérés dans le calcul de la valeur statistique d'une vie humaine. Ainsi, selon Broome, entre le choix de sauver la vie d'un enfant et celle d'une personne plus âgée, on devrait privilégier celle de la personne plus âgée puisque celle de l'enfant laisse toujours le choix aux parents d'avoir un autre enfant. Or, Broome en vient à la conclusion que l'analyse avantage-coût est inadéquate parce qu'aucun principe moral ne peut admettre une telle proposition et donc toute évaluation de la valeur d'une vie humaine est futile. Dans une réponse adressée à Broome, Drèze (1992) considère que ce problème ne doit pas être inclus dans l'analyse d'un projet puisque celui-ci vise à déterminer, pour les individus concernés et non pour leurs descendants, les bénéfices et les coûts d'un tel projet. Reste que cette question demeure nébuleuse. Aucun consensus ne peut être tiré de la littérature sur le sujet ni sur d'autres en analyse avantage-coût quant au traitement des générations futures.

Plusieurs auteurs ont été amenés à étudier la possibilité que la mort d'un individu ait des effets sur le bien-être des proches de ce dernier. Ainsi, l'**altruisme** qu'éprouvent des gens pourrait les pousser à encourir des coûts en terme d'utilité lorsqu'un de leur proche décède. La question n'est pas ici de déterminer si les agents sont altruistes ou non, mais plutôt de voir quel est l'effet de l'altruisme sur la valeur qu'accorde la société à la sauvegarde d'une vie humaine.

Bergstrom (1982) démontre que la disposition à payer de la population pour une amélioration de la sécurité est la même et ce, qu'il y ait altruisme ou non. Le résultat trouvé par l'auteur est fonction de la définition que l'on attribue à l'altruisme comme le souligne Jones-Lee (1992). Si chaque individu est affecté par l'utilité des autres individus, la maximisation du bien-être passe par l'égalité des utilités marginales des individus. Ainsi, la valeur implicite d'une vie humaine est la même que dans le cas où les individus sont égoïstes.

Néanmoins, Jones-Lee (1992) démontre que si les individus sont motivés par un altruisme paternaliste ou seulement destiné à la sécurité des gens sans regard à leur bonheur matériel, les valeurs trouvées augmentent en moyenne de 10 à 40%. Le peu d'évidences empiriques sur ce phénomène pousse à la plus grande prudence, quoique

ce sujet reste une voie intéressante à explorer.¹⁷

Drèze (1992) considère qu'il est important pour l'évaluation de la vie humaine de considérer l'aspect d'équité des projets d'investissements et de réglementation publique visant le risque. Il est vrai que le critère de Pareto génère seulement un ordonnancement partiel des projets et, par conséquent, une fonction de bien-être utilitarienne neutre face à l'équité ne considère pas la distribution de réduction des risques dans la population. Cependant, nous croyons qu'il est préférable de laisser cette dimension de l'analyse au décideur public puisque le critère de Pareto ne permet pas cet ordonnancement.

2.3 Analyse risque-risque : équivalence entre les risques

D'abord dans un souci de couvrir avec le concept de disposition à payer un plus grand nombre d'accidents impliquant des blessures graves ou des maladies chroniques, certains auteurs comme Sheppard et Zeckhauser (1976) ont introduit une métrique de risque qui permet la comparaison de diverses blessures : le modèle QALY (*Quality adjusted life years*).

Par la suite, d'autres auteurs comme Viscusi (1995) ont tenté de modéliser les arbitrages entre les divers risques que les agents effectuent. Ainsi, il est possible de définir, à l'aide des préférences des agents, des taux marginaux de substitution entre les risques. Ces mesures permettent, tout comme pour le modèle QALY, d'analyser les risques dans une unité de mesure commune facilitant le choix des projets à entreprendre. Nous appellerons ce genre de modèle : modèle risque-projet. Comme nous le verrons, il s'agit d'une extension du modèle QALY à l'analyse de différents risques vis-à-vis d'un risque de référence en plus de fournir un équivalent en terme de santé optimale.

¹⁷Needleman (1976) démontre, à partir d'individus qui avaient fait le don d'un rein, que les gens n'étaient pas prêts à payer plus de 10% pour réduire le risque d'autrui de ce qu'ils étaient prêts à payer pour réduire leur propre risque .

2.3.1 Modèle QALY pour la sévérité des blessures

La perte de qualité de vie associée à une blessure ou à une maladie chronique représente un coût pour la société. Le nombre d'accidents graves sur les routes au Québec commande que l'on inclut une mesure des bénéfices liés à la diminution du nombre d'individus atteints d'une invalidité ou d'une maladie chronique. Dans cet ordre d'idée, plusieurs auteurs se sont penchés sur l'évaluation de la disposition à payer pour diverses maladies chroniques et permanentes. Sheppard et Zeckhauser (1976) proposent un cadre d'analyse qui intègre la notion de disposition à payer dans le cas de l'analyse de la valeur associée à la prévention de maladies chroniques. Les projets d'investissements des autorités publiques qui visent essentiellement à réduire le risque d'encourir une maladie chronique sont difficilement comparables en terme de bénéfices. La santé est un concept multidimensionnel, alors que la comparaison nécessaire des maladies chroniques passe par l'établissement d'une mesure unidimensionnelle de la santé. Il y a tout de même une possibilité de s'en sortir convenablement avec une mesure adéquate. Regardons la modélisation proposée par Sheppard et Zeckhauser.

Un individu peut encourir les états de santé H_h au cours de sa vie ($h = 1, \dots, k$). En dénotant H^* , l'état de santé optimal et ϕ , la valeur monétaire annuelle accordée à un tel état¹⁸, la qualité d'une année de vie est fonction de l'état de santé dans lequel on se trouve. Ainsi, on peut faire la conversion de x années dans l'état $H_h \neq H^*$ à un nombre inférieur d'années $t(x, H_h)$ dans l'état H^* . La fonction $t(x, H_h)$ sert à créer un ordonnancement des états de santé en normalisant par rapport à l'état H^* .

Par exemple, si l'on veut évaluer la disposition à payer d'un individu qui passe de l'état $H_2 \rightarrow H_1$, alors le calcul suivant s'applique afin de connaître la disposition à payer de l'individu pour ne pas connaître l'état H_1 :

$$Y_i = \phi_i \cdot (t(x, H_1) - t(x, H_2)). \quad (8)$$

La valeur Y_i permet de faire la conversion de la disposition à payer pour ne pas passer de H_2 à H_1 en regardant la disposition à payer pour éviter de perdre un

¹⁸Cette valeur peut être une disposition à payer ou bien une mesure issue de l'approche du capital humain. Cependant, l'argumentation faite jusqu'à présent nous dicte l'approche à préconiser, soit la disposition à payer.

nombre d'années de vie de qualité. Comme le nom de la méthode l'indique, *Quality adjusted life years*, les années de vie sont ajustées pour tenir compte de l'état de santé de l'individu. Nous verrons dans la section sur la méthodologie empirique comment calculer une telle valeur. Le problème qui se posera alors sera principalement de déterminer comment l'ordonnancement des états de santé peut être accompli.¹⁹

Le modèle QALY repose sur certaines hypothèses restrictives s'il est pour être incorporé à l'analyse avantage-coût. Le calcul des bénéfices en terme d'utilité suppose que l'individu est neutre au risque, que l'utilité à chacune des période est indépendante et que l'utilité marginale du revenu est constante dans le temps (Bleichrodt et al., 1997a, 1997b).

Peu d'auteurs encore ont réellement accordé une attention particulière à cette approche. Notons qu'il s'agit néanmoins d'une façon intéressante de généraliser le concept de disposition à payer pour éviter un décès à une multitude d'accidents impliquant des blessures d'un degré de sévérité variable. Étant donné la portée de ce mémoire nous nous concentrerons sur les décès seulement.

2.3.2 Le modèle risque-projet

Viscusi (1995) considère que les agents sont peu habitués à faire des arbitrages entre le risque et un équivalent monétaire, particulièrement là où le régime d'assurance contre le risque est public et donc, où il est difficile pour le payeur de taxes de voir les retombés de l'argent consenti au gouvernement au compte de la sécurité. Une manière d'éviter de monétariser la perte d'une vie humaine, une notion qui fait intervenir des considérations morales pour les non-économistes et même chez certains économistes comme John Broome, est d'essayer de trouver un équivalent en terme d'un risque de référence au lieu d'un équivalent en terme de richesse. Ainsi, Viscusi propose d'utiliser le risque d'un accident mortel sur le réseau routier et d'essayer de convertir tous les autres types de risque en "équivalent risque d'accident automobile" (ERA). Ainsi, on pourra prioriser les interventions pour lesquelles les individus préfèrent réduire le risque. Il faut cependant s'assurer que les individus évaluent ces risques uniquement et qu'ils n'incluent pas d'autres dimensions rattachées à ces risques dans la révélation de leurs préférences.

¹⁹Un cancer est-il pire qu'une maladie respiratoire ? Difficile à déterminer.

Plusieurs raisons sont invoquées par cet auteur pour utiliser un tel risque comme équivalent de référence. D'abord, parce que c'est un risque qui touche l'ensemble des agents et qui est visible dans la vie de tous les jours. En effet, il s'agit d'un risque qui fait bon nombre de victimes chaque année et que chacune de ces victimes fait souvent l'objet d'un traitement dans les médias. La perception qu'ont donc les agents de ce risque est relativement uniforme. Aux États-Unis, 50 000 décès surviennent lors d'un accident de la route chaque année, alors que ce chiffre est de près de 900 au Québec. Nous allons maintenant nous demander comment trouver les ERA qui sont, comme nous allons le voir, des taux de substitution entre un risque à l'étude et un risque de référence. Viscusi (1995) présente la nature de cet arbitrage de la façon suivante.

Un agent peut vivre dans deux endroits géographiques indépendants : A et B . Trois états de santé sont possibles : soit celui du risque à l'étude (R), un accident automobile (M) et un état de santé optimal (H). Pour chacun de ces états, il y a une fonction d'utilité dénotée U_j où $j = R, M, H$. Les probabilités que chacun des états, dans les deux zones A et B , se réalise sont p_R^d, p_M^d et p_H^d où $d = A, B$.

Par ailleurs, étant donné que la somme de ces probabilités est de 1 dans chacune des zones géographiques, nous allons définir p_H^d de manière résiduelle comme étant $1 - p_R^d - p_M^d$. L'agent va être indifférent entre les deux endroits géographiques si l'utilité espérée en A , EU^A est égale à l'utilité espérée en B , EU^B de sorte que,

$$\begin{aligned} p_R^A U_R + p_M^A U_M + (1 - p_R^A - p_M^A) U_H \\ = p_R^B U_R + p_M^B U_M + (1 - p_R^B - p_M^B) U_H \end{aligned} \quad (9)$$

En réarrangeant (9) de manière à regrouper les termes d'utilité qui ne changent pas d'un endroit géographique à l'autre, on obtient,

$$(p_R^A - p_R^B) U_R = (p_M^B - p_M^A) U_M + (p_R^A - p_R^B + p_M^A - p_M^B) U_H. \quad (10)$$

En isolant U_R ,

$$U_R = \left(\frac{p_M^B - p_M^A}{p_R^A - p_R^B} \right) U_M + \left(1 - \frac{p_M^B - p_M^A}{p_R^A - p_R^B} \right) U_H \quad (11)$$

Ainsi, l'utilité dans l'état R dépend essentiellement du terme,

$$\alpha_R = \frac{p_M^B - p_M^A}{p_R^A - p_R^B}. \quad (12)$$

Il s'agit d'un taux marginal de substitution qui rend équivalent l'utilité dans l'état R en terme d'équivalent utilité dans l'état M , soit en terme d'accident de la route qui résulte en la mort. Marginalement, il s'agit de la pente d'une courbe d'indifférence pour un niveau d'utilité espérée constant entre deux risques. On voit bien que le ratio α_R est égal, dans une situation plus générale à $\frac{\partial p_M}{-\partial p_R} |_{dEU=0}$, l'expression de la préférence relative du risque R par rapport au risque de référence, M . Notons que le terme $1 - \frac{p_M^B - p_M^A}{p_R^A - p_R^B}$ est égal, dans les faits, au facteur t dans le modèle QALY. Ce modèle de Viscusi peut donc être considéré, à juste titre, plus général que le modèle QALY présenté à la sous-section précédente. Il nous semble donc que ce modèle donne un équivalent en terme d'état de santé optimal ainsi qu'un équivalent en terme d'accident mortel sur la route; le risque de référence. Nous verrons plus loin comment on peut procéder pour faire révéler à l'agent ces taux marginaux de substitution. Il s'agit en fait de poids que l'on accorde à une vie statistique sauvée par l'intervention sur un risque particulier pour la convertir dans une unité équivalente de vie statistique sauvée par l'intervention dans un risque de référence.

2.4 Aggrégation des préférences et politique optimale

Jusqu'à maintenant, nous avons examiné théoriquement, au niveau du comportement des agents, si l'on pouvait déterminer une valeur à accorder aux bénéfices liés à la sauvegarde de vies humaines à partir de leurs préférences. De plus, nous avons regardé les arbitrages qui existaient entre les différents risques eux-mêmes. Notre objectif ultime est d'utiliser ces résultats dans le but de guider la politique publique en matière de risque. Nous examinons maintenant, selon la théorie économique, ce qui devrait guider une politique optimale en matière de risque ainsi que les problèmes qui se posent, notamment celui de l'aggrégation des préférences avec

les travaux de Drèze.

Drèze (1992) a examiné comment utiliser la disposition à payer au niveau de l'intervention publique en matière de sécurité pour définir la quantité optimale de sécurité ainsi que les conditions d'optimalité qui en découlent.

En posant que $\phi_i(w_i, p_i)$ représente la DAP de l'individu i pour une intervention publique dont le coût est égal à z , ces dispositions marginales étant fonction de la richesse individuelle w_i et de la probabilité de décès individuelle p_i , l'intervention publique va affecter chacune des probabilités individuelles comme présenté précédemment :

$$\frac{dp_i}{dz} \leq 0 \quad (13)$$

et la DAP trouvée en (5),

$$\phi_i = \frac{u_{iv}(w_i) - u_{im}(w_i)}{p_i u'_{im}(w_i) + (1 - p_i) u'_{iv}(w_i)}.$$

Le terme $\frac{dp_i}{dz}$ n'est rien d'autre que l'inverse de la disposition à payer pour un projet individuel, mais de signe négatif puisque les dépenses z_i vont affecter à la baisse la probabilité de décès. L'équivalent de la disposition à payer avec le changement de notation peut s'écrire pour un projet individuel z_i :²⁰

$$\phi_i(w_i, p_i) \cdot \frac{dp_i}{dz_i} = -1 \quad (14)$$

et de façon agrégée nous obtenons pour un projet collectif z ,

$$\sum_{i=1}^n \phi_i(w_i, p_i) \cdot \frac{dp_i}{dz} = -1 \quad (15)$$

Ainsi, les agents sont prêts à payer un montant maximum pour la réalisation de ce projet collectif qui est égal à la somme de leur disposition à payer pour voir

²⁰Un projet mis en place par un seul agent.

leur probabilité de décès affectée. Si nous définissons maintenant le coût marginal de sauver une vie par :

$$c = -\frac{1}{\sum_{i=1}^n \frac{dp_i}{dz}} = -\frac{dz}{d \sum_i p_i} \quad (16)$$

nous obtenons en réécrivant (15) via l'utilisation de (16) :

$$\sum_i \frac{dp_i}{dz} \cdot \phi_i(w_i, p_i) = c \cdot \sum_i \frac{dp_i}{dz}$$

$$\frac{\sum_i \frac{dp_i}{dz} \cdot \phi_i(w_i, p_i)}{\sum_i \frac{dp_i}{dz}} = c \quad (17)$$

Nous pouvons décomposer le terme de gauche en ajoutant et soustrayant $\frac{1}{n} \sum_i \phi_i$, la moyenne des dispositions à payer calculée :

$$\frac{1}{n} \sum_i \phi_i + \frac{\sum_i \frac{dp_i}{dz} \cdot \phi_i}{\sum_i \frac{dp_i}{dz}} - \frac{1}{n} \sum_i \phi_i = c$$

$$\frac{1}{n} \sum_i \phi_i + \sum_i \phi_i \left(\frac{\frac{dp_i}{dz}}{\sum_j \frac{dp_j}{dz}} - \frac{1}{n} \right) = c \quad (18)$$

Si $\frac{dp_i}{dz} = \frac{dp_j}{dz}, \forall i, j$, c'est-à-dire si les $\frac{dp_i}{dz}$ sont indépendants des ϕ_i , nous pouvons vérifier que le second terme du membre de gauche est nul et nous obtenons,

$$c = \frac{1}{n} \sum_i \phi_i. \quad (19)$$

Autrement, l'utilisation de la somme des dispositions marginales à payer va créer un biais, car l'expression peut être réécrite de façon générale comme étant

$$c = \frac{1}{n} \sum_i \phi_i + cov(p_i, \phi_i) \quad (20)$$

où le second terme à droite de cette expression tient compte de l'interdépendance entre les ϕ_i et les $\frac{dp_i}{dz}$. Dans la pratique, il est très probable que les $\frac{dp_i}{dz}$ dépendent des ϕ_i . Les agents qui voient leur probabilité de décès diminuer davantage par le biais d'une intervention seront susceptibles de vouloir payer plus pour sa réalisation.

Pratt et Zechauser (1996) démontrent que la disposition à payer est un concept qui peut s'avérer imprécis tout dépendant de la concentration des risques dans la population visée. Si cette covariance est nulle, alors la disposition à payer moyenne multipliée par la somme des gains de probabilité nous donne la véritable disposition à payer de la population pour sauver les vies en jeu. Il nous est permis de croire que l'on pourrait estimer cette erreur d'approximation en ayant recours à l'utilisation de deux stratégies empiriques ; l'une qui calcule la disposition à payer moyenne et l'autre qui calcule la somme des dispositions à payer d'un échantillon représentatif. La différence donnerait alors cette erreur d'approximation. Aucune étude, à notre connaissance, n'a examiné cette possibilité quoiqu'une étude utilisant l'évaluation contingente et le marché du travail pourrait donner une estimation de cette erreur.

L'agrégation pose aussi le problème de l'hétérogénéité des préférences de l'individu (Thaler et Rosen ,1975).²¹ Pour pouvoir agréger les dispositions à payer en utilisant les fondements de l'économie du bien-être, nous devons normaliser les gains en terme d'utilité par l'espérance de l'utilité marginale de la richesse.²² Si les préférences sont différentes sur une grande échelle, les individus auront des préférences sur des projets en particulier au lieu de formuler une disposition à payer invariante au type de projet.

Nous voyons donc que, pour être efficace, un projet doit avoir un coût marginal inférieur à la moyenne des dispositions à payer marginales des agents touchés par le projet. En somme, nous obtenons qu'à l'optimum, le coût marginal de chacun

²¹Les auteurs discutent en profondeur de cette hypothèse. Le lecteur est donc renvoyé à ces auteurs pour des explications exhaustives sur les conséquences de l'hétérogénéité des préférences. Nous traiterons par ailleurs de cette problématique à la section 3 en abordant les méthodes d'estimations hédonistes qui tiennent compte de cette hétérogénéité.

²²Nous avons divisé la différence d'utilité dans les deux états à l'équation (5) par le terme $pu'_m(w) + (1-p)u'_i(w)$, qui n'est rien d'autre que l'espérance de l'utilité marginale de la richesse.

des projets devrait être identique si la disposition à payer moyenne est constante à travers chacun des groupes d'agents ciblés par ces interventions. Certainement, si l'on se base sur les résultats théoriques, certains individus ont, dans les faits, des dispositions à payer supérieures de par leur revenu et leur seuil de probabilité de décès initial qui sont différents. Ces considérations nous amènent cependant sur un terrain glissant comme le note Viscusi (2000). Ainsi, suivant cette logique, un projet améliorant la sécurité en transport aérien devrait utiliser une disposition à payer moyenne supérieure à celle utilisée pour un projet de sécurité routière parce que le revenu moyen des passagers est largement supérieur dans le premier cas. Il nous semble plutôt souhaitable de laisser un tel jugement d'équité dans les mains du décideur politique plutôt que d'en faire une analyse économique.

Donc, si nous sommes en mesure de calculer cette disposition à payer pour une réduction marginale de risque, le décideur public devrait alors être en mesure de choisir les projets qui sont susceptibles de conduire à la plus grande amélioration parétienne. Nous verrons plus tard comment il pourra procéder pour faire l'ordonnement des projets. D'abord, il convient d'examiner plus en profondeur la question de l'aggrégation et des conséquences des hypothèses sur l'hétérogénéité observée des DAP dans la population ciblée par un projet.

Implicitement, une question supplémentaire doit avoir une réponse : est-ce que l'on peut poser l'hypothèse que les individus ont une même disposition à payer peu importe le risque à réduire. Nous devons nous demander si les agents ont des dispositions à payer différentes pour les différents projets qui sont offerts à eux.

La réponse à cette question est d'une certaine complexité puisqu'elle fait intervenir la contrainte budgétaire des individus et les arbitrages entre les projets eux-mêmes. À cet effet, Subramahan et Crooper (2000) présentent des évidences que les individus ont des taux marginaux de substitution entre les différents programmes, ce qui nous confirme que les dispositions à payer sont différentes pour des projets donnés ou pour des risques donnés comme le confirme Viscusi (1995). Nous avons vu avec le modèle risque-projet qu'il était possible de déduire ces arbitrages entre les divers types de risque et d'interventions qui les affectent.

Si une mesure visant à abaisser la limite de vitesse sur les autoroutes et une autre mesure visant à renforcer les garde-fous sont proposées, et que les deux résultent en la même variation de risque, est-ce que la somme des deux dispositions à payer

d'un agent pour chacun des projets est la même que sa disposition à payer si on lui demande combien il est prêt à payer pour que les deux projets se réalisent ? Si l'individu sait qu'un seul projet sera réalisé, il sera probablement prêt à payer la totalité de son "budget de sécurité" pour sa réalisation.

Par ailleurs, si on lui affirme que les deux mesures seront simultanément entreprises, il fera vraisemblablement la répartition de son budget de sécurité entre les deux projets afin de respecter ce budget. En ne considérant pas cette contrainte, on risque forcément de surestimer les bénéfices des deux initiatives. Afin d'être en ligne avec la disposition à payer que nous avons présentée, il faudrait mettre en oeuvre une seule initiative, mais ne pas considérer la mise en oeuvre des deux. Nous analyserons ce problème, communément appelé "embedding effect" à la section 3.3.2.

En utilisant la DAP, de manière générale, l'ordonnancement des projets est adéquat, mais l'évaluation de leur rentabilité peut être biaisée puisque l'on ne prend pas en considération la contrainte budgétaire de l'agent. Tous ces problèmes d'aggrégation ne sont que très peu discutés dans la littérature, mais ont des implications importantes sur le choix des projets.

Maintenant que nous avons bien saisi l'importance de mesurer convenablement la DAP dans le but de mettre en place les initiatives qui nous guident vers la satisfaction des préférences de la population, il convient naturellement de s'attaquer aux travaux empiriques sur la mesure de la valeur de la vie.

3 Les travaux empiriques

Nous ne recenserons pas ici les travaux empiriques sur l'approche du capital humain. En effet, nous croyons d'emblée que l'on doit considérer les préférences des individus afin de déterminer la rentabilité au sens économique des projets de réglementation et d'infrastructures. Nous nous consacrerons donc à l'analyse des différentes méthodologies afin de calculer les arbitrages risque- dollar ainsi que risque- risque de l'approche de la disposition à payer.

Un nombre impressionnant d'études empiriques ont été publiées sur l'évaluation statistique d'une vie humaine dans les années qui suivirent la critique de Mishan sur l'approche du capital humain. Il fallait alors trouver des méthodes afin de relever le

défi posé par la littérature théorique et en arriver à une valeur précise d'un concept tout aussi précis : la disposition à payer des individus pour une amélioration de la sécurité.

Comme tout bien public ou privé qui génère des externalités, l'estimation de cette disposition à payer est difficile et demande à ce que soient examinées les préférences des individus. Dans la majorité des études que nous allons examiner, la sécurité sera présentée comme un bien privé afin de minimiser les problèmes courants liés aux externalités. Cependant, comme nous le verrons, la dimension publique revient souvent à la surface. Le marché du travail offre une première occasion à l'économiste d'inférer implicitement quelle est la prime de salaire que les individus demandent pour un emploi risqué **A** plutôt qu'un autre moins risqué **B**. Thaler et Rosen (1976) proposent le cadre d'analyse des prix hédonistes afin de calculer les dispositions à payer des individus. D'autres utiliseront le marché de la consommation pour évaluer ce même concept à partir du prix d'achat d'un bien qui est sécuritaire ou d'une action de protection contre le risque que les individus accomplissent en sacrifiant leur temps ou bien leur confort.

Une dernière méthode consiste à recourir à l'élaboration d'un marché hypothétique afin d'inférer la disposition à payer des individus pour une réduction du risque de décès ou de blessure auquel ils font face. En demandant directement aux individus leur disposition à payer dans une situation hypothétique où l'on contrôle l'environnement qui entoure le marché, plusieurs auteurs croient que nous pouvons être assez confiants que le consommateur nous révèle ses préférences (Portney, 1994).

Pour ce qui est de l'analyse risque-risque, on utilise l'évaluation contingente puisqu'aucune expérience naturelle n'existe sur les arbitrages entre des risques différents.

Ainsi, l'objectif de cette section n'est pas tant de faire une revue bibliographique des résultats trouvés — nous réservons cette analyse pour la prochaine section — mais plutôt d'en arriver à une meilleure compréhension de la méthodologie permettant d'inférer la valeur statistique d'une vie humaine. Nous offrons donc au lecteur une typologie des méthodes utilisées.

3.1 Prix hédoniste sur le marché du travail

3.1.1 Intuition et hypothèses

Adam Smith avait remarqué dans *The Wealth of Nations* que les emplois plus risqués ou plus dégradants commandaient un salaire plus élevé. Smith avait implicitement en tête qu'il existait un marché pour le risque entre les employeurs et les travailleurs désireux de trouver un emploi. Thaler et Rosen (1976) furent les premiers à recourir à cette idée pour estimer la disposition à payer sur le marché du travail pour une réduction de risque. La question empirique est de vérifier si, pour un travailleur, le salaire qu'il demande pour un emploi plus risqué est supérieur au salaire qu'il demande pour un emploi qui l'est moins? Cette différence reflète la prime que demande le travailleur pour accepter le risque de l'emploi. Il s'agit donc d'une exigence à recevoir pour le travailleur.

Sur le marché, la firme est offreuse de risque. Ainsi, elle est prête à payer une prime salariale à l'employé qui accepte de travailler avec plus de risque puisqu'ainsi elle peut épargner sur les dépenses en sécurité à consentir sur le lieu de travail. Elle accepte donc d'embaucher un employé si la prime de salaire qu'il demande est inférieure ou égale au coût marginal pour la firme de produire de la sécurité. Bien qu'il existe une réglementation en matière de santé et sécurité au Québec, cette affirmation reste pertinente, puisque certains emplois exposent à un risque qui est inhérent au travail et que d'augmenter la sécurité peut être très coûteux pour la firme en termes de ressources.

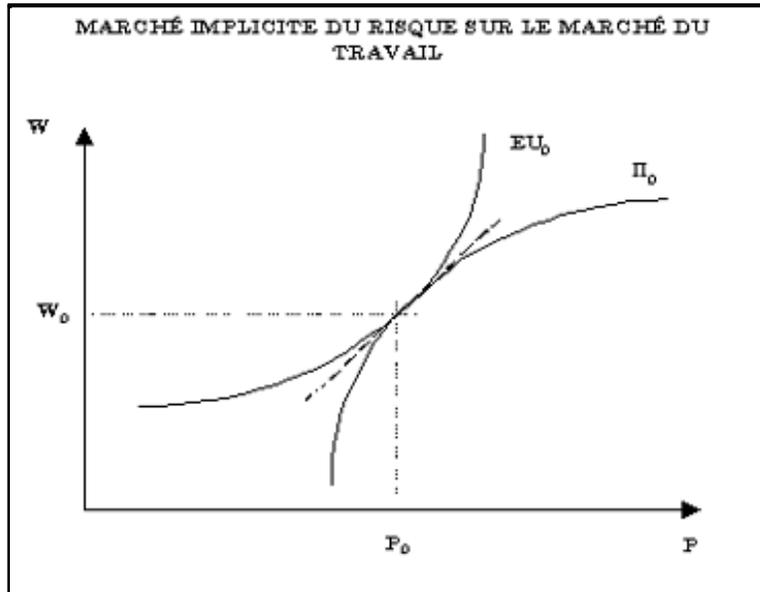
Quant au travailleur, il demande une prime salariale pour accepter un risque supplémentaire afin de garder son utilité inchangée et donc au moins égale à l'utilité de réserve que lui procure un emploi de même nature non risqué. Sur le marché implicite du risque, emboîté à celui du travail, un prix est déterminé et c'est ce que nous observons implicitement dans la rémunération du travail.

Diverses hypothèses sont nécessaires pour utiliser ce cadre d'analyse. D'abord, il nous faut un marché qui fonctionne efficacement, entre autres un marché où le coût privé et social de produire la sécurité est le même et donc un marché où il n'y a pas d'externalités. Comme le souligne Lanoie (1998), un monopsonne en région rurale peut avoir un pouvoir qui lui permet de diminuer le salaire offert au travailleur sans

peur de voir l'offre de travail diminuer énormément, ce qui laisse perplexe sur la possibilité que le marché soit parfait. Il s'agit d'une critique que plusieurs auteurs adressent à cette méthode des prix hédonistes.

De plus, les préférences des individus doivent être relativement homogènes. Cette hypothèse, qui n'est que très peu souvent vérifiée, rendra nécessaire de contrôler pour les diverses caractéristiques des individus susceptibles d'affecter leur préférence face au risque. Pour chaque individu, il y a des courbes d'indifférence distinctes sur le marché. La frontière des courbes d'indifférence des travailleurs est représentée au graphique 4 par EU_0 tandis que la frontière d'offre des entreprises est donnée par Π_0 . Chaque couple (w, p) observé sur le marché du travail représente un point d'équilibre sur le marché implicite du risque. La pente de la tangente à ce point d'équilibre représente la DAP pour réduire le risque de mortalité pour l'emploi (Thaler et Rosen, 1976).

L'approche hédoniste semble introduire implicitement une notion d'équilibre budgétaire, ce que Thaler et Rosen (1976) confirment théoriquement. La DAP est en fait celle de l'employeur et est bornée par le coût marginal privé de produire la sécurité. Nous avons soulevé cette problématique associée à la prise en compte de la contrainte budgétaire de l'agent à la section 2.4.1. Le cadre empirique que nous utilisons introduit une telle contrainte, alors que le cadre théorique du consommateur que nous avons présenté à la section 2 n'examine pas cette question puisque l'individu est supposé le seul à pouvoir intervenir sur le risque en question et qu'il n'y a pas d'échange dans le cadre d'un marché comme celui du travail. Pour se convaincre de cette hypothèse théorique, il faut voir quelle est la question implicite sur l'exigence à recevoir qui est posée sur le marché du travail. Le fait que cette méthode soit indirecte lui sera souvent reproché puisqu'il est difficile d'identifier entièrement ce que l'on mesure, même si on le mesure bien.



GRAPHIQUE 4

3.1.2 L'estimation de la disposition à payer

Afin d'estimer la disposition à payer d'un individu pour un changement marginal de risque, nous avons recours aux formes fonctionnelles empruntées à la théorie du capital humain pour expliquer sa rémunération salariale.

Le salaire d'un individu sur le marché reflète sa productivité puisque l'entreprise, afin de maximiser ses profits, désire rémunérer ses facteurs de production en regard de leur productivité marginale. Pour ce qui est de la main d'oeuvre, cette productivité est en grande partie expliquée par le niveau de capital humain que l'individu possède. Le capital humain est fonction de l'âge, l'éducation, le statut civil, l'expérience ainsi que l'habilité. L'application de la méthode hédoniste consiste ensuite à incorporer une mesure de risque de l'emploi de l'individu dans l'équation de salaire à estimer.

Selon Mincer (1974), le salaire d'un individu est donné par :

$$w_i = e^{(X_i\beta + p_j\phi)} \quad (21)$$

où X_i est un vecteur de variables explicatives tenant compte des caractéristiques de l'individu, p_j représente le risque de l'emploi j et $\{\beta, \phi\}$, les paramètres de l'équation à estimer. En prenant le logarithme de w_i , nous obtenons une équation de forme linéaire où w_i est strictement positif,

$$\ln w_i = X_i\beta + p_i\phi \quad (22)$$

En prenant la dérivée première de l'équation par rapport à p , nous obtenons $\frac{\partial \ln w_i}{\partial p_i} = \phi$. Le paramètre ϕ représente la prime salariale en % que l'individu accepte pour une variation de risque marginale. Il s'agit donc du même concept que celui exprimé en (5) et représente la disposition à recevoir (ou à payer) pour accepter une probabilité de décès supérieure (refuser une probabilité supérieure).

En ajoutant un terme d'erreur aléatoire, u_i , de moyenne nulle et de variance σ^2 ($u_i \sim N(0, \sigma^2)$) pour les facteurs non-observables, nous avons la spécification économétrique :

$$\ln w_i = X_i\beta + p_i\phi + u_i \quad (23)$$

Afin de tenir compte de l'effet du niveau de la probabilité initiale sur la disposition à payer, nous pouvons avoir recours à une transformation linéaire de deuxième ordre comme, par exemple, en incluant la probabilité au carré pour tenir compte d'une non-linéarité possible. On s'attend alors à ce que ce terme soit positif, ce qui nous donne la forme des courbes d'indifférence représentées au graphique 1. D'autres variables, comme l'âge, peuvent affecter le niveau de la disposition à payer et il est intéressant alors d'inclure des termes d'interactions pour mesurer ces effets. Quoique les personnes âgées aient un comportement en général plus conservateur, le coût d'opportunité du décès diminue généralement puisque ceux-ci ont beaucoup moins de consommation possible devant eux. Par ailleurs, comme le cycle de consommation d'un individu prend la forme d'un U-inversé, il y a fort à parier que cette relation entre l'âge et la DAP soit non-linéaire (Jones-Lee et al., 1985).²³

²³Si nous incluons $p \cdot \text{âge}$, on obtient pour le paramètre estimé $\frac{\partial \ln w}{\partial p \partial \text{âge}}$. On s'attend à ce que ce paramètre soit positif sur le premier segment de la variable âge et ensuite négatif pour un âge avancé. Pour ce qui est de l'hypothèse de cycle de vie, voir les travaux de Ando et Modigliani (1963).

Parmi d'autres variables d'intérêt, notons l'éducation qui permet à l'individu d'avoir une meilleure connaissance des risques auxquels il est confronté. Ce dernier est alors susceptible de demander une plus grande compensation ou simplement d'éviter les emplois risqués. Notons qu'il peut y avoir auto-sélection des individus possédant une éducation primaire et secondaire dans les emplois risqués, principalement parce que ces emplois ne demandent pas d'habileté conceptuelle considérable, mais bien une habileté technique pas nécessairement acquise à l'école. Cette variable peut alors capter cet effet.

Quant au sexe de l'individu, l'exposition au risque de blessures des femmes est légèrement inférieure à celle des hommes (Hersch, 1998). De même, l'exposition au risque de mortalité est de beaucoup inférieure chez les femmes. Néanmoins, peu d'études discernent une différence significative statistiquement de la disposition à payer pour les femmes et les hommes (Viscusi, 2000).

On estime ensuite, par régression linéaire multivariée, les paramètres de (23) en s'intéressant particulièrement au paramètre estimé $\hat{\phi}$ qui nous donne la disposition à payer moyenne des individus de l'échantillon pour une réduction marginale de probabilité de décès. Il s'agit du même paramètre trouvé à l'équation (5) qui, sous l'hypothèse que le marché du travail fonctionne efficacement, nous donne la DAP. Par la suite, on peut déduire la valeur implicite d'une vie humaine en supposant que $1/\bar{p}$ individus sont prêts à payer ϕ pour sauver une vie humaine. On peut alors calculer la valeur statistique d'une vie humaine en n'oubliant pas de ramener le tout en dollars,

$$V = \exp \frac{1}{\bar{p}} \hat{\phi} \quad (24)$$

où \bar{p} représente la moyenne de la probabilité de décès dans l'échantillon. Ainsi la valeur statistique d'une vie humaine est évaluée pour un travailleur faisant face à la probabilité moyenne de l'échantillon. Certes, au plan théorique, nous avons vu que cette méthode est en ligne avec le concept de disposition à payer. Il faut cependant souligner que l'inférence de la valeur de la vie à partir d'une approximation linéaire fait en sorte qu'une faible différence dans le coefficient estimé peut vouloir dire une différence majeure dans la valeur statistique d'une vie humaine. Étonnamment, de plus, peu d'auteurs se sont intéressés à la distribution du paramètre estimé.

Ainsi, peu d'information est disponible dans ces études sur l'écart-type de la valeur statistique d'une vie humaine. Nous verrons dans la prochaine sous-section qu'une estimation sans biais et précise de la valeur statistique d'une vie humaine est difficile à accomplir.

3.1.3 Les biais possibles de la méthode et considérations pratiques

Plusieurs biais sont possibles dans l'estimation d'équations hédonistes, particulièrement dans le cas d'un bien privé qui peut générer des externalités — le risque — qui nous préoccupe. D'abord, les **variables omises** peuvent avoir des répercussions importantes sur la disposition à payer estimée. En voici quelques-unes qui ont un impact sur la disposition à payer.²⁴

La compensation que les travailleurs reçoivent de l'employeur ou de l'État en cas de blessure affecte la disposition à payer d'un travailleur. Si la compensation est importante, ceci réduit de façon considérable le coût d'opportunité de l'accident (Arnould et Nichols, 1983). On aura recours à la compensation *ex ante* de l'individu puisque le travailleur formule ses choix relativement à un emploi risqué en regardant la compensation espérée en cas de blessure. Ainsi, les auteurs multiplient la compensation effective par la probabilité d'avoir un accident engendrant une blessure grave pour avoir cette espérance de compensation.

Le risque anticipé de blessure grave doit aussi être inclus comme variable explicative puisqu'il permet d'isoler $\hat{\phi}$, la disposition à payer pour réduire le risque de décès. Dans le cas où nous n'incluons pas cette variable, nous attribuons trop de pouvoir explicatif au risque de décès, alors que le travailleur prend sa décision sur l'emploi en considérant la paire de risque conjointement, mais en formulant deux exigences à recevoir distinctes (Viscusi, 1993). En fait, la question à se poser est : Est-ce que les deux risques sont cumulatifs ou proportionnels ? S'ils sont proportionnels, l'inclusion du risque de blessure ne nous fournit pas d'informations supplémentaires sur la prime de risque puisque ces deux risques sont linéairement dépendants.

L'inclusion d'une telle variable soulève cependant deux problèmes. Tel que sou-

²⁴Le lecteur est renvoyé à Viscusi (1993) pour une discussion exhaustive des biais de variables omises et de spécification en général dans le cas de la DAP pour augmenter la sécurité en milieu de travail.

levé par Viscusi (1993), une forte corrélation positive existe entre les deux risques, ce qui peut donner lieu à un problème d'inférence de l'intervalle de confiance pour la DAP.²⁵ Deuxièmement, comme nous allons le voir plus loin, les enquêtes utilisant les nouvelles sources d'information sur le risque de décès dans le cadre de divers emplois n'ont pas de contrepartie pour les risques d'accidents avec blessure (Viscusi, 1993). La mesure d'une telle variable pose aussi problème. Une perte d'une journée de travail est nécessaire avant de comptabiliser une blessure aux fins du calcul du risque, ce qui introduit aussi la possibilité que plusieurs blessures ne soient pas déclarées et donc que l'on sous-estime le risque.

Plusieurs auteurs trouvent que les travailleurs syndiqués ont une disposition à payer supérieure à ceux qui ne le sont pas (Thaler et Rosen, 1976; Viscusi, 1981). Ces auteurs argumentent que l'information donnée par les syndicats sur les risques d'emploi permet aux travailleurs de formuler leur exigence à recevoir en toute connaissance de cause face au risque de leur travail. De plus, le pouvoir de négociation des syndicats est susceptible d'augmenter la compensation que reçoivent les employés pour un emploi plus risqué. Par contre, certains auteurs, dont Olson (1981) ainsi que Marin et Psacharopoulos (1982), trouvent que les travailleurs syndiqués ont une disposition à payer inférieure aux travailleurs non-syndiqués. Elliot et Sandy (1996) fournissent une explication potentielle à ce résultat *a priori* contre intuitif. En fait, il est possible que le syndicat ait des préférences envers le risque et la rémunération qui, par le mécanisme de négociation et d'élection de ses dirigeants, ne soient pas représentatives des employés ayant à occuper des emplois plus risqués. En effet, ceux-ci sont généralement en minorité et les auteurs observent que ce sont souvent des emplois qui sont confiés à des travailleurs ayant une expérience relativement courte dans l'entreprise.

Il y a aussi de bonnes chances de rencontrer **un biais de sélection**. La disposition à payer pour réduire le risque que nous observons est potentiellement biaisée à la baisse si ceux qui acceptent les emplois risqués sont souvent ceux qui sont moins affectés par le risque et qui sont, dans une grande proportion, des gens moins risco-phobes que d'autres. Il y a donc un problème de sélection qui diminue artificiellement la disposition à payer que nous observons tout dépendant de la représentativité de l'échantillon. Ce qui nous amène à formuler la question suivante : la DAP du groupe

²⁵Problème d'inférence dû au fait que les variables sont pratiquement linéairement dépendantes, ce qui résulte en un intervalle de confiance très large pour un paramètre. On appelle ce problème la multicollinéarité.

étudié est-elle représentative de celle de la population (Liu et *al.*,1997) ? Plusieurs études utilisent un échantillon où le risque de décès moyen est de 10 fois supérieure à la moyenne. Afin d'atténuer ce biais, les auteurs essaieront de considérer une grande variété d'emplois dans leur échantillon, ce qui n'est pas toujours évident. Le choix des emplois considérés est évidemment limité par la disponibilité des données de risque sur ces emplois. Naturellement, les emplois plus risqués font l'objet d'une attention plus grande de la part des autorités publiques ainsi que des assureurs.

Par ailleurs, il y a aussi un biais de sélection positif qui augmente artificiellement la disposition à payer des entreprises pour que leurs travailleurs acceptent un emploi risqué. Les entreprises avec des activités *a priori* plus risquées ont un désavantage comparé à produire de la sécurité ce qui augmente le coût pour ces dernières de réduire le risque. Ces dernières sont peut-être prêtes à payer une prime supérieure à la prime minimale que le travailleur est prêt à accepter. En somme, la direction du biais est indéterminée.²⁶

Considérant que la mobilité n'est pas parfaite sur le marché du travail, au sens où l'entend le modèle théorique généralement considéré dans ce genre d'étude, il se peut, comme nous l'avons mentionné plus haut, que des individus acceptent des emplois sans être complètement compensés pour le risque encouru. Ainsi, il se peut que le taux marginal de substitution trouvé en (5) ne soit pas égal à la prime que nous observons sur le marché, ce qui pose un important dilemme.

Un autre biais important qui peut survenir dans nos estimations est celui relié à la **mesure de la variable de risque**. D'abord, il y a le problème récurrent, soulevé à la section 2.2.2, en ce qui a trait à la perception du risque chez les individus. Aucune mesure subjective du risque qui soit utilisable à grande échelle et compatible avec les données micro-économiques d'emplois n'est disponible auprès des organismes réglementaires. Afin de compenser cette lacune, plusieurs auteurs demandent au travailleur de définir si l'environnement de travail dans lequel il évolue est risqué ou non pour ensuite utiliser cette variable en interaction avec la variable objective de risque issue des agences réglementaires.

Comme nous l'avons vu précédemment, Carlin, Hakes et Viscusi (1997) suggèrent

²⁶On peut corriger ce biais en estimant de façon simultanée l'équation de salaire et de probabilité de décès pour contrôler pour l'effet initial. Garen (1988) trouve une DAP deux fois supérieure en utilisant cette technique.

plutôt de créer, à partir d'une mesure objective de risque, une mesure qui soit plus près de ce que l'individu perçoit réellement. Les auteurs proposent de combiner l'espérance de vie ainsi que l'actualisation des bénéfices futurs à notre mesure de risque objective. Il est alors possible d'en arriver à réduire le risque d'un biais de mesure dans nos estimations de la DAP. Néanmoins, peu d'auteurs ont fait cette modification. Notons l'étude de Gegax, Gerking et Schulze (1991) et celle de Lanoie et *al.* (1995) qui utilisent une mesure subjective de risque dans leurs estimations.

Aux États-Unis, plusieurs organismes produisent des mesures de risque de décès et de blessure au travail. Ces organismes comptabilisent habituellement le nombre de décès par 10 000 travailleurs en se basant sur les statistiques officielles des agences réglementaires ou des assureurs, ou bien en faisant un examen direct des certificats de décès des travailleurs décédés des suites d'un accident de travail. On peut d'abord utiliser les données agrégées par code SIC, donc par industrie. Parmi ces mesures, on retrouve les données produites par le BLS *Bureau of Labor Statistics*. D'autres utilisent une classification par occupation, ce qui est beaucoup plus souhaitable puisque les groupes sont alors beaucoup plus homogènes que dans une classification industrielle. Un exemple typique d'erreur de mesure est celui d'un camionneur et d'une secrétaire qui travaillent tous deux dans le secteur manufacturier. La mesure de risque sera la même pour les deux, alors que l'exposition au risque n'est certainement pas équivalente. Par conséquent, même si on a recours à une mesure stratifiée par occupation, il peut demeurer une certaine erreur de mesure, laquelle pourrait être corrélée avec l'aléa de la spécification en (15). Smith (1979) constate que les études utilisant une source de risque par industrie génèrent des DAP plus importantes, ce qui pourrait donner une indication du biais de mesure. Il est donc important de choisir la source de données de risque la plus désagrégée possible afin de réduire le biais de mesure qui influence les coefficients estimés.

Par ailleurs, la Société des Actuaires aux États-Unis publie une mesure de risque de décès pour des emplois représentant en moyenne un risque beaucoup plus élevé.²⁷ L'utilisation des données de la *Society of Actuaries* américaine donne lieu généralement à des estimations plus faibles que la moyenne, comme le constatent plusieurs auteurs l'utilisant (Thaler et Rosen, 1976 : Arnould et Nichols, 1983 : Brown, 1980). Ceci peut être attribuable au biais de sélection inhérent au niveau de risque. Si l'aversion au risque est différente pour les individus qui acceptent des emplois plus

²⁷ Environ 10 fois supérieure aux autres mesures (Viscusi, 1993).

risqués, alors leur disposition à recevoir peut être inférieure à celle d'un autre individu plus riscophobe. Il faudrait alors être capable d'avoir une mesure de ce degré de tolérance au risque. Ainsi, pour des états de santé différents, les préférences des individus peuvent être différentes pour le risque. Des auteurs comme Hersch et Viscusi (1998) démontrent que la probabilité qu'un fumeur attache sa ceinture de sécurité est de 16% inférieure à celle d'un non-fumeur, que la probabilité qu'un fumeur choisisse un emploi plus risqué est supérieure à celle d'un non-fumeur. Aucune étude empirique sur le marché du travail ne permet une telle prise en compte de la tolérance face au risque.

Pourtant, l'inclusion d'une variable croisée de la probabilité de décès avec ces caractéristiques dans la spécification en (15) permettrait de tester une telle hypothèse. Viscusi (1981) explore cette hétérogénéité et trouve que les individus qui ont des emplois plus risqués ont une DAP inférieure à ceux qui ont des emplois moins risqués.

Une source récente de données sur le risque est fournie par le NIOSH (*National Institute of occupational safety and health*) encore une fois aux États-Unis. Cette source donne le risque de décès par occupation. De plus, elle est la première à être issue d'un recensement complet des certificats de décès des victimes d'accident de travail. Viscusi (1993) fait cependant remarquer que l'utilisation de cette source de données résulte en des estimations de la valeur économique d'une vie humaine en moyenne deux fois supérieures à celles faites avec les données du BLS. Pour ce qui est du risque de blessures, seul le BLS offre une mesure par industrie, ce qui rend difficile la prise en compte simultanée du risque de décès et du risque de blessures.

Les sources de données extérieures aux États-Unis ne furent que très peu documentées. Pour la plupart des autres pays, aucune source publique comparable n'existe, ce qui explique peut-être le faible nombre d'études hors États-Unis. Les chercheurs doivent souvent en faire la demande exprès aux autorités compétentes (e.g. au Québec, la CSST).

Par ailleurs, il est à noter que Moore et Viscusi (1990) ainsi que Belhadji (1994) infèrent directement la fonction d'utilité d'un travailleur afin de trouver sa disposition à payer pour réduire le risque. On compare alors, pour un même type d'emploi, la prime de salaire associée au risque dans chacun de ces emplois en contrôlant pour les caractéristiques de l'individu. Cette variante de l'approche traditionnelle a l'avan-

tage de permettre la prise en compte de changements non-marginaux de risque. Par contre, elle suppose la connaissance de la forme fonctionnelle de la fonction d'utilité. Les auteurs ont le plus souvent recours à des approximations de la forme fonctionnelle en utilisant une approximation linéaire pour estimer les différents paramètres de la fonction d'utilité. Les résultats sont tributaires de cette forme fonctionnelle, ce qui limite, pour le moment, leur utilisation. Ainsi, on va chercher directement les termes de la DAP exprimés en (5). On calcule alors directement le taux marginal de substitution.

En somme, cette méthode est simple d'application et peu coûteuse. Cependant, elle souffre de plusieurs lacunes qui pourront plus ou moins être atténuées. À la défense de cette méthode, Arabsheibani et Marin (2000) démontrent, en répliquant une étude de 1982, que les résultats sont relativement stables. Le tableau 2 montre les différentes études qui ont utilisé cette stratégie empirique afin de calculer la disposition à payer pour réduire le risque de décès.

| ÉTUDES UTILISANT LE MARCHÉ DU TRAVAIL | | | | |
|---------------------------------------|------------------------|--------------------|--------------|----------|
| Auteur(es) | Année | Valeur statistique | | Pays |
| | | | vie humaine* | |
| 1 | Melinek | 1974 | 2 790 000 | É-U |
| 2 | R. S. Smith | 1974 | 16 020 000 | É-U |
| 3 | Thaler&Rosen | 1975 | 1 210 000 | É-U |
| 4 | R. S. Smith | 1976 | 6 930 000 | É-U |
| 5 | Mscusi(a) | 1978 | 8 110 000 | É-U |
| 6 | Dillingham | 1979 | 850 000 | É-U |
| 7 | Brown | 1980 | 3 580 000 | É-U |
| 8 | Needleman | 1980 | 370 000 | É-U |
| 9 | Olson | 1981 | 15 070 000 | É-U |
| 10 | Mscusi | 1981 | 13 180 000 | É-U |
| 11 | Marin&Psacharopoulos | 1982 | 5 460 000 | G-B |
| 12 | Amoud&Nichols | 1983 | 1 360 000 | É-U |
| 13 | Leigh&Folsom | 1984 | 12 896 000 | É-U |
| 14 | Leigh&Folsom | 1984 | 13 693 000 | É-U |
| 15 | V.K. Smith Gilbert | 1984 | 1 690 000 | É-U |
| 16 | Dillingham | 1985 | 4 720 000 | É-U |
| 17 | Weiss | 1986 | 9 160 000 | Europe |
| 18 | Herzog&Schottleman | 1987 | 12 010 000 | É-U |
| 19 | Leigh | 1987 | 13 832 000 | É-U |
| 20 | Garen | 1988 | 17 955 000 | É-U |
| 21 | Moore&Mscusi(a) | 1988 | 10 180 000 | É-U |
| 22 | Moore&Mscusi(b) | 1988 | 9 709 000 | É-U |
| 23 | Meng | 1989 | 4 910 000 | CAN |
| 24 | Moore&Mscusi | 1989 | 10 374 000 | É-U |
| 25 | Meng et Smith | 1990 | 7 970 000 | CAN |
| 26 | Moore&Mscusi(a) | 1990 | 21 390 000 | É-U |
| 27 | Moore&Mscusi(b) | 1990 | 21 390 000 | É-U |
| 28 | Cousineau&al. | 1991 | 4 510 000 | CAN |
| 29 | Gegax, Gerking&Schulze | 1991 | 3 010 000 | multiple |
| 30 | Kniesner&Leeth 1 | 1991 | 10 030 000 | CAN |
| 31 | Kniesner&Leeth 2 | 1991 | 4 360 000 | ASIE |
| 32 | Kniesner&Leeth 3 | 1991 | 790 000 | É-U |
| 33 | Martino&Meng | 1992 | 5 590 000 | CAN |
| 34 | Siebert&Wei | 1994 | 14 080 000 | G-B |
| 35 | Vodden et al. | 1994 | 6 110 000 | CAN |
| 36 | Lanoie&al. | 1995 | 23 450 000 | CAN |
| 37 | Elliot&Sandy | 1996 | 1 800 000 | G-B |
| 38 | Liu, Hammit, Liu | 1997 | 540 000 | ASIE |
| 39 | Arabsheibani&Marin | 2000 | 21 528 700 | G-B |

Source: Mscusi (1993), Lanoie (1998) plus les ajouts de l'auteur. *Les évaluations monétaires sont en dollars canadiens de 2000. L'auteur a d'abord fait la conversion pour ensuite appliquer l'indice des prix à la consommation pour ramener les montants en 2000.

— TABLEAU 2 —

3.2 Prix hédoniste sur le marché de la consommation

Le marché des biens de consommation offre aussi une occasion de détecter la disposition à payer des individus pour une plus grande sécurité. Dans la vie de tous les jours, nous faisons souvent des choix de consommation qui sacrifient notre sécurité en faveur d'un confort ou d'un bien-être accru. L'inverse est aussi vrai. Plusieurs auteurs se sont intéressés à divers biens de consommation qui offrent un tel arbitrage. La méthode utilisée s'apparente à celle des prix hédonistes et donc, les mêmes hypothèses inhérentes sont présentes.

De façon générale, la difficulté majeure de l'utilisation de ce marché se trouve dans l'estimation de la contrepartie monétaire que l'individu accepte (ou paie) afin d'augmenter (ou diminuer) le risque de décès ou de blessures graves. Comme le souligne Lanoie (1998), les calculs faits demandent souvent énormément d'ingéniosité de la part des auteurs et reposent souvent sur des hypothèses très restrictives. L'étude de Blomquist (1979) en offre un vibrant exemple. L'auteur s'intéresse à la décision de boucler ou non sa ceinture de sécurité en retour d'une sécurité accrue. La contrepartie au risque se trouve alors à être l'inconfort et la perte de temps qu'entraîne le port de la ceinture de sécurité. L'auteur se lance dans un calcul héroïque pour chiffrer cet inconfort, ce qui nous laisse perplexe sur la DAP trouvée qui est grandement tributaire de ce calcul.

L'étude de Dardis (1981), reprise par Garbacz (1989, 1991), examine la décision d'achat d'un détecteur de fumée. L'achat du détecteur permet de diminuer le risque d'incendie; il s'agit donc implicitement d'une DAP pour réduire le risque de décès. Or, le prix du détecteur ne reflète pas nécessairement la valeur du bien aux yeux de l'individu qui l'achète. Si un changement technologique se produit et que le prix baisse, la disposition à payer diminue artificiellement sans pour autant que les préférences de l'individu aient changé. De plus, Garbacz montre que la décision d'achat d'un détecteur de fumée est très liée à la volonté de faire baisser sa prime d'assurance, ce qui remet en question l'arbitrage que l'économiste tente d'analyser sur ce marché. L'intérêt est donc principalement monétaire plutôt que sécuritaire, ce qui peut biaiser la DAP et donner lieu à une mauvaise interprétation du résultat trouvé.

Ghosh, Lees et Seal (1975) étudient la décision d'un conducteur automobile de

réduire sa vitesse, ce qui lui fait perdre du temps, mais augmente la sécurité en bout de ligne. Encore une fois, il est cependant très difficile d'évaluer la valeur du temps. En théorie, le temps a une valeur qui est donnée par son coût d'opportunité, en occurrence la rémunération du travail. Or, dans une situation incomplète et imparfaite, le salaire n'est pas nécessairement une bonne approximation du coût d'opportunité du temps. Il est alors difficile d'inférer une disposition à payer pour la sécurité sur la base d'une compensation monétaire qui est elle-même difficile à estimer.

Carlin et Sandy (1991) utilisent la décision d'acheter un siège d'enfant afin de diminuer le risque de décès d'un enfant sur le réseau routier. Or, il s'agit de la valeur pour le parent d'augmenter la sécurité de l'enfant et d'attribuer une valeur à sa vie, ce qui ressemble beaucoup plus au point de vue de l'approche du capital humain. La contrepartie monétaire est très difficile à inférer à partir de cette décision. Encore une fois, cette décision peut être motivée par une volonté de faire baisser la prime d'assurance

Ippolito et Ippolito (1984) examinent le changement de consommation de cigarettes fortes à douces chez les fumeurs. Ils tentent alors d'évaluer la variation du surplus du consommateur suite au changement de consommation. Cette étude pose cependant la question de la dépendance psychologique au tabac qui rend difficile ce choix. Il faut aussi mentionner la faible représentativité du groupe des fumeurs dans la société, ce qui peut donner un biais de sélection dans l'estimation de la DAP au niveau de la population. Comme mentionné précédemment, les fumeurs sont susceptibles d'accepter plus facilement une multitude de risques comme le soulignent Hersch et Viscusi (1998). Ainsi, leur disposition à payer pour réduire le risque est moindre que celle de la population en général, cette dernière ayant une tolérance beaucoup moins grande pour le risque.

Atkinson et Halvorsen (1990) proposent un arbitrage beaucoup plus facile à étudier, celui de l'achat d'un véhicule sécuritaire. On regarde alors la prime qu'un individu consent à payer pour acheter un véhicule plus sécuritaire contrairement à un autre qui l'est moins. Une hypothèse implicite pour utiliser un tel marché est que l'individu est pleinement informé de la sécurité du véhicule. Le problème qui se pose en est un d'information. Les individus sont-ils capables de juger convena-

blement de la sécurité d'un véhicule de façon objective?²⁸ De plus, la motivation à réduire la prime d'assurance si on achète un tel véhicule vient nuancer la relation que nous essayons de mesurer. Cependant, comme le souligne Viscusi (1993), il s'agit probablement de l'étude la plus robuste utilisant le marché des biens de consommation.

Les changements technologiques ainsi que les changements dans les préférences des consommateurs font en sorte que la DAP peut varier dans le temps. Dans le cas du sac gonflable dans une automobile, les préférences des automobilistes ont certainement changé avec les années. Ainsi, il serait surprenant aujourd'hui de voir un constructeur retirer les sacs gonflables de ses voitures, alors que ces derniers considéraient à l'époque que l'obligation de les incorporer à leurs véhicules allait réduire leurs ventes parce que les individus n'étaient pas disposés à accepter la hausse du prix qui en découlait (Harrington et al., 2000). Il s'agit d'un effet temporel analogue à celui d'un changement technologique qui affecte le prix d'un détecteur de fumée, comme nous l'avons vu avec Garbacz. Cette question rend difficile le choix de la DAP à prendre : doit-on prendre celle avant un changement ou après ?

Les études ayant utilisé ces marchés alternatifs sont présentées au tableau 3.

| ÉTUDES UTILISANT D'AUTRES MARCHÉS | | | | |
|-----------------------------------|-----------------------|-------|------------------------------|------|
| | Auteur(es) | Année | Valeur d'une vie humaine* | Pays |
| 1 | Melinek | 1974 | 1 120 000 | É-U |
| 2 | Gosh,Lees&Seal | 1975 | 1 060 000 | G-B |
| 3 | Jones-Lee | 1976 | 5 160 000 | G-B |
| 4 | Blomquist | 1979 | 1 150 000 | É-U |
| 5 | Dardis | 1980 | 870 000 | É-U |
| 6 | Portney | 1981 | 420 000 | É-U |
| 7 | Ippolito&Ippolito | 1984 | 980 000 | É-U |
| 8 | Garbacz | 1989 | 2 640 000 | É-U |
| 9 | Atkinson et Halvorsen | 1990 | 5 280 000 | G-B |
| 10 | Carlin et Sandy | 1991 | 1 021 000 | É-U |
| 11 | Garbacz | 1991 | 3 670 000 | É-U |

* \$ CAN 2000

— TABLEAU 3 —

²⁸Ce problème est aussi présent sur le marché du travail.

3.3 L'enquête et l'évaluation contingente

Les deux méthodes précédentes nous démontrent les difficultés de mesurer la valeur d'un bien tel la sécurité qui n'est pas explicitement fixée à travers un marché institutionnel comme l'est le salaire par exemple. Par ailleurs, plusieurs économistes ont proposé une méthode alternative : présenter à l'individu un marché hypothétique où il pourra révéler ses préférences pour ce bien. D'abord appliquée aux biens environnementaux, cette méthode fut ensuite utilisée pour déterminer la disposition à payer des gens dans le but d'augmenter la sécurité de leur environnement. Schwab Christie et Soguel (1995) consacrent un ouvrage complet aux études utilisant l'évaluation contingente pour calculer la DAP associée à l'amélioration de la sécurité dans divers pays comme le Danemark, la France, le Royaume-Uni, la Suède ainsi que la Suisse.

Afin d'obtenir une réponse adéquate de l'individu, la question posée doit contenir : a) une description complète du bien évalué, b) une description du fonctionnement du marché et c) un processus permettant à l'individu de révéler la valeur de ce bien. Comme le souligne Viscusi (1993), cette méthode a l'avantage de ne pas se limiter à la rareté des données disponibles, comme c'est le cas avec la méthode hédoniste, et donc elle peut s'adapter dans une multitude de situations en étant plus flexible.

De plus, elle permet d'obtenir la DAP individuelle rendant le problème d'aggrégation négligeable. Cette méthode permet aussi de faire une analyse économétrique des dispositions à payer recueillies afin de vérifier les déterminants de celles-ci. En obtenant un échantillon représentatif de la population visée par un projet, il est alors possible d'obtenir la véritable disposition à payer de la population, ce qui laisse parfois à désirer avec les inférences sur le marché du travail et des biens de consommation.²⁹ Par ailleurs, cette méthode permet de considérer des changements non-marginaux de risques, ce qui est une limitation des autres méthodes dans leur forme traditionnelle.³⁰

L'efficacité de cette méthode repose cependant sur la maîtrise de plusieurs biais

²⁹Le biais de sélection ainsi que la disponibilité des données sont susceptibles d'affaiblir la représentativité de la DAP

³⁰Comme nous l'avons vu, il est cependant possible à l'aide d'estimation de la fonction d'utilité de remédier à ce problème dans le cas du marché du travail (Moore et Viscusi, 1990).

qui sont susceptibles de survenir avec l'utilisation d'un marché hypothétique. Nous énumérons et décrivons quelques uns de ces biais pertinents à notre analyse.³¹

3.3.1 Les sources de biais et considérations pratiques

Il est d'abord important, tel que mentionné en introduction de cette section, de bien définir le bien qui doit être évalué. Un biais symbolique est possible si la description du bien est trop vague et qu'elle inclut des aspects conceptuels qui n'étaient pas souhaitables. Par exemple, si l'on souhaite évaluer la disposition à payer d'un individu pour réduire le risque de décès sur le réseau routier, il faudra bien spécifier "**réseau routier**" pour que celui-ci n'inclut pas d'autres moyens de transports comme l'avion dans la formulation de sa DAP. Cette distinction peut sembler triviale, mais plusieurs incompréhensions de la question sont souvent causées par une description trop vague du bien en présence (Schwab Christie et Soguel, 1995 p.15).

De plus, il est important de s'assurer que l'individu ne peut inclure des bénéfices autres que ceux que l'on essaie de mesurer dans sa disposition à payer. Comme nous l'avons vu avec l'étude de Garbacz (1989), il faut s'assurer que l'individu n'évalue pas l'achat de sécurité en considérant la réduction possible de sa prime d'assurance, ce qui pourrait biaiser la valeur qui est recherchée.

La nature du bien en présence pose aussi des difficultés supplémentaires. La sécurité peut être considérée comme un bien public puisque les bénéfices qu'elle procure à un individu produisent des externalités pour les autres membres de la société qui n'ont pas à en subir les coûts. Deux sources de biais sont alors possibles. D'abord, il y a possibilité que la quantité produite du bien public soit jugée inefficace par l'individu et donc que sa disposition à payer soit biaisée négativement. L'individu n'a alors pas confiance que l'action publique va mener à un résultat pour lui. Notons que ces biais ne sont pas seulement spécifiques à l'étude de la sécurité, mais bien à la majorité des études utilisant l'évaluation contingente.

³¹Le lecteur pourra consulter le rapport de la NOAA (1993) pour une revue exhaustive des biais possibles avec cette méthode. Le NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration) a mandaté un groupe d'économistes renommés comprenant Kenneth Arrow, Robert Solow et Paul Portney, à la suite de l'accident de l'Exxon Valdez en Alaska, afin d'examiner la pertinence de l'évaluation contingente pour trouver la valeur d'existence d'un bien tel l'environnement.

Par ailleurs, il y a possibilité d'un biais stratégique ou de resquillage. L'individu est prêt à payer un montant inférieur pour un bien public puisqu'il récolte les bénéfices de l'action par les externalités de celle-ci sans avoir à payer. Il y a donc une tendance à sous-investir en sécurité de par la nature du bien.

Johannesson et *al.* (1996) montrent empiriquement que la disposition à payer privée est plus grande que la disposition à payer pour une action collective en sécurité. Il est à noter que l'ampleur d'un tel biais est plus grande si on utilise l'exigence à recevoir au lieu de la disposition à payer, ce qui confirme qu'il y a différence entre les deux concepts pour un bien public (NOAA, 1993).

Le véhicule de paiement peut aussi entraîner des réponses stratégiques ou bien des réponses jugées non-coopératives. Plusieurs études tendent à démontrer que l'utilisation des taxes comme véhicule de paiement engendre un nombre supplémentaire de non-réponses à cause de leur caractère impopulaire (Schwab Christie et Soguel, 1995).

La DAP pour un même échantillon peut aussi varier dépendamment du type de question que l'on utilise. Les questions ouvertes engendrent plus souvent un grand nombre de non-réponses et de valeurs extrêmes, ce qui s'explique par la proportion importante d'individus qui ont de la difficulté à évaluer le bien qui leur est présenté.

Les questions sous forme itérative éliminent partiellement ce biais. Cette forme de question présente à l'individu un montant et on lui demande s'il accepte de payer ce montant. On augmente ou on diminue graduellement le montant jusqu'à ce que le répondant soit indifférent. Le point de départ peut cependant influencer grandement la disposition finale de l'individu. Une solution proposée est de laisser l'individu choisir une valeur de départ, ce qui n'empêche cependant pas la cohabitation des deux biais (Schwab Christie et Soguel, 1996).

Afin de remédier à ces problèmes, une question de type fermé est proposée au répondant. On lui présente alors un montant déterminé au hasard et on lui demande de dire s'il est prêt à le payer pour obtenir l'amélioration en sécurité. Ce type de question se rapproche essentiellement d'une décision de consommation de tous les jours. Cependant, les données recueillies sont beaucoup moins riches pour une analyse économétrique subséquente des résultats.

Par ailleurs, la méthode d'enquête peut influencer la disposition à payer (NOAA,

1993). Les entrevues personnelles permettent d'éviter les problèmes de compréhension des questions, mais posent cependant le problème de l'influence de l'enquêteur sur les réponses du répondant. De plus, cette méthode est très coûteuse d'un point de vue pratique, ce qui fait qu'elle est beaucoup moins utilisée que les autres.

Quant à eux, les sondages par courrier sont très économiques. Cependant, la compréhension des questions risque d'être inférieure qu'en utilisant l'entrevue personnelle puisque l'enquêteur ne peut fournir d'aide pour l'interprétation et la compréhension des questions. De plus, le taux de réponse est généralement inférieur, ce qui cause un biais de sélection qui peut difficilement être corrigé dans le cas où l'on ne connaît pas les caractéristiques des individus qui ne répondent pas. L'entrevue par téléphone permet de corriger en partie les problèmes engendrés par le sondage par courrier, mais n'empêche pas la possibilité d'un biais causé par la personnalité de l'enquêteur.

Sur un autre thème, il a été montré que l'ordonnancement des questions relatives au risque influence considérablement la DAP de l'individu (Jones-Lee et *al.*, 1985). Il est important de regarder l'incidence de cet ordonnancement dans le design d'un questionnaire. Johansson et Johansson (1996) montrent qu'il existe un "*framing effect*" quand vient le temps d'évaluer la préférence des individus pour des programmes sauvant des vies dans le présent plutôt que dans le futur. Ainsi, demander une DAP pour un nombre de vies sauvées aujourd'hui comparativement à un nombre de vie sauvées dans le futur donne une réponse relativement différente que si la question est posée à l'inverse.

Somme toute, ces problèmes sont en grande partie attribuables à la méthodologie de l'évaluation contingente. Il existe aussi un bon nombre de problèmes spécifiques à l'utilisation de cette méthode dans le cas de la disposition à payer pour augmenter la sécurité.

D'abord, la question de la perception du risque revient à la surface. Outre les problèmes traditionnels entre risque objectif et subjectif, plusieurs auteurs observent que les notions de risque relatif et absolu sont mal comprises chez les répondants (Baron, 1997). Jones-Lee et *al.* (1985), dans une étude à l'échelle nationale en Grande-Bretagne, trouvent que plus de 47% des répondants donnent des réponses incorrectes à des comparaisons de diminution d'un risque absolu. Baron trouve que, plus la proportion d'individus d'un groupe identifié qui voit son risque diminuer est grande, plus la disposition à payer sera importante. C'est ce que confirme l'étude de Jenni et

Loewenstern (1997) qui démontre que les individus sont prêts à payer un montant supérieur quand le groupe visé par la diminution de risque est identifiable. On peut également faire référence sur ce point à l'étude de Pratt et Zeckhauser (1996) qui proposait qu'un effet appelé "*high payment effect*" gonflait artificiellement la disposition à payer plus était concentrée la diminution de risque dans la population, ce qui rend, par le fait même, le groupe visé identifiable.

Fetherstonhaugh et *al.* (1997) expliquent cette confusion des risques relatifs et absolus par un phénomène bien connu en psychologie : *la loi de Weber*. Selon cette loi, l'habileté d'un individu à détecter un changement dans un stimuli diminue rapidement à mesure que le niveau initial de ce stimuli augmente. Ce phénomène pourrait expliquer le résultat *a priori* contradictoire de Smith et Desvougues (1987) à l'effet que la disposition à payer diminue à mesure que la probabilité initiale augmente.

Or, selon le résultat théorique trouvé en (6), la disposition à payer devrait augmenter avec le niveau de probabilité initial. La différence réside dans la nature de la probabilité considérée, perçue ou objective. Pratt et Zeckhauser (1996) nomment ce phénomène, le "*dead anyway effect*" qui diminue artificiellement la disposition à payer. La mort étant fort probable et hors de son contrôle, l'individu ne voit que très peu d'avantages en termes de gains espérés d'utilité et ainsi sa DAP diminue. Il existe aussi probablement un lien avec le comportement adéquat face au risque de Dachraoui et *al.*(2000). Au delà d'une certaine probabilité cible, l'individu devient un joueur qui est moins riscophobe et devient éventuellement riscophile.

Donc, quand on considère l'effet de la probabilité initiale, deux phénomènes exercent une influence opposée sur la disposition à payer : soit un effet qui gonfle artificiellement la DAP à cause de la concentration des risques dans la population visée par un projet, soit un effet qui pousse à la baisse la DAP, plus la probabilité initiale est élevée, moins les individus atteints par le risque seront prêts à payer pour l'éviter, considérant que l'intervention publique sera inefficace étant donné l'importance de ce risque.

À un niveau différent, Jones-Lee et Loomes (1995) démontrent que la disposition à payer pour augmenter la sécurité en transport est différente pour les divers moyens de transport. Notamment, la sécurité dans le métro londonien est deux fois plus importante que la sécurité routière aux yeux des répondants. Les auteurs expliquent ceci par deux effets qui militent dans la même direction et qui ont un lien avec la

loi de Weber et les effets identifiés par Pratt et Zeckhauser.

D'une part, il y a un effet de contexte ("*context effect*") lié au risque involontaire propre à l'utilisation du métro qui augmente la disposition à payer. Contrairement à l'utilisation d'un véhicule sur le réseau routier, le risque d'accident dans le métro est hors du contrôle de l'individu. Cet individu est alors prêt à payer un montant supplémentaire pour s'assurer de réduire ce risque. Comme le souligne Mishan (1971), ce résultat est tout à fait normal étant donné que le risque volontaire est déjà soustrait de la demande de sécurité d'un individu.

D'autre part, il y a un effet d'échelle ("*scale effect*") dans la formulation de la disposition à payer pour augmenter la sécurité. Les accidents dans le métro, ainsi que ceux dans le secteur aérien, sont rares mais le nombre de victimes par accident qui en résulte est considérable. Selon Jones-Lee et Loomes, cet effet d'échelle augmente similairement la disposition à payer des individus. Ce résultat pourrait avoir un impact considérable sur la politique publique puisque, comme le souligne Viscusi (2000), les actions dans le secteur aérien devraient se voir accorder une valeur liée aux bénéfices de la sécurité supérieure compte tenu que les utilisateurs ont des DAP plus élevées, ce qui est non sans poser des questions fondamentales quant à la politique économique optimale en matière de risque.

Le régime d'assurance en place dans un pays peut avoir un impact sur la révélation de la disposition à payer. Ainsi, si ces gens ont une assurance-automobile publique par exemple, il faut s'assurer que les gens réalisent que cette assurance n'est pas gratuite, mais que ces derniers contribuent par le biais du paiement des droits d'immatriculation et de permis de conduire au financement de cette dernière. De plus, un système de type *no-fault* fait en sorte que l'indemnisation en cas d'accident pour les dommages corporels n'est pas conditionnelle à la démonstration de la faute dans l'accident. Ainsi, cette indemnisation est garantie à tout individu qui a un accident pour lequel il subit des dommages corporels. Il n'y a donc aucune possibilité de demander réparation en excès à l'indemnisation offerte par l'assureur et ce, tant au niveau civil que criminel. Ce système est unique au Québec, quoiqu'il a été reproduit au Manitoba ainsi qu'en Colombie-Britannique.

Finalement, l'étude de Lanoie et al. (1995) est la seule à avoir tenté de vérifier si, pour un même échantillon, la valeur de la vie implicite se dégageant de l'évaluation contingente est la même que celle déduite de la méthode des prix hédonistes. Il

faut noter que leur échantillon est relativement petit, si bien que l'intérêt de leur étude réside surtout dans la comparaison plutôt que dans les valeurs obtenues. Les auteurs en arrivent à la conclusion que les deux valeurs ne sont pas statistiquement différentes.

Schwab Christe et al. (1995) considèrent l'évaluation contingente comme une méthodologie attrayante, mais suggèrent qu'une recherche plus approfondie des conséquences des biais inhérents à cette méthode est nécessaire avant d'en souhaiter l'utilisation par les autorités publiques. Le rapport du NOAA (1993), un panel composé de divers économistes renommés tels Robert Solow et Kenneth Arrow, donne les balises pour une utilisation adéquate de cette méthode. Des études telles que celle de Jones-Lee et al. (1985) montrent qu'il est possible de tenir compte de ces biais et d'arriver à une valeur stable près des valeurs moyennes proposées dans la littérature (Viscusi, 1993).

Les études ayant utilisé l'évaluation contingente afin d'estimer la disposition à payer pour réduire le risque de décès sont présentées au tableau 4.

ÉTUDES UTILISANT L'ÉVALUATION CONTINGENTE

| Auteur(es) | Année | Valeur d'une vie humaine* | Pays | |
|------------|-----------------------------|------------------------------|------------|-----------|
| 1 | Acton | 1973 | 180 000 | É-U |
| 2 | Melinek et al. | 1973 | 700 000 | É-U |
| 3 | Jones-Lee | 1976 | 26 560 000 | G-B |
| 4 | Mulligan | 1977 | 798 211 | É-U |
| 5 | Frankel | 1979 | 33 000 000 | É-U |
| 6 | Maclean | 1979 | 6 990 000 | G-B |
| 7 | Jones-Lee et al. | 1985 | 5 960 000 | G-B |
| 8 | Gerking, De Haan et Schulze | 1988 | 5 290 000 | É-U |
| 9 | Jones-Lee | 1991 | 5 010 000 | G-B |
| 10 | Miller et Guria | 1991 | 1 580 000 | Australie |
| 11 | Viscusi, Magat et Huber | 1991 | 3 560 000 | É-U |
| 12 | Belhadji | 1994 | 1 226 000 | Québec |
| 13 | Schwab Christe | 1995 | 3 532 241 | Suisse |
| 14 | Lanoie et al. | 1995 | 22 000 000 | Québec |
| 15 | Kidholm | 1995 | 3 883 000 | Danemark |
| 16 | Johannesson et al. | 1997 | 6 500 000 | Suède |
| 17 | Ludwig et Cook | 1999 | 7 720 000 | É-U |
| 18 | Krupnick Crooper | 2000 | 2 500 000 | Ontario |

* \$CAN 2000

— TABLEAU 4 —

3.4 L'analyse risque-risque

3.4.1 L'évaluation contingente et le modèle QALY

Nous avons, dans les sous-sections précédentes, présenté un cadre propice à la révélation de la disposition à payer pour éviter un décès. Il existe cependant une méthode utilisant l'évaluation contingente pour ce qui est de la disposition à payer pour éviter une dégradation de l'état de santé pendant une période donnée (par exemple, une invalidité). Comme nous l'avons vu de façon théorique à la section 2.3.1, l'approche QALY permet de trouver la DAP pour une blessure en autant que nous soyons capables de définir un index de santé ordonnant les diverses blessures ou maladies. L'évaluation contingente permet de remédier au problème posé par l'établissement d'un index des états de santé dans le modèle QALY en permettant aux individus interrogés de révéler le poids qu'ils accordent à chacun des états de santé. Il existe deux types de questions qui peuvent être posés :

D’abord il y a la question de type “time trade off” :

“Supposons qu’une maladie x vous laisse dans l’état H_x pendant T années si vous ne recourez pas à un traitement. Le seul traitement disponible est gratuit, cependant il réduit votre espérance de vie à t année.”

On fait alors varier t jusqu’au moment où le répondant est indifférent entre le traitement et la maladie. Il s’agit alors de faire le ratio t/T pour obtenir $t(T, H_x)$, élément essentiel au calcul de la disposition à payer tel que présenté à l’équation (8).

Une autre méthode consiste à utiliser une loterie pour inciter le répondant à révéler le poids qu’il accorde à l’état de santé touché par l’étude. La question type est la suivante :

“En supposant que vous avez une maladie qui vous laisse de façon permanente dans l’état H_h sans traitement. On peut vous guérir avec probabilité p à l’aide d’un traitement. Autrement le traitement entraîne la mort immédiate.”

On varie alors p jusqu’au moment où l’individu renonce au traitement. Cette probabilité correspond alors au poids $t(T, H_x)$ qui doit être attribué à une année de qualité de vie équivalente dans cet état.

Ces deux types de questions évaluent la même DAP, mais en des termes différents. Jones-Lee et Loomes (1995) montrent que leur utilisation donne cependant des résultats différents. Tout comme Johannesson et Johansson (1996), les auteurs croient que ceci est dû à un “*framing effect*”. Quelques études se sont afférés à ce genre de calcul. Cependant, étant donné que nous nous concentrons sur le risque de décès, nous n’en ferons pas l’analyse.

3.4.2 L’évaluation contingente et le modèle risque-projet

Comme nous l’avons montré à la section 2.3.2, en présentant à un agent un choix entre deux endroits géographiques où il peut aller vivre, on peut manipuler les probabilités de réalisation de chacun des états de santé analysés et ce, de façon itérative, jusqu’à temps que l’individu soit indifférent entre les deux endroits. À ce

moment, l'on peut calculer les α_R pour chacun des risques étudiés.³² On peut alors, à partir des préférences des individus capter l'équivalent en terme d'accident mortel sur la route (ERA) de chacun des risques analysés.

Viscusi (1995) fait cet exercice en s'assurant d'abord que les individus comprennent bien les risques en cause et obtient qu'un cas de bronchite chronique est le risque le plus prêt d'un accident routier mortel avec un équivalent de 0.68. Cet exercice peut fournir une information de premier plan pour le décideur public quand les risques en jeu sont de sévérité différente et que l'on sait que les individus ont une DAP plus importante si la sévérité de l'accident est plus grande ou que la mort est plus lente et douloureuse (Sunstein, 1997 ; Jones-Lee et al., 1985). De plus, le fait que certains accidents mortels n'entraînent pas la mort immédiate et que les agents semblent avoir un taux de préférence intertemporel pour le risque, l'équivalent en terme d'accident mortel sur la route devient intéressant puisqu'il permet de tenir compte de ces préférences.

L'étude de Cropper et Subramanian (2000) reprend les préoccupations de Viscusi sur la possibilité que les individus aient des préférences différentes pour les divers risques. En plaçant l'agent en position de décision vis-à-vis des alternatives possibles en matière d'amélioration de la sécurité, les auteurs en arrivent à déceler les préférences des individus vis-à-vis des différents risques.

Ce genre d'expérience est cependant problématique puisque ces agents n'ont pas nécessairement toute l'information nécessaire pour juger des différents projets et de leur efficacité relative. En quoi les préférences des agents quant aux différents risques, biaisées et subjectives, sont susceptibles d'améliorer davantage l'efficacité du budget alloué à ces initiatives que les préférences du décideur public, lui-même beaucoup mieux informé des retombées de ces mesures ? Il faut aussi soulever la possibilité du problème du free-riding. Ainsi, quelqu'un touché par une initiative n'hésitera pas à proposer sa mise en application au détriment d'autres mesures, puisque ce dernier en dégagera un bénéfice privé pour lequel il pourra répartir le coût sur l'ensemble des autres agents. Est-ce que ces préférences sont celles pour les risques en cause ? La réponse demeure nébuleuse.

³² α_R et t sont les taux marginaux de substitution entre un risque R et respectivement un risque de référence, ici le risque de décès suite à un accident automobile, et l'état de santé optimal. Nous les avons définis à la section 2.3.2.

Néanmoins, Cropper et Subramanian (2000) en arrivent à des conclusions intéressantes, entre autres que les agents semblent préférer les interventions en environnement plutôt que celles en santé publique. Certainement, il reste du chemin à faire au niveau empirique pour bien comprendre les préférences des individus face aux différents arbitrages entre les risques.

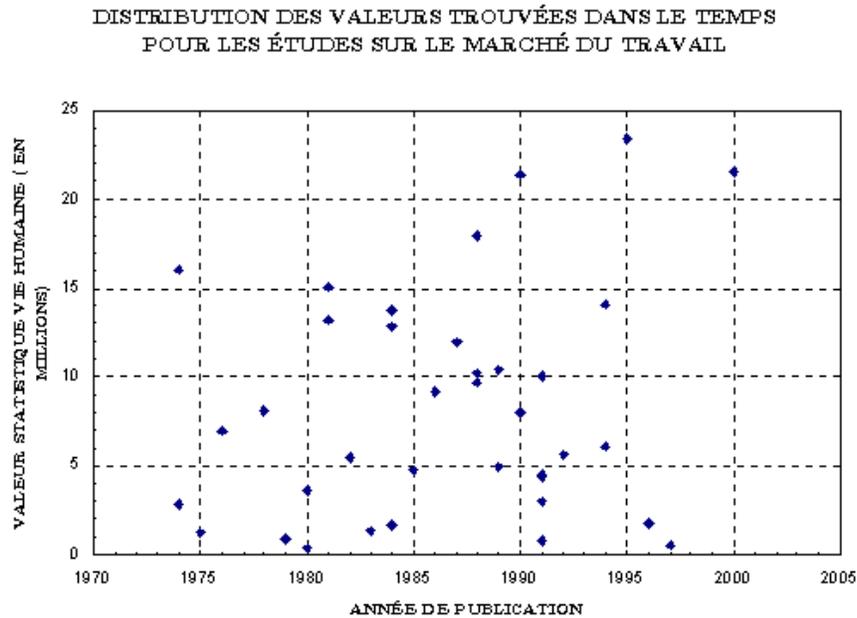
4 Analyse statistique des résultats

Jusqu'ici nous avons discuté des fondements théoriques ainsi que des stratégies empiriques qui ont été utilisées afin d'en arriver à une estimation de la valeur statistique d'une vie humaine. Il serait maintenant souhaitable d'analyser les résultats trouvés dans ces études pour tenter d'expliquer un tant soit peu leur variabilité, deuxième objectif que nous nous sommes fixé. Puisque le nombre d'études est considérable (68), nous pourrions avoir recours aux outils statistiques pour parfaire notre analyse. Un courant récent en statistique consiste à faire l'analyse statistique des analyses, ce que plusieurs ont appelé une méta-analyse. Nous regarderons comment nous pourrions appliquer cette méthodologie dans le cas qui nous concerne.

4.1 Statistiques descriptives sur les différentes études

Les études empiriques sur la valeur statistique d'une vie humaine ont pour origine les années 70 avec les travaux de Melinek et al. (1973) et de Smith (1974). L'approche des prix hédonistes sur le marché du travail a pris un essor considérable au cours des années 80. Les années 90 ont plutôt été le terrain d'études contingentes. Ces courants ne sont probablement pas seulement dus à l'intérêt pour l'étude de la valeur statistique d'une vie humaine, mais aussi à l'intérêt pour chacune de ces méthodes dans la science économique en général. Par exemple, la recrudescence de l'utilisation de l'évaluation contingente au cours des années 90 est en partie expliquée par l'étude du panel de la NOAA en 1993 qui a examiné la validité de cette méthode pour ensuite encourager son utilisation. Pour ce qui est des études sur le marché du travail, le graphique 5 nous donne une première indication que le résultat de ces études n'est probablement pas indépendant du moment où elles ont été réalisées. En effet, la variabilité des résultats semble augmenter avec le temps. De plus, les estimations les plus importantes sont survenues au cours des 10 dernières années. En somme, il

faudra s'interroger sur le processus qui génère ces études, statistiquement parlant. Ceci sera très important compte tenu que le décideur public se base sur les résultats de la littérature afin de choisir la valeur que doit prendre la sauvegarde d'une vie humaine dans l'analyse de ses projets. Il faut donc s'interroger sur la représentativité de ces études. Par exemple, l'échantillon est-il aléatoire ?



GRAPHIQUE 5

Nous avons pu recenser 18 études contingentes qui trouvent une valeur moyenne de 7,61 millions de \$ CAN 2000 (tableaux 5 et 6).³³ Les études sur le marché du travail (39) trouvent des résultats en moyenne supérieurs (8,78 millions). La variabilité est cependant moins grande comparativement à la méthode de l'évaluation

³³Nous avons considéré une étude comme étant une estimation de la valeur statistique de la vie humaine. Si une étude comporte plusieurs estimations que nous pouvons isoler comme étant différentes, alors elles sont considérées comme des études à part entière. Pour ce faire, nous avons considéré une estimation comme différente si elle utilise un échantillon d'individu différent. Ceci aura des implications au niveau de la question de l'indépendance des observations puisqu'il demeure que ces estimations ont été faites dans l'esprit d'un même article par les mêmes auteurs. Par ailleurs, nous croyons que l'information fournie par ces multiples études est intéressante puisqu'elle permet de prendre en considération une plus grande variabilité de résultats. De plus, choisir laquelle de ces estimations était la plus représentative de l'étude risquait d'introduire un biais dans la sélection de notre échantillon d'études, devenu non-aléatoire. En somme, la possibilité de dépendance des observations devrait être minimale compte tenu que seulement 4 études, comptant pour 7 estimations sont concernées par ce choix.

contingente en regardant les écart-types. Les études hédonistes utilisant le marché de la consommation (11) trouvent des résultats de beaucoup inférieurs en moyenne (2,12 millions). On peut l'attribuer potentiellement au biais de mesure de la compensation financière dans ce type d'arbitrage. De plus, cette méthode ne permet pas de tenir compte des changements technologiques qui diminuent artificiellement le prix de référence de la sécurité pour un bien comme un détecteur de fumée (Garbacz, 1989). Il est fort de constater que la distribution statistique des valeurs trouvées dans chacune des méthodes semble asymétrique, la médiane étant inférieure à la moyenne. Nous devons donc vérifier les hypothèses de normalité plus tard dans l'analyse.

RÉPARTITION DES ÉTUDES DANS LE TEMPS

| | Années 1970 | Années 1980 | Années 1990 |
|---------------------|----------------|----------------|----------------|
| contingente | 6 | 2 | 10 |
| marché du travail | 6 | 18 | 15 |
| marché consommation | 4 | 4 | 3 |
| Total | 16 | 24 | 28 |

— TABLEAU 5 —

VALEUR STATISTIQUE D UNE VIE HUMAINE
SELON LA MÉTHODOLOGIE UTILISÉE²

| | Moyenne | Méd. | Écart-T. | Nb |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|------|
| contingente | 7,609,414 | 4,446,500 | 9,477,903 | N=18 |
| marché du travail | 8,784,813 | 7,970,000 | 6,646,086 | N=39 |
| marché consommation | 2,124,636 | 1,120,000 | 1,786,736 | N=11 |
| Total | 7,396,296 | 5,085,000 | 7,349,714 | N=68 |

*. \$ CAN 2000

— TABLEAU 6 —

Il est intéressant d'examiner la provenance géographique de ces études avant d'en généraliser les conclusions. Tel que présenté, la majorité des études proviennent des États-Unis (39/68). Ceci s'explique en partie par la disponibilité des données de risque qui sont rendues publiques, ce qui facilite la réalisation d'études utilisant

l'approche hédoniste sur le marché du travail. De plus, l'importance du réseau universitaire américain facilite probablement la réalisation d'études qui ont pour terrain expérimental ce pays.

Tel que présenté au tableau 7, il y a neuf études qui proviennent du Canada dont trois du Québec. Les résultats trouvés au Canada semblent plus élevés qu'aux États-Unis. Il est cependant important de noter le poids relatif de l'étude de Lanoie et al. (1995) qui obtient deux valeurs que l'on peut qualifier d'extrêmes : 23,45 et 22 millions. Les sept autres études obtiennent des résultats inférieurs à la moyenne américaine.

La Grande-Bretagne a produit douze études. La moitié de ces études a été réalisée par M.K. Jones-Lee (4) et A. Marin (2). Il est à noter que l'intérêt des autorités publiques en Grande-Bretagne, notamment le *Department of Transportation*, pour l'évaluation des bénéfices reliés à l'amélioration de la sécurité routière a sûrement contribué à la réalisation d'études académiques sur le sujet. En fait, plusieurs de ces études, dont celle de Jones-Lee, Hammerton et Phillips (1985), ont été commandées expressément par des organismes publics comme le *Department of Transportation*. Plusieurs autres pays ont produit des études sur la valeur statistique d'une vie humaine. On peut alors voir la stabilité géographique des résultats. Bowland et Beghin (1998) ont analysé les facteurs démographiques qui influencent la DAP trouvée dans ces études. Notons que le problème de la parité des pouvoirs d'achat peut grandement compliquer l'interprétation des résultats ainsi que les comparaisons qu'on voudrait faire. À ce titre, il est très difficile de transposer ou de comparer des résultats provenant de zones géographiques différentes puisqu'il faut faire intervenir le prix relatif de la sécurité vis-à-vis des autres biens, qui n'est probablement pas le même dans chaque pays.

**VALEUR STATISTIQUE D UNE VIE HUMAINE
SELON LE PAYS D'ORIGINE^a**

| | Moyenne | Écart-Type | Nombre |
|------------------------|-----------|------------|--------|
| U.S. | 7,442,848 | 7,649,935 | N=38 |
| Canada | 8,696,222 | 8,197,457 | N=9 |
| Europe | 5,525,080 | 3,152,814 | N=3 |
| Asie | 5,285,000 | 6,710,443 | N=2 |
| Australie | 2,970,000 | 1,965,757 | N=2 |
| plusieurs ^b | 3,010,000 | , | N=1 |
| U.K. | 8,271,558 | 8,226,557 | N=12 |
| Suède | 6,500,000 | , | N=1 |
| Total | 7,396,296 | 7,349,714 | N=68 |

a. \$ CAN 2000

b. Une étude a été réalisée sur un échantillon qui regroupait des observations de plusieurs pays.

— **TABLEAU 7** —

Plusieurs ont déjà noté les difficultés associées au processus d'édition scientifique dans les principaux journaux en sciences économiques (Gons et Sheperd, 1994) . En théorie, le processus d'édition peut être vu comme un mécanisme transparent qui fait l'allocation des travaux des chercheurs selon la qualité de ceux-ci. Par ailleurs, comme le note Dickens (1990), plusieurs travaux ne seront peut-être jamais publiés parce que leurs résultats sont divergents du courant présent dans la littérature.

D'autres auteurs se censureront eux-mêmes en décidant de ne pas publier leurs résultats puisqu'ils sont trop divergents et risquent de nuire à leur réputation. De plus, les courants idéologiques en science économique peuvent amener certains périodiques qui veulent faire avancer la cause de la sécurité ou de la gestion des risques à publier les résultats qui sont plus élevés afin de laisser entrevoir qu'une intervention est désirable et profitable socialement. À l'opposé, d'autres pourraient décider, dans un souci de montrer que cette intervention n'est pas désirable, de publier les études qui ont des résultats inférieurs à la moyenne.

Ces possibilités sont très importantes pour la politique publique si le gouvernement est pour utiliser les valeurs issues de la littérature pour l'analyse des politiques. En somme, est-ce que le processus d'édition fait en sorte que la moyenne observée

des études est différente de la moyenne réelle de la valeur statistique d'une vie humaine ? Il y aurait alors un biais de sélection et le diagnostic prédit par la littérature peut être différent de celui qui est désirable.

Un indicateur de la qualité des journaux scientifiques est le *Social Science Citation index*. Cet indicateur utilise, parmi ses critères, le nombre de citations des articles publiés dans un journal scientifique pour mesurer sa qualité. La direction de la recherche de l'*École des Hautes Études Commerciales de Montréal* s'en sert pour produire un classement des périodiques en économique ainsi que pour d'autres domaines en gestion. Les périodiques sont classés en quatre niveaux de qualité : A, B, C et D. Parmi les 68 études sur l'évaluation de la valeur statistique d'une vie humaine, 30 ont été publiées dans des périodiques classés A. Les études publiées dans des périodiques classés A trouvent en moyenne une valeur statistique d'une vie humaine supérieure à celles publiées dans des périodiques de moins bonne qualité. On peut l'observer au tableau 8.

Les études sont principalement publiées dans des périodiques comme le *Journal of Risk and Uncertainty* (10) ainsi que dans le *Review of Economics and Statistics* (5) et le *Journal of Political Economy* (3). Les autres études ont été publiées dans divers périodiques en science économique ou dans d'autres domaines reliés.

Il est intéressant de noter que, depuis le début des années 90, neuf estimations sur 28 ont été publiées dans le *Journal of Risk and Uncertainty* pour lequel W.K. Viscusi est l'éditeur en chef. De plus, W.K. Viscusi a publié lui-même huit études sur le sujet en plus de fournir une revue de la littérature dans le réputé *Journal of Economic Literature*, ce qui pourrait influencer les valeurs trouvées par les autres études. Il faudra s'assurer de prendre en considération la possible dépendance entre ces études.

VALEUR STATISTIQUE D'UNE VIE HUMAINE
SELON LA CLASSIFICATION DE LA QUALITÉ DE
LA REVUE SCIENTIFIQUE

| | | Moyenne | Écart-Type | Nombre |
|--------------------------|------------------------------|------------|------------|--------|
| Indice de qualité | A | 7,734,623 | 6,862,222 | N=30 |
| | B | 7,276,500 | 5,751,662 | N=6 |
| | C | 4,955,100 | 4,807,896 | N=10 |
| | D | 6,415,000 | 3,882,016 | N=2 |
| | non-publiés | 5,603,110 | 9,495,115 | N=11 |
| | collectif^a | 11,470,582 | 9,445,309 | N=9 |
| Total | | 7,396,296 | 7,349,714 | N=68 |

^a. \$ CAN 2000 Le classement est effectué par la direction de la recherche de l'École des HEC de Montréal.

^b. Un ouvrage collectif est un ouvrage rassemblant plusieurs textes sur le sujet de la valeur de la vie humaine ou la problématique de la sécurité.

— TABLEAU 8 —

4.2 L'échantillon d'études retenues

Les études sur le marché du travail fournissent beaucoup d'informations sur les caractéristiques susceptibles d'affecter la variabilité des résultats. De plus, plusieurs indications au niveau théorique nous indiquent que la valeur trouvée devrait être fonction du revenu moyen dans l'échantillon ainsi que du niveau moyen de la probabilité de décès. Les différentes études utilisent toutes un échantillon différent, ce qui permet d'observer une variabilité au niveau du revenu moyen et de la probabilité moyenne de décès. L'approche multivariée utilisée par la méthode des prix hédonistes sur le marché du travail nous donne une certaine structure commune à ces études, ce qui permet d'identifier des facteurs pouvant affecter les résultats ainsi que leurs précisions. On peut observer une certaine hétérogénéité au niveau de la méthodologie employée en contrôlant pour le cadre expérimental commun à chacune de ces études.³⁴

Par ailleurs, peu de facteurs communs observables sont trouvés dans les études

³⁴Ces études ont été recensées dans les revues de la littérature de Viscusi (1993), Lanoie et al. (1995) ainsi qu'à l'aide d'une recherche par les mots-clé suivants : "value of life", "compensation for risk", "compensation for danger", "wage premium for risk". Ces recherches ont été effectuées sur les moteurs de recherche PROQUEST et ECONLIT entre le 1er mars 2000 et le 1er mai 2001.

contingentes ainsi que les études sur d'autres marchés que celui du travail. D'une part, nous avons vu que les études sur le marché des biens de consommation utilisent différents marchés ce qui pose un problème de comparaison. D'autre part, les études contingentes, surtout récemment, mettent davantage l'accent sur les biais potentiels de la méthode ainsi que sur la façon de les corriger, ce qui laisse peu de facteurs communs pour analyser la variabilité de leur résultat. Il faut être en mesure de comparer des "comparables" pour expliquer l'hétérogénéité des résultats.

En somme, pour faire une analyse statistique plus approfondie des résultats de la littérature afin d'en étudier la variabilité, nous avons besoin d'un cadre expérimental qui est stable à travers les différentes études. Seule la méthode hédoniste sur le marché du travail nous offre un tel cadre. Plusieurs auteurs, dont Viscusi (1993) ainsi que U.S. OMB (2000), croient qu'il s'agit d'une méthodologie représentative qui utilise une théorie, celle des prix hédonistes, relativement bien admise en science économique. Nous pousserons donc notre analyse dans cette direction en essayant de découvrir ou de confirmer des facteurs méthodologiques qui influencent la valeur statistique de la vie humaine dans la littérature économique. Ceci nous pousse donc à éliminer 30 études de notre échantillon, soit 29 qui utilisent d'autres méthodes et l'étude de Leigh (1987) pour laquelle les résultats ne sont pas comparables sur une base méthodologique commune.³⁵

Les statistiques descriptives de l'échantillon choisi ainsi que les facteurs méthodologiques d'intérêt trouvés dans la littérature sont présentés au tableau 9.

³⁵L'étude de Leigh (1987) n'a pu être considérée à cause de données manquantes pour l'analyse multivariée.

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ÉCHANTILLON
Études sur le marché du travail (N=88)

| Variables | STATISTIQUES | | | |
|--|--------------|---------|------|-------|
| | MOYENNE | ÉCART-T | MIN | MAX |
| Revenu moyen (\$ CAN) | 26109 | 8225 | 4400 | 43494 |
| Probabilité moyenne (X 10 000) | 2.13 | 2.42 | 0.30 | 10.00 |
| Risque observé | 0.87 | - | 0.00 | 1.00 |
| Prise en compte syndicat | 0.42 | - | 0.00 | 1.00 |
| Prise en compte compensation | 0.24 | - | 0.00 | 1.00 |
| Prise en compte risque de blessure | 0.55 | - | 0.00 | 1.00 |
| Revue de type A | 0.42 | - | 0.00 | 1.00 |
| Society of Actuaries | 0.08 | - | 0.00 | 1.00 |
| Étude de Viscusi | 0.18 | - | 0.00 | 1.00 |
| Risque endogène | 0.18 | - | 0.00 | 1.00 |
| Valeur statistique d'une vie humaine (Millions \$) | 8.65 | 6.68 | 0.37 | 23.45 |

— TABLEAU 9 —

Ainsi, on constate que 87% des études utilisent une mesure de risque observée plutôt que subjective. Ceci est grandement dû à la disponibilité de ces données et à la difficulté de construire une mesure plus complète du risque de décès.

Sur un autre facteur méthodologique d'intérêt, 42% des études tiennent compte de la syndicalisation des emplois et font interragir l'effet syndicat avec la DAP.

Par ailleurs, peu d'études prennent en considération la compensation salariale en cas de blessure (24%). Arnould et Nichols (1983) ont pourtant démontré que cette variable avait un impact sur la disposition à payer des agents en réduisant les coûts d'un accident. 55% des études incluent une mesure de risque de blessure afin de ne pas accorder trop de poids au risque de décès au niveau de l'inférence de la DAP. Par ailleurs, la compatibilité des données de risque de blessures et de mortalité ainsi que la possibilité de collinéarité a poussé bon nombre d'auteurs à écarter une telle variable de leur analyse.

Tel que souligné précédemment, la sécurité semble un sujet qui préoccupe les revues de haut calibre (type A) avec 42% des études sur le sujet. Au début des années 80, plusieurs auteurs ont utilisé la donnée de risque de la *Society of Actuaries* aux États-Unis qui regroupe des occupations beaucoup plus risquées que la moyenne. En tout, 8% des études utilisent une telle source de données.

L’auteur le plus prolifique dans ce domaine est certainement W.K. Viscusi qui, en plus d’être éditeur de la revue principale sur le sujet, a publié plus de 18% des études sur l’évaluation de la valeur statistique de la vie humaine.

Finalement, plusieurs auteurs ont, quant à eux, utilisé un modèle plus complet afin de déterminer la DAP en considérant la probabilité de décès comme endogène (18%).

4.3 Stratégie empirique et hypothèses

En 1896, Karl Pearson, un biométricien, a été l’un des premiers à analyser de façon quantitative les résultats d’études sur un sujet particulier pour en faire la synthèse. Ceci allait donner naissance à une nouvelle méthode de synthèse de la littérature permettant de prendre avantage des nombreuses études disponibles sur un sujet scientifique. Certes, une revue de la littérature comme nous avons fait à la section 3 est pertinente. Cependant, elle ne peut que se limiter à identifier les méthodes utilisées pour mesurer un phénomène pour ensuite en déduire les avantages et les inconvénients pour la mesure de la valeur statistique de la vie humaine. En fait, cette revue de la littérature permet d’en arriver à une conclusion qualitative sur la nécessité d’entreprendre une nouvelle étude ou bien de choisir l’une des valeurs trouvées comme étant “meilleure” qu’une autre. Or, nous avons vu comment il était difficile de faire le choix d’une valeur compte tenu du manque d’un critère objectif pour en déterminer la qualité ou la pertinence. De plus, la possibilité de faire mieux que les 68 autres estimations est minime compte tenu que ce qui gêne considérablement la précision de ces dernières n’est pas tant le choix d’une méthode à utiliser, mais bien la qualité des données ainsi que leur disponibilité. De plus, le calcul d’une moyenne et d’un écart-type ne nous a pas aidé à choisir une telle valeur, car il est difficile de défendre la moyenne des études sur le marché du travail compte tenu de la variabilité observée. Les auteurs ayant fait le recensement de la littérature

(Viscusi, 1993; Lanoie, 1998) en arrive à une question inévitable à laquelle ils ne peuvent que très difficilement répondre : Quelle est la valeur à choisir et est-ce que la variabilité des résultats est explicable ?

Pour pousser plus loin l'analyse des résultats, nous pourrions réfléchir au problème d'une façon différente. Supposons que chacune de ces m études dénotées par l'indice j ($j = 1, \dots, m$) reproduit une méthodologie identique, une moyenne des valeurs de la vie révélées par un sous-échantillon de même taille de la population n , mais où seule la composition de l'échantillon est différente. Par exemple, on pourrait penser à une étude contingente où la question posée permet de révéler la valeur que chacun des individus i attribue à la sauvegarde d'une vie humaine. Alors, la théorie statistique nous dira que la variance observée sera entièrement due à l'erreur d'échantillonnage. De façon équivalente, nous pouvons dire que l'espérance de la valeur de la vie de la population pourrait être estimée par la moyenne des valeurs moyennes dans ces études. Pour s'en convaincre, commençons par écrire l'espérance de la valeur de la vie dans cette population qui est donc composée de N individus :

$$\mathbf{E}(V) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N V_i. \quad (25)$$

En prenant la moyenne des valeurs trouvées dans les études, on a un estimateur possible de l'espérance de la valeur de la vie donné par :

$$\bar{V} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m V_j. \quad (26)$$

On peut montrer que $\mathbf{E}(\bar{V}) = \mathbf{E}(V)$ si $n_j = n \forall j = 1, \dots, m$. En décomposant $\mathbf{E}(\bar{V})$ on obtient

$$\mathbf{E}(\bar{V}) = \frac{1}{m} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n V_{ij} = \mathbf{E}(V). \quad (27)$$

car $\mathbf{E}(V_{ij}) = \mathbf{E}(V)$.

Ainsi cet estimateur est adéquat. Calculer la moyenne des études revient à cal-

culer la moyenne de la valeur de la vie accordée par chacun des individus. Ainsi, l'échantillon qui sert à calculer la moyenne n'est pas le nombre d'études, mais bien le nombre d'études multiplié par la taille de chacun de ces échantillons, d'où un gain de précision de l'intervalle de confiance de la valeur de la vie. Si la taille des échantillons n'est pas la même, alors $\mathbf{E}(\bar{V}) = \mathbf{E}(V)$. On peut le montrer en décomposant $\mathbf{E}(\bar{V})$ de la même façon :

$$\mathbf{E}(\bar{V}) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \mathbf{E}(V_{ij}) = \mathbf{E}(V).$$

Le poids compris entre 0 et 1 qui apparaît devant les valeurs de la vie $\frac{1}{n_j}$ permet de calculer la moyenne pondérée des résultats des études. Ainsi, les résultats émanant d'études où l'échantillon est grand se verront accorder un poids plus important que les études où l'échantillon est plus petit.

La variance de la valeur de la vie de la population sondée, sous l'hypothèse d'indépendance de ces études (ce qui n'est pas toujours le cas si un auteur a réalisé plusieurs études ou si un individu a été sondé par plusieurs études), n'est rien d'autre que la moyenne des variances de ces études. Ce résultat est démontré dans Cooper et Hedges (1994) :

$$\sigma_v^2 = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \sigma_j^2. \quad (28)$$

À l'aide de cette variance ainsi que de l'espérance de V adéquatement calculée, nous pourrions alors trouver l'intervalle de confiance associé à l'estimation de V . Dans le même but de favoriser une estimation précise de V , on voit que les études ayant une taille d'échantillon plus grande auront un poids plus petit dans le calcul de la variance puisque l'erreur d'échantillonnage est alors plus petite dans ces études, d'où une variance plus petite. En fait, ces études mesurent avec une plus grande précision la valeur de la vie et on devrait en tenir compte.

Dans notre exemple, nous avons fait l'hypothèse que la valeur de la vie pour une étude était calculée à l'aide d'une moyenne arithmétique des valeurs de la vie de chacun des individus de l'échantillon. Supposons maintenant que la méthodologie

utilisée est la valeur d'un paramètre d'une régression multivariée, ce qui est le cas avec la méthode hédoniste. Il est alors bien difficile de trouver l'espérance de la valeur de la vie puisque l'estimation de la régression sur la population entière couverte par ces études ne donne vraisemblablement pas la même valeur que la moyenne des valeurs trouvées par l'estimation de la régression sur chacun des échantillons de ces études.

Cooper et Hedges (1994) proposent d'utiliser un critère basé sur la variance et donc implicitement sur la taille des échantillons de chacune de ces études pour déterminer le poids à accorder à chacune d'entre-elles afin de s'approcher le plus possible de l'espérance de V . Nous avons vu à l'aide de notre exemple que le système de poids qui se dégageait de la synthèse des résultats des études accordait un poids supérieur à celles ayant été réalisées sur un grand échantillon. De plus, la variance de la valeur de la vie pour la population couverte par ces études est inversement reliée à la taille de l'échantillon de chacune de celles-ci. Ainsi, afin de trouver les poids qui permettraient d'obtenir l'espérance de valeur statistique de la vie humaine nous pourrions être tenté de minimiser la variance de cette espérance. De manière générale, on cherche à trouver θ_j qui minimise la variance totale d'échantillonnage $Var(V) = \sigma_v^2$. Cooper et Hedges (1994) démontrent que le poids qui minimise la variance totale est égal à l'inverse de la variance de chacune des études.

$$\theta_j = \frac{1}{\sigma_j^2}. \quad (29)$$

Ainsi, les études ayant une plus petite variance auront un poids plus important dans le calcul de l'espérance. Inversement, les études ayant une plus grande variance auront un poids plus petit. Indirectement, ceci implique que les études utilisant un grand échantillon auront un poids plus important alors que celles utilisant un petit échantillon se verront accorder un plus petit poids. La moyenne des études sur la valeur de la vie humaine peut alors s'écrire,

$$\begin{aligned} \bar{V} &= \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \theta_j V_j \\ \theta_j &= \frac{1}{\sigma_j^2}. \end{aligned} \quad (30)$$

Il nous est maintenant permis de relâcher potentiellement une hypothèse que nous avons faite. Nous avons supposé que ces études étaient homogènes de sorte que la variance observée pour chacune d’entre elles était strictement due à un terme d’erreur d’échantillonnage. Par ailleurs, nous avons documenté à la section 3.1 et 3.2 les différences méthodologiques qui affectent la variabilité des résultats des études sur le marché du travail. En observant ces différences, nous avons constaté qu’elles pouvaient avoir un impact sur les valeurs trouvées de sorte que l’erreur d’échantillonnage n’explique probablement pas entièrement la variabilité des résultats. Certaines méthodes statistiques, comme la régression multivariée, permettent de contrôler pour ces effets méthodologiques et peuvent permettre d’expliquer la variabilité des résultats. En somme, nous pourrions conditionner la distribution des valeurs trouvées sur ces facteurs afin de potentiellement réduire la variabilité des résultats observés et obtenir avec plus de précision une valeur statistique de la vie humaine qui se rapproche de son espérance inconditionnelle, notre objectif ultime. Cooper et Hedges (1994) présentent la modélisation de cette espérance conditionnelle que nous adapterons à notre cas précis.

Supposons que nous croyons que le processus statistique qui génère les valeurs de la vie humaine soit donné par une combinaison linéaire d’effets méthodologiques que nous observons et d’effets aléatoires dus à des caractéristiques non-observables. Le modèle statistique est alors,

$$V_j = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{jk} + u_j + \varepsilon_j \quad (31)$$

où

- x_{jk} sont les effets méthodologiques observables qui affectent la distribution des valeurs trouvées.
- β_0, \dots, β_K sont les paramètres de l’équation qui capturent la relation entre V_j et x_{jk} .
- u_j est un terme d’effet aléatoire qui capte les effets non-observables d’une étude qui ne sont pas dus à l’erreur d’échantillonnage, mais qui affectent néanmoins la distribution des valeurs trouvées.
- ε_j est le terme d’erreur qui représente tous les effets qui ne sont pas captés par le modèle, y compris l’erreur d’échantillonnage des études choisies. Nous

supposons que le biais de sélection est inexistant et que notre échantillon est aléatoire. Ce terme est d'espérance nulle et de variance σ_ε^2 .

Nous supposons par ailleurs qu'il y a indépendance entre les deux termes aléatoires ($Cov(u_j, \varepsilon_j) = 0$). La variance de (31) conditionnelle au vecteur des effets méthodologiques fixes (incluant la constante) de dimension $1 \times (K + 1)$ est donnée par,

$$\sigma_v^2 = Var(u_j + \varepsilon_j | X_j) = \sigma_j^2 + \sigma_\varepsilon^2. \quad (32)$$

Si σ_j^2 varie au niveau de chacune des études, ce que nous supposons, alors les moindres carrés ordinaires ne permettent pas l'estimation précise d'un tel modèle puisque ceux-ci suppose que $\sigma_v^2 = \sigma_\varepsilon^2$, la variance d'échantillonnage. L'estimateur demeure sans biais, mais il n'est pas celui qui minimise la variance. Or, nous avons précédemment déduit une approche pondérée qui permettait de tenir compte d'une certaine hétéroscédasticité de la variance des résultats. L'utilisation des moindres carrés pondérés permet de corriger ce problème de précision de l'estimateur. Les poids optimaux sont égaux à l'inverse de la variance de chacune des études comme nous l'avons vu :

$$\theta_j^* = \frac{1}{\sigma_j^2 + \sigma_\varepsilon^2}. \quad (33)$$

Dans un modèle à effets fixes, où σ_j^2 est connue, les poids se résument à $1/\sigma_j^2$. Les moindres carrés pondérés, avec des poids égaux à l'inverse de la variance de chacune des études, peuvent alors être implantés facilement permettant de générer facilement les paramètres de la distribution conditionnelle de V . Or, un modèle à effet fixe suppose que l'hétérogénéité des variances des études est due à un effet de constante fixe et que cet effet est de variance nulle. Il s'agit d'un cas bien moins général que le modèle à effets aléatoires. Dans le modèle à effets aléatoires, une difficulté supplémentaire survient du fait que σ_ε^2 apparaît dans l'expression des poids optimaux tel que démonté en (33). En fait, une estimation des paramètres de la régression est nécessaire pour estimer σ_ε^2 , qui elle, est estimée par

$$s_e^2 = \frac{1}{m - (K + 1)} \sum_{j=1}^m \left(V_j - (\hat{\beta}_0 + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k x_{jk}) \right)^2. \quad (34)$$

Or, l'estimation des paramètres demande a priori une estimation de la variance d'échantillonnage ce qui pose un problème. Il existe deux méthodes pour se sortir de cette impasse. D'abord, on peut procéder par l'estimation des moments généralisés ce qui permet d'estimer les paramètres pour ensuite se servir de l'espérance de la somme des résidus pour calculer σ_ε^2 sans passer par l'estimation des paramètres (voir Cooper et Hedges, p310). On peut alors calculer les poids qui permettent de recalculer les paramètres de manière précise. L'autre méthode utilise le maximum de vraisemblance qui, à partir d'une solution initiale, permet de converger vers des valeurs des paramètres qui sont stables et qui maximise la vraisemblance de la distribution conditionnelle des paramètres. Cependant, le maximum de vraisemblance a des propriétés bien connues en grand échantillon. En petit échantillon, l'estimation est sans biais mais ne garantit pas l'efficacité. Notre échantillon d'estimations étant de 38, il n'est probablement pas approprié de procéder de la sorte.

La discussion tenue jusqu'à maintenant fait l'hypothèse que nous avons préalablement une estimation de la variance de la valeur statistique d'une vie humaine pour chacune des études. Le calcul de la valeur de la vie rend l'expression de la variance très compliquée. La valeur de la vie est une transformation d'un paramètre provenant d'une régression qui se résume que très rarement à considérer un seul paramètre étant donné les variables croisées et les termes de second ordre de la probabilité de décès inclus dans la régression. Or, pour calculer la variance de la valeur de la vie, il faut connaître les termes de covariance entre la probabilité de décès et les autres variables explicatives ce qui rend impossible le calcul de la variance étant donné que cette information n'est jamais disponible dans une étude. Par exemple, supposons le cas simple d'une équation de salaire w qui est approximée par une relation quadratique avec la probabilité de décès p ,

$$w = \phi_0 + \phi_1 p + \phi_2 p^2 + u$$

La dérivé de l'équation par rapport à la probabilité p autour de la moyenne de cette

variable va donner l'expression de la DAP :

$$\frac{\partial w}{\partial p} \Big|_{p=\bar{p}} = \phi_1 + 2\phi_2\bar{p}. \quad (35)$$

La variance de cette expression est donnée par

$$Var\left(\frac{\partial w}{\partial p} \Big|_{p=\bar{p}}\right) = \sigma_1^2 + (2\bar{p})^2\sigma_2^2 + 4\bar{p} \cdot Cov(\phi_1, \phi_2). \quad (36)$$

Il serait très demandant aux auteurs d'un article de produire la matrice de variance-covariance des paramètres pour chacune de leurs estimations et de les présenter dans l'article. Il nous est donc impossible de calculer la variance de la valeur de la vie à partir d'une estimation de la DAP provenant d'une étude.

Ce calcul ne pouvant être accompli, nous ne pouvons réaliser une estimation précise des paramètres. Or, dans le cas où la forme de la variance est inconnue, ce qui est notre cas, certaines notions économétriques peuvent nous venir en aide. Même s'il ne s'agit pas d'une solution de premier ordre. Nous pouvons avoir recours à la méthode des moindres carrés généralisés (MCG). Si la matrice variance-covariance du terme d'erreur est de forme inconnue, l'expression de la variance des paramètres est donnée dans Greene (1997) :

$$Var(b_{MCO}) = (X'X)^{-1}X'\Sigma X(X'X)^{-1}. \quad (37)$$

$\Sigma = \mathbf{E}(\varepsilon\varepsilon')$ est cette matrice variance-covariance de forme inconnue. Si nous trouvons un estimateur de $\mathbf{E}(\varepsilon\varepsilon')$ nous pourrions estimer précisément les paramètres sans avoir à spécifier une forme pour l'hétéroscédasticité observée. Se rabattant sur les propriétés asymptotiques des MCO, White (1980) démontre que l'utilisation de la matrice estimée $\hat{\Sigma} = \tilde{\varepsilon}\tilde{\varepsilon}'$, où $\tilde{\varepsilon}$ est le vecteur des résidus empiriques provenant d'une estimation par MCO du modèle, permet d'obtenir un estimateur sans biais et efficace des paramètres du modèle. Cette correction est largement utilisée dans la littérature empirique en science économique. En fait, cette correction utilise la variance empirique des études comme approximation de la véritable variance de celles-ci et donc de l'effet aléatoire. Même s'il ne s'agit pas d'une méthode directe,

on peut affirmer que dans le cas de la valeur de la vie humaine, compte tenu que la variance des estimations de chacune des études ne sont pas disponibles, il s'agit de la meilleure méthode à notre disposition.

Dans notre cas, nous ne possédons pas un échantillon assez important pour invoquer de telles propriétés asymptotiques ($M=38$ dans notre cas). En effet, en ce qui concerne les propriétés de cette correction en petit échantillon, McKinnon et White (1985) démontrent que cette correction est un peu trop optimiste sur les variances des paramètres. Donc, les variances sont sous-estimées ce qui fait que la probabilité d'une erreur de type I est sous-estimée avec cette correction si on l'utilise en petit échantillon. Donc, nous connaissons la direction du biais de l'estimation des variances des paramètres et conséquemment de nos tests sur les paramètres. Par ailleurs, nous pourrions effectuer une simulation empirique des paramètres (bootstrapping) afin d'examiner la distribution empirique de ces derniers (Efron, 1979).

Il est certain cependant que l'utilisation des MCG n'est pas un substitut à l'utilisation du modèle à effets aléatoires qui utilise directement la variance de chacune des études comme approximations de l'hétéroscédasticité et donc demeure préférable à l'approximation de White (1980).

Par ailleurs, nous examinerons la robustesse des résultats aux valeurs extrêmes dans notre échantillon. Pour ce faire, nous analyserons les observations qui sont extrêmes en regardant la matrice de projection de la régression. En enlevant des observations jugées extrêmes, nous pourrions alors regarder la robustesse des paramètres ainsi que de leur variance. Donc, même si plusieurs difficultés méthodologiques nous empêchent d'obtenir la meilleure estimation possible des paramètres, nous avons tout de même bon espoir que la correction de White (1980) capte une bonne partie des effets aléatoires dus aux facteurs non-observables des différentes études.

4.4 Analyse de Bowland et Beghin (1998)

Bowland et Beghin (1998) ont effectué un travail similaire au nôtre, mais avec un nombre plus restreint d'études (33). De plus, ils ont rattaché à chacune des études, les caractéristiques démographiques des pays dans lesquels celles-ci ont été effectuées. Nous croyons que, vu la faible représentativité des échantillons utilisés dans certaines

études, cette inclusion introduit potentiellement un biais qui pourrait fausser les résultats. L'objectif de l'étude de Bowland et Beghin (1998) est d'utiliser le modèle en (31) afin de faire une prévision de la valeur statistique de la vie pour le Chili. Il est donc justifié, dans leur cas, de tenter d'inclure des composantes démographiques des pays où ces études ont été effectuées dans le but de faire la transposition au Chili. Or, les auteurs n'ont pas pris en compte les poids optimaux afin de minimiser la variance, ce nous permet d'émettre des réserves quant à leurs résultats. En fait, l'exercice qu'ils ont fait revient à faire une analyse statistique des résultats trouvés et non une méta-analyse ou synthèse de recherche au sens où l'entend Cooper et Hedges (1994).

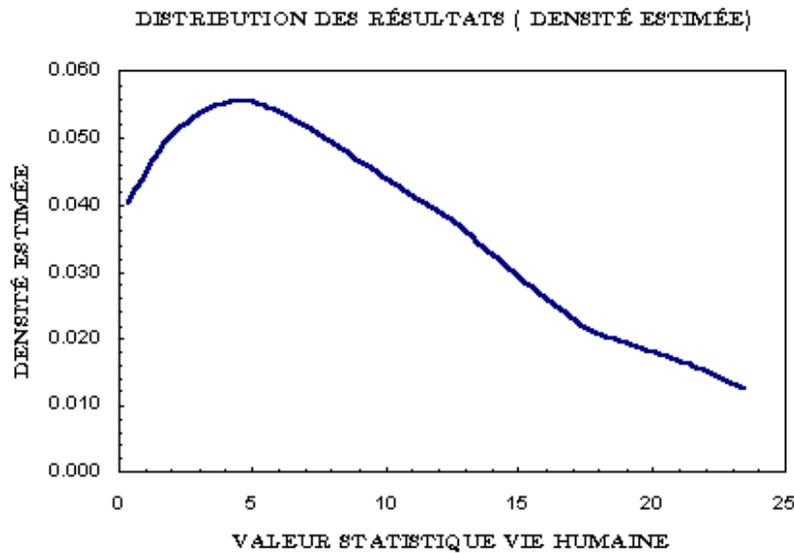
En faisant une extrapolation pour le Chili avec l'analyse multivariée, il faudrait calculer un intervalle de confiance de cette valeur. Il ne faut pas oublier que cette prévision est une variable aléatoire. Si Bowland et Beghin avaient fait cet exercice, il nous est permis de douter qu'ils auraient pu réduire l'intervalle de confiance trouvé initialement à l'aide de la distribution inconditionnelle des valeurs trouvées. Ces auteurs ne rapportent aucun intervalle de confiance dans leur analyse.

En conditionnant sur certains facteurs comme les différences méthodologiques, l'utilité de la méta-analyse est de permettre de restreindre cet intervalle de confiance en maîtrisant l'hétérogénéité observée. Bowland et Beghin n'ont pas tenu compte des caractéristiques méthodologiques de chacune des études qui peuvent expliquer la variabilité des résultats. Notre contribution se situe donc au niveau d'une meilleure compréhension des facteurs méthodologiques affectant la variabilité des résultats. Notre étude est ainsi complémentaire à la leur mais il demeure néanmoins que nous ne pouvons conduire une méta-analyse.

Dans le but d'obtenir une estimation précise et efficace, le choix de la variable dépendante est important. Le choix d'un estimateur dépend grandement des hypothèses que l'on pose sur la variable aléatoire à expliquer. En somme, si on veut utiliser les moindres carrés ordinaires (MCO), il faudra s'assurer que l'on peut approximer la distribution de la variable aléatoire par une distribution normale.

Sur la forme de la variable dépendante, Bowland et Beghin (1998) trouvent que la forme logarithmique est la plus vraisemblable puisqu'elle traduit adéquatement la distribution des différents résultats. De plus, elle permet d'éviter la prévision d'une valeur statistique de la vie humaine négative. Le graphique 6 présente une

approximation de la distribution de cette variable obtenue en utilisant l'estimation non-paramétrique de la densité de notre échantillon.³⁶ L'hypothèse d'une distribution log-normale semble vérifiée. Afin d'utiliser les MCO qui supposent la normalité des résidus, nous allons donc utiliser le logarithme naturel de V , la valeur statistique d'une vie humaine, comme variable dépendante dans nos estimations.



GRAPHIQUE 6

Nous utiliserons quatre spécifications afin de vérifier la sensibilité des paramètres à la spécification choisie. Ainsi, nous avons choisi de présenter celles pour lesquelles nous sommes en mesure de tirer des informations additionnelles sur l'explication de la variabilité des résultats. En général, les résultats ne sont pas sensibles à la spécification choisie.

4.5 Analyse des résultats

Le tableau 10 présente les résultats de l'estimation des déterminants de la variabilité de la valeur statistique d'une vie humaine dans la littérature économique.

³⁶L'estimation de la densité est faite à l'aide d'une méthode non-paramétrique appelée "Univariate Kernel Method" présentée dans Silverman (1986). Il s'agit d'un lissage de la distribution des valeurs trouvées. Ces estimations sont disponibles auprès de l'auteur.

DÉTERMINANTS DE LA VARIABILITÉ DES RÉSULTATS

Estimation par MCG

| Variables | SPÉCIFICATION | | | |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Constante | -120.570 (2.57) | -117.260 (2.43) | -125.670 (3.09) | -88.814 (1.97) |
| année de publication | 0.053 (2.33) | 0.051 (2.20) | 0.055 (2.83) | 0.037 (1.68) |
| Log du revenu moyen | 1.721 (5.49) | 1.717 (5.45) | 1.615 (5.60) | 1.625 (5.20) |
| Probabilité moyenne (X10 000) | -0.234 (5.60) | -0.224 (3.42) | -0.173 (2.79) | -0.166 (2.99) |
| Risque observé | 0.850 (2.72) | 0.864 (2.67) | 0.901 (4.59) | 0.894 (3.85) |
| Prise en compte syndicat | -0.067 (0.25) | -0.075 (0.27) | -0.029 (0.12) | -0.006 (0.03) |
| Prise en compte compensation | -0.616 (2.05) | -0.604 (1.88) | -0.883 (2.99) | -0.816 (3.38) |
| Prise en compte blessure | 0.199 (0.88) | 0.185 (0.88) | 0.458 (2.68) | 0.447 (2.64) |
| Revue de type A | 0.568 (2.50) | 0.582 (2.81) | 0.627 (3.17) | 0.589 (3.11) |
| Society of Actuaries | - | -0.155 (0.25) | 0.00008 (0.00) | -0.069 (0.15) |
| Etude de Viscusi | - | - | 1.016 (6.05) | 0.898 (5.54) |
| Risque endogène | - | - | - | 0.712 (3.59) |
| N=38 | | | | |
| R-carré ajusté | 0.48 | 0.46 | 0.58 | 0.6328 |
| Log Vraisemblance | -40.039 | -40.007 | -34.860 | -31.4086 |
| Moyenne Variable dépendante (Log VSL) | | 1.7242 | | |

Note: Statistique de Student absolue entre parenthèses.

Correction pour l'hétéroscédasticité à l'aide de White (1980)

— TABLEAU 10 —

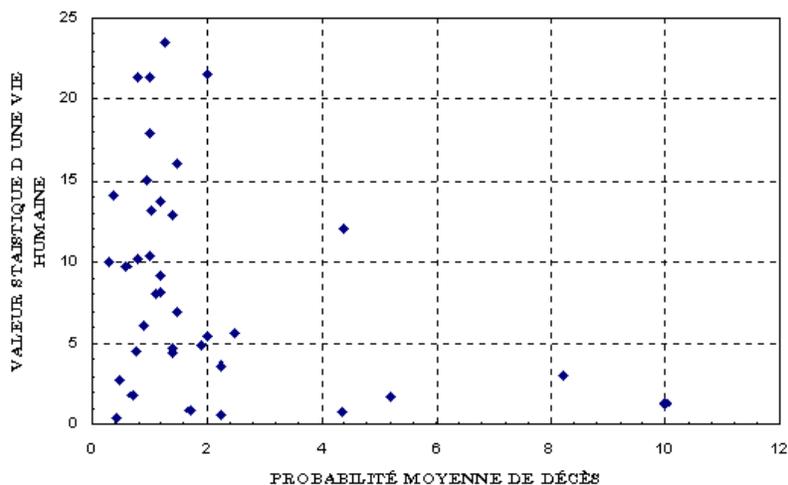
Il est d'abord intéressant de noter que la variance expliquée par les différentes spécifications est élevée (le R²-ajusté varie de 0,46 à 0,64). Donc, plus de la moitié de la variabilité est expliquée par les facteurs méthodologiques. Par ailleurs, le test de Breush-Pagan permet de rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité. De plus, la spécification 4 est préférée aux autres sur la base d'un test de rapport de vraisemblance.

Effet temporel — En général, au cours des années, la valeur trouvée dans les diverses études semble avoir augmenté en moyenne. On peut attribuer ce résultat à un effet de publication qui fait en sorte que les résultats supérieurs à la moyenne ont une probabilité plus grande d’être publiés. En examinant la spécification 4, il semble qu’avec le temps, les diverses découvertes au plan méthodologique, comme l’endogénéité de la probabilité de décès, ont permises d’obtenir des valeurs supérieures à celles obtenues auparavant. En effet, la variable “année de publication” devient non-significative, alors que la variable endogénéité du risque est significative et positive dans la spécification 4.

Effet revenu moyen — Tel qu’appréhendé, la valeur statistique d’une vie humaine est positivement reliée au revenu moyen dans l’échantillon servant à l’étude. On confirme ainsi la prédiction théorique voulant qu’un individu soit disposé à payer davantage si sa richesse est plus importante. De plus, le coefficient peut être interprété comme une élasticité-richeesse compte tenu de la forme log-log estimée. Il semblerait que la valeur de la vie soit relativement élastique à la richesse qui est approximée par le revenu. La représentativité d’un échantillon est donc très importante si l’on veut transposer les résultats trouvés dans ces études à un groupe cible de la population. Finalement, plus de richesse peut impliquer moins d’aversion au risque ce qui peut générer un effet contraire à l’effet direct de la richesse si la probabilité d’accident est suffisamment faible (Dachroui et al., 2000).

Effet probabilité moyenne — Théoriquement, on s’attend à ce que, plus la probabilité de décès moyenne dans un échantillon soit grande, plus la disposition à payer de ces individus devrait l’être aussi. Au niveau de chacune de ces études, ce résultat est bel et bien vérifié sauf dans le cas de l’étude de Smith et Desvouges (1987) qui trouve une relation négative. Au niveau de la méta-analyse, il semblerait plutôt que la relation entre la valeur statistique d’une vie humaine et la probabilité soit négative (graphique 7).

RELATION ENTRE LA VALEUR DE LA VIE ET LA
PROBABILITÉ MOYENNE DE DÉCÈS



GRAPHIQUE 7

Même si ce résultat est contradictoire, nous soutiendrons qu'il ne remet pas en cause la relation entre le risque et la richesse, mais plutôt l'utilisation de la DAP pour inférer la valeur statistique d'une vie humaine. La valeur statistique d'une vie humaine est calculée de la façon suivante :

$$V = \exp \frac{1}{\bar{p}} \hat{\phi} \quad (38)$$

où $\hat{\phi}$ est la DAP moyenne estimée par l'approche hédoniste sur le marché du travail et \bar{p} est la probabilité moyenne dans l'échantillon utilisé par une étude. On a que la dérivée de (38) par rapport à p donne :

$$\frac{\partial V}{\partial p} = \exp \frac{1}{\bar{p}} \hat{\phi} \left(-\frac{1}{\bar{p}^2} \hat{\phi} + \frac{1}{\bar{p}} \frac{\partial \hat{\phi}}{\partial p} \right) \quad (39)$$

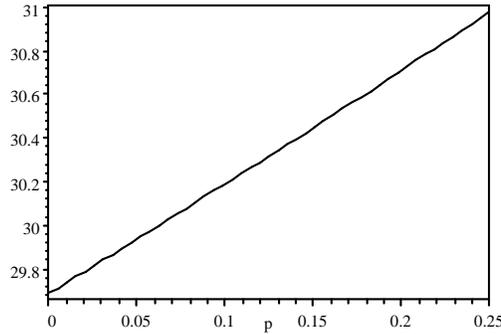
Sachant que $\frac{\partial \hat{\phi}}{\partial p}$ est positif si l'utilité marginale de la richesse dans la vie est plus grande que dans la mort, $\frac{\partial V}{\partial p}$ est positif seulement si,

$$\frac{1}{\bar{p}} \frac{\partial \hat{\phi}}{\partial p} > \frac{1}{\bar{p}^2} \hat{\phi} \quad (40)$$

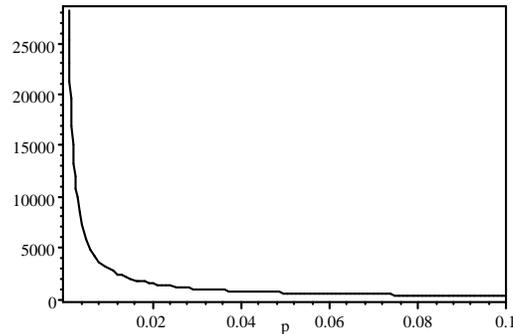
Or, étant donnée que $\bar{p} < 1$, et que cette probabilité est, en général, très petite alors, $\frac{1}{\bar{p}^2} > \frac{1}{\bar{p}}$. En somme, il faut que $\frac{\partial \hat{\phi}}{\partial p}$ soit suffisamment plus grand que $\hat{\phi}$ afin que le résultat demeure positif. Donc, une relation négative ne remet pas nécessairement en cause la relation entre la DAP et la probabilité. L'utilisation de l'inverse de la probabilité moyenne, étant donné que ce nombre est grand, peut forcer la valeur de la vie à diminuer avec la probabilité au lieu d'augmenter même si la DAP augmente avec la probabilité. Le résultat empirique confirme cette intuition. Considérons l'exemple suivant pour illustrer ce problème. En supposant une fonction d'utilité espérée qui a les propriétés décrites précédemment,

$$EU = p(w^\gamma) + (1 - p)(a + bw^\gamma) \quad (41)$$

avec $0 < \gamma < 1$, $a > 0$, $b > 1$, la relation qui émerge entre la DAP, la valeur statistique d'une vie humaine et la probabilité moyenne est la suivante :



GRAPHIQUE 8 DAP et probabilité avec $\gamma = 0.5$, $a = 5$, $b = 1.2$, et $w = 10$.



GRAPHIQUE 9 VSV et probabilité avec $\gamma = 0.5$, $a = 5$, $b = 1.2$, et $w = 10$.

Il y a donc lieu de se questionner sur la validité d’inférer la valeur d’une vie humaine à partir de la DAP si celle-ci ne respecte pas les propriétés de la DAP. Les résultats de plusieurs études tendent à confirmer cette relation puisque celles utilisant un risque moyen important tendent à obtenir des résultats inférieurs à la moyenne. En somme, la dispersion par rapport à la moyenne du risque va créer une différence de plus en plus importante entre la DAP et la valeur de la vie en regard de leur relation au risque. Rien n’est cependant dit sur la distribution des risques dans l’échantillon d’une étude, ce qui pourrait aussi influencer la DAP.

Effet mesure de risque — La variable “risque observée”, une variable qualitative qui capte un effet de moyenne, est positive et significative dans les quatre spécifications, ce qui nous confirme les prédictions théoriques de Lichtenstein et al. (1978) à l’effet que les individus faisant face à des probabilités faibles tendent à sur-estimer cette probabilité. Ainsi, les différentes études utilisant une mesure réelle trouvent une plus grande disposition à payer que si l’on avait utilisé le risque perçu par les individus. La valeur statistique d’une vie humaine est calculée en utilisant $\frac{1}{p}\hat{\phi}$. Si le risque objectif plutôt que le risque perçu est utilisé, et que l’individu surestime le risque objectif à faible probabilité de décès, la valeur estimée sera plus grande que celle qui aurait été calculée en prenant le risque perçu. Encore, une fois, on remarque que la valeur statistique d’une vie humaine est très sensible à la probabilité moyenne utilisée.

Effet syndicalisation — La prise en compte des syndicats ne semble pas affecter la valeur statistique d’une vie humaine trouvée dans les différentes études. En fait, étant donné les résultats contradictoires que les auteurs obtiennent sur l’effet de la syndicalisation, il ne fallait pas s’attendre à ce qu’une relation forte émerge

des résultats de la méta-analyse. Ce résultat pointe vers un plus grand besoin de recherche au niveau théorique et empirique sur le rôle de la syndicalisation dans la formulation de la DAP pour la sécurité.

Effet indemnisation — Tel que prédit théoriquement par Arnould et Nichols (1983), l'inclusion d'une variable mesurant la compensation en cas d'un accident réduit le coût d'un tel accident pour l'agent et conséquemment sa DAP pour l'éviter. Ce résultat est relativement stable à travers les différentes spécifications. Compte tenu que seulement le quart des études inclut une telle variable, on peut suggérer que la DAP est donc surestimée dans bon nombre d'études si l'on considère que la DAP doit être nette de toute compensation.

Effet qualité des périodiques — Les résultats suggèrent que les études trouvant des DAP plus élevées ont tendance à être publiées dans des revues de qualité supérieure. Deux interprétations peuvent être faites de ce résultat : soit d'abord que les bonnes études sont celles qui trouvent des résultats plus élevés, ou que les revues de haute qualité ont une propension plus grande à publier des études obtenant des résultats supérieurs à la moyenne parce qu'elles ont des implications importantes pour le décideur public.

Les études auxquelles W.K. Viscusi participe de manière directe en tant qu'auteur ou co-auteur obtiennent en moyenne des résultats supérieurs à la moyenne comme l'indique la variable qualitative "Viscusi". L'influence de cet auteur sur le cours de la littérature est important. On doit s'interroger sur la signification de ce résultat pour la représentativité et la diversité des résultats trouvés.

Effet risque endogène — Par ailleurs, nous avons soulevé que plusieurs auteurs considèrent que le risque de décès est une variable endogène. De considérer le risque comme endogène a deux significations principales. D'abord, Benjamin et Dougan (1997) puis Carlin, Hakes et Viscusi (1997) démontrent que l'on peut obtenir une mesure du risque perçu en considérant le risque comme endogène et fonction de caractéristiques spécifiques à l'environnement de l'agent et de ses habitudes de vies. Une deuxième explication consiste à affirmer que les individus qui choisissent des emplois risqués ont des caractéristiques différentes des autres travailleurs qui les poussent à préférer un tel emploi étant donné leur mobilité réduite ou la segmentation du marché du travail. Plusieurs ont documenté la possibilité que les firmes qui ont un risque élevé ont un coût marginal de produire de la sécurité qui est supé-

rieur au montant minimum que le travailleur exige pour ce risque supplémentaire (Viscusi, 1993). Il faut donc contrôler pour cet effet. Les résultats de l'estimation de la spécification 4 nous indiquent que, lorsqu'on considère le risque de décès comme endogène, les DAP sont en moyenne supérieures. Cette intuition était corroborée par Garen (1988) qui trouvait que les estimations avec risque endogène étaient presque du double de celles utilisant la spécification usuelle.

Il est important de mentionner que nous n'avons pas contrôlé pour l'aversion au risque des individus. Ainsi, si cette aversion est plus grande dans l'échantillon d'une étude, il se peut que la valeur statistique d'une vie humaine soit plus importante. Cependant, cette variable est difficilement observable et même rarement traitée dans les différentes études empiriques. Par contre, elle a peut-être été approximée par la variable richesse.

Avant de formuler des conclusions sur les facteurs qui affectent la valeur statistique de la vie humaine trouvée dans les différentes études, il faut vérifier la stabilité et la sensibilité de ces résultats. On doit d'abord analyser deux problèmes potentiellement important dans notre contexte d'estimation.

Premièrement, dans un petit échantillon, il y a une plus grande probabilité que certaines observations, que l'on pourra appeler extrêmes, aient un impact important sur l'estimation des paramètres. Dans un grand échantillon, cette probabilité est beaucoup moindre puisque le poids de chaque observation est beaucoup moins important. L'approche des moindres carrés nous permet d'obtenir une mesure de l'influence de chacune des informations puisqu'elle fait intervenir des concepts géométriques que l'on peut facilement manipuler. Les MCO font en sorte que l'on projète un vecteur d'intérêt, dans ce cas-ci, V , dans l'espace colonne de Z . Ainsi, la matrice H qui sert à projeter V est donnée par :

$$H = Z(Z'Z)^{-1}Z' \quad (42)$$

Les éléments de la diagonale de cette matrice $N \times N$ nous donne le poids de chacune des observations dans la projection de V . Ainsi, une observation qui a un poids considérable fait en sorte que, de ne pas l'inclure, change potentiellement la valeur prédite de V et conséquemment la valeur des paramètres. Plusieurs règles ont été définies afin de déterminer à partir de quand une observation devient grandement

influyente. Cependant, aucun consensus n'existe sur le choix d'une règle (Greene, 1997).

Afin de vérifier la stabilité des résultats, nous allons enlever les observations pour lesquelles H prend une valeur supérieure à 0.5. Nous pourrions prendre un autre critère, mais il semble apparent que la majorité des observations sont de poids relativement homogène. Notons aussi que nous devons nous soucier des degrés de liberté nécessaires afin de faire nos tests d'hypothèse sur la valeur des paramètres. Ainsi, quatre observations sont rejetées, soit les études de Brown (1980), Gegax, Gerking et Schulze (1991), Lanoie et al. (1995) et de Liu et al. (1997).

Cependant, le lecteur ne doit pas voir dans ces observations, des observations aberrantes. Il s'agit simplement de noter que ces résultats sont moins probables que les autres et qu'ils ont un impact important sur les résultats de l'estimation. Il faut donc vérifier la stabilité des résultats. Dans le cas où les résultats ne changent pas de façon importante, il conviendra de les réinclure pour continuer l'analyse.

En reprenant les estimations sans ces observations influentes, on obtient de nouveaux résultats présentés au tableau 11.

DÉTERMINANTS DE LA VARIABILITÉ DES RÉSULTATS

Estimation par MCG sans valeurs influentielles

| Variables | SPÉCIFICATION | | | |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Constante | -106.060 (2.34) | -122.730 (2.67) | -120.450 (3.29) | -68.932 (1.85) |
| année de publication | 0.044 (1.95) | 0.052 (2.27) | 0.051 (2.72) | 0.023 (1.25) |
| Log du revenu moyen | 1.918 (2.59) | 1.999 (2.71) | 2.039 (3.16) | 2.310 (4.17) |
| Probabilité moyenne | -0.249 (5.24) | -0.391 (3.71) | -0.312 (2.90) | -0.352 (5.06) |
| Risque observé | 0.857 (1.79) | 0.879 (2.02) | 1.059 (4.65) | 0.856 (3.12) |
| Prise en compte syndicat | -0.044 (0.12) | -0.066 (0.17) | 0.013 (0.04) | 0.165 (0.62) |
| Prise en compte compensation | -0.678 (1.74) | -0.729 (1.87) | -1.067 (2.98) | -0.812 (2.77) |
| Prise en compte blessure | 0.151 (0.61) | 0.250 (1.01) | 0.515 (2.67) | 0.671 (3.72) |
| Revue de type A | 0.751 (2.55) | 0.735 (2.29) | 0.859 (2.78) | 0.694 (2.47) |
| Society of Actuaries | - | 1.661 (1.70) | 1.413 (1.46) | 1.661 (2.70) |
| Etude de Viscusi | - | - | 0.995 (5.09) | 0.757 (4.08) |
| Risque endogène | - | - | - | 1.029 (4.87) |
| <hr/> | | | | |
| N=34 | | | | |
| R-carré ajusté | 0.39 | 0.41 | 0.53 | 0.64 |
| Log Vraisemblance | -36.55 | -35.45 | -30.77 | -25.24 |
| Moyenne Variable dépendante (Log VSL) | | 1.858 | | |

Note: Statistique de Student absolue entre parenthèses. Correction pour l'hétéroscédasticité à l'aide de White (1980). Les études de Brown (1980), Gegax et al. (1991), Lanoie et al. (1995) et de Liu et al. (1997), ont été enlevées de l'échantillon suite à l'examen du vecteur des observations influentielles.

— TABLEAU 11 —

Dans l'ensemble, les conclusions préliminaires demeurent relativement stables après avoir enlevé les observations influentes que nous avons identifiées. En somme, un seul résultat change significativement. Il s'agit de l'effet de l'utilisation des don-

nées de la *Society of Actuaries* qui semble affecter la DAP de façon positive quand on inclut la variable de risque endogène. Il est possible que certaines caractéristiques des études utilisant les données de la *Society of Actuaries* ne soient pas modélisées et donc, que cette variable dichotomique capte un effet fixe de variance. Notons que ce résultat survient après avoir enlevé l'étude de Brown (1980) qui utilise les données de la SA. Il y a donc potentiellement des caractéristiques de ces études (celles utilisant les données de la SA) qui sont différentes de celles de Brown (1980) et qui poussent leur DAP vers le haut. Hormis cette différence notable, nous pouvons conclure que les observations influentes ont peu d'impact sur l'interprétation des résultats.

Par ailleurs, Mackinnon et White (1985) ont noté qu'en petit échantillon, la correction de White (1980) était un peu trop optimiste sur les écarts-types estimés des paramètres, ce qui pourrait biaiser les tests statistiques. Afin de s'assurer de l'exactitude de nos tests, nous avons conduit une simulation empirique de type "Bootstrap" développée par Efron (1979). Ainsi, l'estimation du modèle est répliquée t fois où, à chaque répétition, un nouvel échantillon aléatoire avec remplacement est tiré sur les erreurs empiriques d'une première estimation du modèle. On insère ensuite ce terme d'erreur à la variable dépendante et on refait l'estimation. Il s'agit d'un cadre d'expérience artificielle similaire à une expérience de type Monte-Carlo. Ces répétitions permettent d'obtenir la distribution empirique de chacun des paramètres et de refaire le calcul des écarts-types issus de la simulation. Efron (1979) montre qu'un tel exercice permet d'obtenir une estimation sans biais des écarts-types. Le tableau 12 montre les résultats de cette expérience pour 10 000 répétitions avec tirage aléatoire. Les nouveaux écarts-types sont alors utilisés pour calculer les tests d'hypothèse.

DÉTERMINANTS DE LA VARIABILITÉ DES RÉSULTATS

Estimation par MCG avec correction des erreurs 10 000 répliations

| Variables | SPÉCIFICATION | | | |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| Constante | -120.570 (2.30) | -117.260 (2.14) | -125.670 (2.56) | -88.814 (1.81) |
| année de publication | 0.053 (2.05) | 0.051 (1.89) | 0.055 (2.30) | 0.037 (1.52) |
| Log du revenu moyen | 1.721 (4.82) | 1.717 (4.74) | 1.615 (4.99) | 1.625 (5.41) |
| Probabilité moyenne (X10 000) | -0.234 (3.92) | -0.224 (2.93) | -0.173 (2.48) | -0.166 (2.55) |
| Risque observé | 0.850 (2.12) | 0.864 (2.11) | 0.901 (2.48) | 0.894 (2.58) |
| Prise en compte syndicat | -0.067 (0.19) | -0.075 (0.21) | -0.029 (0.09) | -0.006 (0.02) |
| Prise en compte compensation | -0.616 (1.72) | -0.604 (1.64) | -0.883 (2.57) | -0.816 (2.56) |
| Prise en compte blessure | 0.199 (0.71) | 0.185 (0.64) | 0.468 (1.65) | 0.447 (1.74) |
| Revue de type A | 0.568 (1.93) | 0.582 (1.90) | 0.627 (2.31) | 0.589 (2.32) |
| Society of Actuaries | - | -0.155 (0.21) | 0.00008 (0.00) | -0.069 (0.12) |
| Etude de Viscusi | - | - | 1.016 (2.91) | 0.898 (2.71) |
| Risque endogène | - | - | - | 0.712 (2.27) |
| N=38 | | | | |
| R-carré ajusté | 0.48 | 0.46 | 0.58 | 0.6328 |
| Log Vraisemblance | -40.039 | -40.007 | -34.860 | -31.4086 |
| Moyenne Variable dépendante (Log VSL) | | 1.7242 | | |

Note: Statistique de Student absolue entre parenthèses. 10 000 répliations
Correction pour hétéroscédasticité à l'aide de White (1980)

— TABLEAU 12 —

Les résultats présentés au tableau 12 montrent relativement bien la stabilité des estimations et des tests effectués. Ainsi, aucun résultat majeur ne change, autrement que pour quelques variables qui passent de significative à non significative pour quelques-unes des spécifications. Certes, ces évidences nous amènent à tempérer certains résultats, alors qu'elles en confirment d'autres. Notons que les écarts-types

calculés sont légèrement supérieurs à ceux calculés par la correction de White (1980) ce que suggèrent MacKinnon et White (1985). Nous avons donc vérifié l'effet des deux problèmes potentiels en petit échantillon, soit d'abord l'effet des observations influentielles sur la valeur des paramètres et de leur écart-type ainsi que la correction pour l'hétéroscédasticité en petit échantillon qui est plus problématique. Il est certain que l'analyse multivariée en petit échantillon a des propriétés qui sont souvent inconnues. Compte tenu des données disponibles, ces résultats sont tout de même vraisemblables. Il demeure néanmoins que nous devons faire preuve de prudence dans la généralisation des résultats.

À la lumière de cet exercice, il semblerait qu'une part importante de la variabilité des résultats, les 2/3, soit due aux différences méthodologiques entre les différentes études. Entre autres, l'échantillon utilisé dans une étude devrait être représentatif de la population visée par un projet puisque cette disposition à payer varie avec le revenu moyen des individus ainsi qu'avec la probabilité de décès moyenne. Même si au niveau de ces études on observe une relation positive entre le risque et la DAP, il faudra s'interroger sur la méta-relation qui semble se dégager qui n'est pas du tout conforme avec les prédictions théoriques. Nous avons montré que la relation entre la VSV et le risque est beaucoup moins claire surtout à cause des problèmes d'échelles. En fait, les deux concepts ne semblent pas avoir les mêmes propriétés en regard à la probabilité de décès, l'approximation du risque utilisée.

Par ailleurs, nous avons montré que les différences méthodologiques, surtout au niveau de la spécification utilisée, dans ces études influencent grandement les résultats. Plusieurs auteurs, dont Viscusi (1993), avaient déjà noté cette fragilité des résultats à la spécification choisie. La valeur statistique d'une vie humaine n'étant rien d'autre qu'une approximation linéaire à l'aide de la DAP, l'effet d'une variation minimale du coefficient estimé de la DAP (estimation du paramètre ϕ) a un effet considérable sur la valeur statistique d'une vie humaine (Arabsheibani et Marin, 2000). Il s'agit donc d'une lacune importante de la méthode des prix hédonistes sur le marché du travail que nous avons soulevée, mais que nous confirmons à l'aide des résultats de la méta-analyse.

Il faut d'emblée écarter la méthode des prix hédonistes sur d'autres marchés car, comme nous l'avons vu, elle crée d'autres problèmes en plus de perpétuer les problèmes associés à la méthode hédoniste et notamment l'approximation linéaire de la

valeur statistique d'une vie humaine à l'aide d'une DAP marginale dont l'estimation est très sensible à la spécification utilisée. De plus, nous avons vu que les résultats de ces études étaient de beaucoup inférieurs à la moyenne.

L'évaluation contingente permet une flexibilité au niveau des questions posées ainsi que des biens évalués. De plus, elle permet d'éviter de devoir poser des hypothèses contraignantes comme c'est le cas avec la méthode hédoniste (marché parfait, bien privé, etc.). Cependant, la réalisation d'une telle étude demande une grande précision au niveau des questions posées ainsi que des tests de validation pour s'assurer que les individus comprennent bien les notions de risque en jeu. Son utilisation devrait s'intensifier devant les lacunes importantes des autres méthodes, ce que nous pouvons constater au cours de la dernière décennie (voir tableau 4).

En somme, nous avons démontré que l'évaluation monétaire de la valeur statistique d'une vie humaine était loin d'être simple et précise. Nous verrons dans la prochaine section comment on peut améliorer l'état des connaissances sur le sujet et améliorer la politique publique en matière de risque.

5 La valeur statistique d'une vie humaine au Québec

5.1 Ce que font les décideurs publics à l'heure actuelle

Les différents décideurs publics dans le monde utilisent déjà entièrement ou partiellement des résultats émanant de la littérature économique sur la valeur monétaire que doit prendre une vie sauvée par un projet. Le tableau 13 montre les différentes valeurs qui ont été recensées auprès des diverses agences réglementaires de différents pays.

COMPARAISON INTERNATIONALE DES VALEURS UTILISÉES

| Pays | Méthode | Année référence | Valeur utilisée ³ |
|------------------|------------------------|-----------------|------------------------------|
| Canada | DAP ¹ | 1991 | \$ 498 900 |
| Suisse | DAP et CH ² | 1988 | \$ 270 000 |
| Etats-Unis FAA | DAP et CH | 1989 | \$ 128 300 |
| Etats-Unis FHWA | DAP | 1988 | 2 997 800 |
| Filande | DAP et CH | 1990 | 2 746 800 |
| Etats-Unis DOT | DAP | 1989 | 1 994 700 |
| Royaume-Uni | DAP | 1990 | 1 842 100 |
| Suède | DAP et CH | 1990 | 1 787 600 |
| Nouvelle-Zélande | DAP | 1991 | 1 536 900 |
| Allemagne | CH | 1992 | 1 166 300 |
| Australie | CH | 1989 | 719 400 |
| Norvège | CH | 1988 | 599 800 |
| France | CH | 1994 | 479 600 |

1 Disposition à payer et Capital humain 2 Capital humain 3 valeurs en dollars canadien de 1994, indexées pour l'inflation en utilisant l'IPC 4 Federal highway commission 5 Federal aviation administration 6 Departement of transportation

Source : TREMBLAY, Pierre. *La valeur associée à la sauvegarde d'une vie humaine dans le cadre de projets routiers*. Université de Sherbrooke. 1995 p23.

TABLEAU 13

En somme, plusieurs pays utilisent la DAP, alors que d'autres considèrent que l'approche du capital humain demeure préférable pour rendre comparables les bénéfices associés à la sauvegarde de vies humaines par un projet et les coûts qu'il représente. En comparaison, ces valeurs sont plus faibles que celles obtenues dans la littérature. Le Canada est à l'heure actuelle parmi les pays qui utilisent la valeur la plus élevée. À ce sujet, il est intéressant d'examiner ce que font actuellement les autorités québécoises dans ce domaine. Pour ce faire, nous nous sommes attardés aux ministères et organismes chargés de la sécurité routière pour des raisons de brièveté.

5.1.1 Société de l'assurance automobile du Québec

Une étude a été réalisée sur les coûts de l'insécurité routière au Québec (Bordeleau, 1997). Il s'agit d'une évaluation de l'ensemble des pertes subies par la société québécoise, suite à un accident de la route, selon l'approche du capital humain. Les coûts sont évalués selon la production perdue, reflétée par le revenu brut des victimes d'accidents, en plus des coûts d'indemnisation et de réparation des dommages matériels. On présente séparément les coûts associés à la prévention des accidents. Le choix de cette méthode de calcul est présenté de façon succincte.

Selon Bordeleau, il y a une grande variation dans les niveaux de risque d'un individu ou d'un groupe d'individus, selon les comportements qui sont adoptés. Deux sociétés ayant des niveaux de richesse identiques peuvent aussi évaluer différemment les coûts sociaux des traumatismes, les préférences étant importantes dans ces choix. En plus de discuter du capital humain et de la disposition à payer, on traite de ce qui est appelé le coût en indemnisation qui reflète les modalités du régime d'indemnisation des victimes de dommages corporels. Toujours selon l'auteur, ce coût ne représente pas l'ensemble des pertes, mais il constitue une protection minimale offerte par le législateur. Ce n'est pas un jugement de la société sur la valeur de la vie, mais une réalité interne ou organisationnelle avec laquelle il doit composer.

Voici, tiré du tableau synthèse présenté dans ce rapport de recherche, les résultats des coûts obtenus pour l'année 1994 :

RÉSULTATS DE L'ÉTUDE DE BORDELEAU

| Coûts | 1994 (M\$) |
|--------------------------------------|--------------------|
| Production perdue | 611,1 |
| Indemnisation | 351,2 |
| Repartition des dommages matériels | 1 138,4 |
| Total | 2 100,7 |
| Prévention | 821,7 |
| <hr/> | |
| Répartition coûts unitaire | 1994 (\$) |
| De la population du Québec | 410 |
| Des titulaires de permis de conduire | 688 |
| Des victimes blessées réclamantes | 70 375 |
| De l'ensemble des victimes blessées | 18 060 |
| Des victimes décédées | 362 650 |
| Des dommages matériels | 6 736 |
| <hr/> | |
| SOURCE: Bordeleau (1997) | |

— TABLEAU 14 —

De l'avis de Bordeleau : “compte tenu des coûts et des hypothèses retenus, les résultats de l'étude montrent que l'estimation des coûts liés aux accidents ne représente qu'un indicateur de l'ensemble des coûts réels. L'estimation des conséquences non pécuniaires des traumatismes (les souffrances, la perte de jouissance de la vie, la peine) peut varier d'une étude à l'autre. Les catégories de coûts et les coûts à l'unité

doivent être interprétés comme des indicateurs de ce que représente le problème des accidents routiers au Québec”. Voici un exemple synthèse qui présente en détail ce qui est inclus dans les coûts pour calculer la production perdue :

SYNTHÈSE DES RÉSULTATS DE BORDELEAU (1997)

| <u>Catégories</u> | <u>M\$ 1994</u> |
|--|-----------------|
| Les victimes blessées réclamantes à la SAAQ | 287,3 |
| Les victimes sans blessures | 3,6 |
| Les victimes indemnisées par la CSST | 8,9 |
| Les victimes blessées non-réclamantes | 6,0 |
| Les victimes décédées | 283,7 |
| Le temps consacré aux dommages matériels seulement | 20,0 |
| Les proches qui s'occupent des victimes déc. Ou bl. Graves | 1,6 |
| TOTAL | 611,1 |
| SOURCE: BORDELEAU (1997) | |

— TABLEAU 15 —

Il s’agit d’une démonstration de la mesure du capital humain, à laquelle il faudrait ajouter, si l’on se base sur la littérature actuelle, les valeurs associées à la souffrance, la peine et la perte de qualité de vie. L’approche de la disposition à payer n’y est toujours pas préconisée.

En outre, l’argumentaire développé par la SAAQ se base sur plusieurs critiques que l’on peut adresser à l’approche de la disposition à payer. Évidemment, il faut faire l’arbitrage entre un concept précis mesuré de manière imprécise et un concept imprécis mesuré précisément. La prise en compte des préférences des individus pour l’évaluation des bénéfices semble souhaitable comme le mentionne Bordeleau lui-même. Toutefois, l’approche du capital humain ne fournit qu’une valeur des pertes monétaires que la société encoure des suites du décès d’un individu et non la valeur que l’individu accorde lui-même à son décès. Bordeleau fait cet exercice dans le but de tracer un portrait des implications financières d’un décès sur les routes pour la SAAQ. Ainsi, le point de vue adopté pour faire ce calcul est celui d’un assureur privé et non d’un décideur public qui tente plutôt, comme nous l’avons vu, d’établir le coût d’opportunité pour la société des ressources investies en sécurité. Nous pouvons donc critiquer l’utilisation d’un tel montant pour l’évaluation économique de projet, mais pas son utilité pour l’assureur qui désire prévoir les coûts des décès à venir sur les routes. Or, comme nous le verrons, ce montant a souvent été utilisé dans l’évaluation

économique des projets. C'est cette utilisation que nous pouvons critiquer puisque la SAAQ, en plus d'agir comme un assureur privé doit agir en tant que promoteur de la sécurité routière d'un point de vue social. Ces deux rôles sont souvent mal distingués et incitent certains à utiliser les coûts privés des accidents de la SAAQ comme valeur à accordés aux coûts sociaux de ces pertes de vies. Regardons pourquoi cette utilisation est incorrecte.

Dans le calcul des différents coûts, Bordeleau inclut les indemnités versées à la famille des proches. Or, ces indemnités ne représentent qu'un transfert de ressources des payeurs de taxes et impôts vers les personnes indemnisées. En somme, il n'y a pas de perte sèche de ressources suite au décès d'un individu parce que l'on doit verser une indemnité. L'indemnité est un coût privé pour la SAAQ, mais pas pour la société. Selon certains auteurs comme Gossner et Picard (2000), il faudrait cependant inclure la perte associée à la répartition des risques sur un bassin plus restreint d'individus. De plus, nous pourrions considérer ces indemnités comme étant une borne inférieure des souffrances subies par la famille d'un individu. Une telle comparaison est cependant très simpliste. Si la DAP fournit une telle estimation, alors pourquoi ne pas l'utiliser ? Le budget de prévention de la SAAQ ne fait pas non plus partie des pertes que la société subit lorsqu'un individu décède. En fait, la part du budget de prévention dont cette personne aurait bénéficié par les activités de prévention de la SAAQ est maintenant répartie sur le reste des utilisateurs du réseau routier. Encore une fois, il ne s'agit pas d'un coût pour la société, mais pour la SAAQ en tant qu'assureur privé.

Donc, la valeur présentée est largement inférieure à ce qui semble se dessiner comme consensus sur la valeur que doivent prendre ces bénéfices dans la littérature. De plus, le concept même de coût direct lié aux pertes matérielles est surestimé parce qu'il considère des transferts économiques au chapitre des coûts. Par ailleurs, cette surestimation permet d'inclure un montant pour la souffrance et la peine associées au décès. Il y a donc lieu de s'interroger sur la valeur qui devrait être utilisée au Québec, ou du moins, s'interroger plus globalement sur la politique publique optimale en matière de sécurité au Québec. Le calcul de Bordeleau a largement été utilisé au ministère des Transports comme nous le verrons même si le MTQ semble aujourd'hui pencher de plus en plus pour la DAP. Plusieurs projets ont peut-être été bloqués parce qu'en utilisant une valeur faible pour ces bénéfices, ces projets ne passaient pas une analyse avantage-coût. Il y a donc une possibilité que l'on soit aux prises

avec un sous-investissement en sécurité routière au Québec étant donné la faible valeur que l'on donne à ces bénéfices.

5.1.2 Ministère des Transports du Québec

Toujours dans le but de mieux comprendre les choix faits par les différents organismes au Québec, nous avons obtenu, à titre d'exemple, quelques-unes des études réalisées par le ministère des Transports du Québec (MTQ), ou par un consultant pour le Ministère.

Le texte de Aumais et Manar (1996) est une étude d'un projet d'amélioration de l'infrastructure routière du MTQ utilisant la méthode avantage-coût pour déterminer, selon deux scénarios envisagés, lequel est le plus avantageux. Bien que comptant quelques erreurs de calculs, qui n'ont pas vraiment d'impact sur le choix du scénario retenu, l'étude constitue un exemple relativement bien détaillé d'une application concrète utilisant des valeurs associées à la vie humaine, aux blessures et aux dommages matériels. Même si les valeurs retenues peuvent être discutées, car l'on n'explique pas suffisamment pourquoi elles sont retenues et ce qu'elles contiennent exactement, il est intéressant de suivre le cheminement permettant de recommander le scénario II, qui maximise les bénéfices à la collectivité. L'analyse qui est effectuée est basée sur un horizon de 20 ans, en utilisant un taux d'actualisation de 10% et sans tenir compte de l'effet de l'inflation. Les avantages sont les gains en sécurité routière, alors que les coûts comprennent les coûts d'immobilisation de la première année et les coûts annuels associés aux détours effectués par les usagers. Cette étude a d'ailleurs été retenue pour servir d'exemple principal dans l'élaboration d'un Guide (voir le texte de J. Desrosiers, 2000) utilisé lors d'une session intensive de formation donnée par le MTQ. Les valeurs retenues sont présentées comme étant les coûts moyens des accidents selon la notion de la disposition à payer, en dollars de 1993.

Après étude des documents consultés, on constate, dans le tableau qui suit, non seulement une grande diversité dans les valeurs utilisées, mais aussi une utilisation de valeurs identiques pour différents événements. Par exemple, l'étude de Aumais & Manar utilise 2 993 960 \$ pour un décès, alors que cette même valeur est identifiée dans un document du MTQ comme étant reliée aux coûts pour un accident mortel.³⁷

³⁷Un accident mortel peut inclure plusieurs victimes. Or, le MTQ ne fait pas de différence entre un décès sur les routes et un accident mortel qui implique, vraisemblablement, des accidents où, en

On présente aussi des valeurs “par victime” pour des événements liés aux accidents. Finalement, les taux d’actualisation varient passablement, de 5% à 11%.

SYNTHÈSE DES ÉTUDES DU MTQ

| Événement | Aumais | MTQ | Ferland | Ferland | MTQ (1997) | | DAP |
|--------------------|---------------|-------------|-----------|------------|-------------|-----------|-----------|
| | Marier (1996) | (1997a) | (1998a) | (1998b) | Indem. SAAQ | C. Humain | |
| Décès | 2 993 960 | | 2 000 000 | 2 000 000 | | | |
| Acc. Mortels | | 440 000 Vic | | | 64 188 | 432 939 | 2 993 960 |
| Blessés grave | 103 240 | | | | | | |
| Acc. Blessés grave | | 100 000 Vic | | | 51 933 | 43 371 | 103 240 |
| Blessé | | | 70 375 | 70 375 | | | |
| Blessé léger | 103 240 | | | | | | |
| Acc. Blessés léger | | 11 000 Vic | | | 8 860 | 8 860 | 6 194 |
| Dommages matériels | 6 194 | 8 000 | 6 736 | 6 736 | | | |
| Taux actual. | 10 % | 5 % | 7 % | 6,5 & 10 % | | | |
| Période | 20 ans | 30 & 40 ans | | 40 ans | | | |

SOURCE: MTQ

— TABLEAU 16 —

Il y a donc lieu de s’interroger sur une standardisation de la mesure des bénéfices ou du moins sur un autre critère permettant de choisir les projets à entreprendre. La SAAQ se charge principalement de l’administration du régime d’assurance-automobile, de la promotion de la sécurité sur les routes ainsi que de la perception des droits d’immatriculation et du permis de conduire. Ainsi, l’analyse que nous ferons touche principalement le ministère des Transports qui est plutôt chargé d’instaurer la réglementation relative à la sécurité routière ainsi que de la gestion des investissements sur le réseau routier. Ces responsabilités requièrent que l’on se penche sur les moyens pour améliorer l’efficacité des mesures et des investissements entrepris. Comme nous le verrons plus loin, le choix d’une valeur à accorder à ces bénéfices peut avoir un impact sur l’ordonnancement des projets à entreprendre étant donné que les ressources à la disposition du décideur sont limitées.

5.2 Une première approximation est-elle possible ?

Nous avons vu que les résultats de la littérature étaient fragiles et ne fournissaient pas de réponses claires et précises sur la valeur de la vie qui devrait être utilisée dans moyenne, plus d’une victime décède. Il aurait été préférable de multiplier la valeur de la vie utilisée par le nombre moyen de décès dans un accident mortel afin d’approximer les bénéfices moyens qui surviennent en évitant un accident mortel.

l'analyse des projets. D'un autre côté, les besoins immédiats du décideur public nous indiquent qu'il faudra peut-être faire un compromis pour le moment sur la valeur de la vie sans pour autant lancer la serviette sur les façons d'améliorer la méthodologie et notre compréhension de la formulation de la DAP au Québec, notamment en sécurité routière.

Il ne faudrait pas non plus rejeter les méthodologies utilisées dans la littérature du revers de la main et d'un autre côté proposer une valeur à utiliser au Québec qui serait issue de cette même littérature. Dans cette optique, nous pouvons regarder ce qui peut être fait à court et à plus long terme sur le sujet au Québec.

5.2.1 D'abord une nouvelle étude

Une première étape consiste à se demander si, à la lumière des résultats de la méta-analyse et de la revue de la littérature, il serait préférable de refaire une étude au Québec afin de mieux estimer, et avec plus de soin, la DAP de la population québécoise pour la sécurité. À moyen terme, cette solution est certainement souhaitable d'un point de vue académique. Cependant, l'ampleur des coûts associés à une telle étude conjuguée à la difficulté de bien contrôler les différents biais de chacune des méthodes pourraient faire hésiter le décideur public à investir dans un tel projet. Plusieurs raisons pourraient cependant motiver un tel choix face à d'autres alternatives.

Les différentes valeurs dans la littérature varient grandement et leur variabilité est expliquée par des différences méthodologiques qui ne permettent pas de tirer un consensus clair et évident sur la meilleure méthode. Évidemment, faire une nouvelle étude ne permet pas d'éviter les problèmes méthodologiques. Cependant, ceci permet d'être davantage conscient des facteurs qui affectent l'évaluation de la DAP et ainsi prendre des précautions supplémentaires sur l'élaboration de l'estimation ou de la réalisation d'une enquête contingente par exemple. À plusieurs moments dans notre travail, nous avons vu que chacune des méthodes empiriques utilisées avaient ses problèmes propres. Il est intéressant de noter que ces méthodes sont cependant complémentaires en plusieurs points puisqu'elles ont peu de lacunes en commun. Ainsi, la méthode hédoniste est stable, mais très exigeante en terme de données et de variables de contrôle pour faire une estimation robuste de la DAP. La qualité

d'une étude contingente repose plutôt sur la validation des résultats trouvés afin de s'assurer que le cadre expérimental reproduit le comportement de marché des agents. Or, la méthode hédoniste donne une telle validation. Par ailleurs, l'évaluation contingente permet de bien contrôler le bien évalué tandis que la question implicite derrière la méthode hédoniste demeure nébuleuse et générale. Il nous est permis de croire qu'une utilisation conjointe de ces deux méthodes peut aider à mieux comprendre le comportement des agents en présence de risque ainsi que d'obtenir des résultats beaucoup plus robustes. L'approche à utiliser va certainement dans le sens de celle utilisée par Lanoie et al. (1995) avec un argumentaire similaire pour la justification de cette méthodologie.

La représentativité de la population étant un élément important affectant la DAP, l'utilisation de résultats provenant d'autres pays ayant des caractéristiques démographiques différentes peut être erronée. Ainsi, malgré que ces résultats soient plus nombreux, ce qui permet de tirer un certain consensus, la transposition d'un pays à un autre est très difficile. Bowland et Beghin (1998) montrent que plusieurs facteurs démographiques, dont la scolarité de la population ainsi que d'autres facteurs plutôt institutionnels, peuvent faire varier les résultats. De plus, en voulant transposer des valeurs d'un pays à l'autre, il faut bien sûr s'attaquer à la difficile question de la parité des pouvoirs d'achats. Ainsi, la sécurité est-elle un bien dont le prix relatif est le même dans chacun des pays ? Il s'agit d'une bien grande question qui dépasse largement le cadre de notre travail, mais qui illustre néanmoins les difficultés rattachées à une telle comparaison. Certes, les États-Unis sont relativement similaires au Québec et au Canada. Cependant, plusieurs caractéristiques institutionnelles fondamentales, comme le système de protection sociale en santé et en sécurité (régime collectif "no-fault" pour l'assurance au Québec versus régime privé aux États-Unis), demeurent et la relation entre le régime d'assurance et la DAP est jusqu'ici inconnue.

Les deux seules études québécoises sur le marché du travail sont très divergentes : Cousineau et al. (1991) et Lanoie et al. (1995). Une étude contingente de Belhadji (1994) en sécurité routière, qui utilise l'évaluation contingente, trouve un résultat de beaucoup inférieur aux deux autres. Une première piste de recherche consiste à croire que le régime d'assurance automobile qui est relativement unique au Québec pourrait expliquer partiellement ce résultat.

Le régime d'assurance collectif fait en sorte, comme nous l'avons vu précédemment, que les agents ont probablement moins d'expérience avec l'évaluation d'arbitrage entre risque et richesse (Viscusi, 1995). Par ailleurs, il serait intéressant d'analyser l'impact du type de régime d'assurance contre les accidents routiers sur la disposition à payer des individus pour réduire ce type de risque. Notons les résultats de l'étude contingente de Belhadji (1994) qui trouve une valeur statistique de la vie humaine de 1,2 millions, alors que la moyenne des autres études contingentes est beaucoup plus élevée. Si les agents prennent pour acquis la compensation versée dans un système no-fault, comme celui qui prévaut au Québec, sans faire le lien avec leur contribution versée par le biais du paiement du permis de conduire et de l'immatriculation de leur véhicule, il est possible que ces derniers évaluent incorrectement leur DAP. Il faudrait aussi examiner l'impact de l'indemnisation sans égard à la faute sur la formulation de la DAP. Si le coût anticipé d'un accident pour la famille est inférieur étant donné qu'aucun recours contre celle-ci est possible dans un tel régime, il est possible que les agents soient disposés à payer un montant inférieur pour éviter ce décès.

Par ailleurs, l'étude de Belhadji (1994) fut réalisée à un moment où les nouvelles taxes, véhicule de paiement utilisé dans l'étude contingente, étaient impopulaires puisque la TPS venait d'être introduite. Il s'agit donc d'une autre raison pour laquelle il serait intéressant de mener une nouvelle étude au Québec.

En utilisant l'évaluation contingente et l'approche hédoniste sur le marché du travail sur un même échantillon, comme dans le cas de l'étude de Lanoie et al. (1995), on peut contrebalancer les lacunes de chacune des deux méthodes, mais aussi obtenir de l'information complémentaire sur la perception des risques. Il est donc souhaitable à moyen terme de mener une telle étude étant donné les points soulevés dans cette section.

5.2.2 Moyenne des études canadiennes

À titre de première estimation potentielle de ces bénéfices qui pourrait servir au Québec, nous pouvons utiliser la valeur moyenne des études canadiennes. Par ailleurs, nous devrions enlever les résultats de Lanoie et al. (1995) puisque leur échantillon ne se voulait pas représentatif. Les études canadiennes sont relativement

robustes. Deux études contingentes ont été menées : celle de Krupnick et al. (2000) en Ontario et celle de Belhadji (1994) à Montréal. Cinq études ont utilisé l'approche hédoniste et en arrivent à un intervalle relativement restreint [4,51-7,97 millions]. Ainsi, nous avons sept estimations et on obtient une valeur statistique moyenne d'une vie humaine de 4,69 millions (\$CAN 2000). Notons que l'étude québécoise de Cousineau et al. (1991), qui utilise l'approche hédoniste, obtient un résultat de 4,51 millions, ce qui est très près de cette moyenne.

Quoiqu' inférieur à la moyenne des études en général, ce montant est issu d'un certain consensus des études canadiennes. Ces études sont robustes et utilisent deux méthodologies : soit l'évaluation contingente ainsi que la méthode des prix hédonistes sur le marché du travail. Compte tenu des difficultés méthodologiques que nous avons soulevées précédemment, il est certain que cette solution n'en est pas une à moyen terme. En somme, il s'agit d'un compromis acceptable entre la précision des estimations et le souci d'agir immédiatement afin d'actualiser les pratiques des principaux intervenants au Québec. Il faudra cependant utiliser un tel montant avec grande vigilance. Une analyse de sensibilité à la valeur choisie devrait être conduite. Nous verrons plus loin comment implanter une telle analyse.

5.2.3 Moyenne des études en général

La difficulté de transposer les résultats au Canada à cause des différences institutionnelles et des différences démographiques fait en sorte que la moyenne des études en général n'est probablement pas représentative de la DAP de la population canadienne et québécoise. De plus, les résultats de la méta-analyse nous indiquent que les conclusions de ces études sont très fragiles à cause des différences méthodologiques. Les études canadiennes semblent beaucoup moins affectées par ces différences puisqu'elles arrivent dans un intervalle relativement plus petit. De plus, la valeur moyenne de près de huit millions pourrait avoir des répercussions majeures pour le décideur public, mais reposerait sur des bases très fragiles. Nous croyons donc qu'il est plus sage d'adopter une approche prudente sur la valeur de ces bénéfices. Entre autres, nous avons vu que le Québec utilise actuellement une valeur fluctuant entre 400 000\$ et 2,9 millions \$. Le gain marginal à utiliser une valeur mitoyenne est beaucoup plus grand et constitue donc une première adaptation prudente de la valeur utilisée compte tenu de la fragilité des résultats. Une éventuelle étude au

Québec permettrait alors de modifier cette première approximation. Nous pourrions aussi choisir les meilleures études peu importe leur provenance. Cependant, un tel choix demeure subjectif puisqu'aucun critère objectif n'existe, par exemple, pour déterminer si un résultat provenant d'une revue de haute qualité est meilleur qu'un autre provenant d'un ouvrage collectif.

5.2.4 La disposition à payer pour les soins de santé

En se servant de l'analyse de Keeney (1990), Morrall et Lutter (1994) démontrent que l'on peut trouver la disposition à payer d'une population à l'aide de la disposition à payer pour les soins de santé. Les auteurs démontrent théoriquement que la disposition à payer des individus est reliée à la propension à dépenser en soins de santé.³⁸ Ainsi, à l'aide de la relation revenu-mortalité, ces auteurs sont capables de trouver la disposition à payer pour réduire le risque par des estimations économétriques. Quoique les résultats trouvés sont quelque peu inférieurs à ceux trouvés par la littérature, cette nouvelle méthode reste intéressante pour de futures recherches.

Pour le Canada, ces auteurs infèrent la disposition à payer pour éviter un décès à 2,15 millions de dollars, ce qui est inférieur à la moyenne des études canadiennes mais fournit néanmoins une borne inférieure sur la valeur statistique d'une vie humaine et permet une triangularisation avec les résultats issus des approches plus traditionnelles. Ainsi, toutes ces approches semblent pointer vers une première valeur approximative qui se situe entre deux et cinq millions pour le Québec.

Il est à noter que, pour faire de telles estimations, il faut préalablement poser l'hypothèse que les dépenses en santé faites par le décideur public sont celles que les individus sont disposés à faire. Il n'est pas difficile de croire à une sous-estimation de cette disposition à dépenser en santé, surtout au Canada, en période de compressions budgétaires comme celle que nous avons connue au cours des dernières années, et donc à une sous-estimation de la disposition à payer pour réduire le risque de mortalité. Par ailleurs, si les agents avaient à payer de leur poche pour le financement public du système, leur DAP pourrait être inférieure à leur DAP privée à cause du problème de resquillage. Nous avons vu à la section 3.3 qu'un tel effet existe à

³⁸Nous n'avons pas présenté cette méthode en profondeur. Le lecteur est renvoyé à ces auteurs pour un traitement exhaustif des hypothèses et du modèle théorique. Étant donné notre objectif, cette démonstration n'aurait apporté que très peu à notre compréhension de la DAP.

l'aide de l'évaluation contingente.

Recommandations à court et moyen terme À court terme, il pourrait s'avérer utile d'utiliser la moyenne des études canadiennes tout en menant une analyse de sensibilité des résultats à la valeur choisie. Nous verrons à la prochaine sous-section comment une telle analyse pourrait être menée. À moyen terme, nous préconisons la conduite d'une étude sur le terrain québécois dans le but de parfaire notre compréhension de la DAP en présence du régime d'assurance sans égard à la faute. De plus, étant donné qu'une seule étude utilisant une double méthodologie a été menée à partir d'un échantillon peu représentatif (Lanoie et al., 1995), nous croyons souhaitable de mener une nouvelle étude au Québec. Par ailleurs, nous pourrions ainsi examiner la question d'agrégation des préférences et du biais potentiel qui en découle en utilisant une double méthodologie. Nous nous tournons maintenant vers le choix des projets et l'impact de l'utilisation d'une valeur de la vie unique sur l'ordonnement des projets.

5.3 Une première modélisation du choix optimal des projets sauvant des vies humaines

Drèze (1992) a examiné, comme nous l'avons vu à la section 2.4.1, le niveau optimal de sécurité qui découlait des préférences des agents. Nous examinerons maintenant les conditions d'optimalité qui découlent de la maximisation du bénéfice net des projets quand plusieurs projets peuvent être mis en place et donc, quand un choix s'impose parmi ceux-ci. Dans un deuxième temps, nous verrons comment cet ordonnancement est affecté par le choix d'une valeur de la vie.

Définissons d'abord π_j comme étant le bénéfice net du projet j . π_j est donné par :

$$\pi_j = \left(V_j + \frac{B_j}{n_j} - \frac{C_j}{n_j} \right) n_j \quad (43)$$

où V_j représente la valeur d'une vie sauvée pour le projet j . Nous poserons l'hypothèse que $V_j = \bar{V} \forall j = 1, \dots, m$. B_j et C_j représentent respectivement les autres bénéfices du projet en terme monétaire ainsi que les coûts de ce dernier.

Finalement, n_j représente le nombre de vies sauvées par le projet j .

Si m projets sont présentés et qu'ils sont tous mis en place, les bénéfices nets totaux sont donnés par Π :

$$\Pi = \sum_{j=1}^m \pi_j = \sum_{j=1}^m \left(\bar{V} + \frac{B_j}{n_j} - \frac{C_j}{n_j} \right) n_j. \quad (44)$$

Si les ressources sont limitées à Z et que la mise en place de tous les projets est impossible, alors l'objectif du décideur public est de choisir les projets qui maximisent Π sous une contrainte budgétaire. Pour fin d'analyse, nous définirons τ_j comme étant la part du budget qui est attribuée au projet j . Cependant, il est certain qu'il est impossible de mettre en oeuvre une portion d'un projet. Dans la réalité, les τ_j se doivent d'être des variables de décisions discrètes qui dictent les projets qui seront mis en place ainsi que ceux qui seront laissés de côté. Cependant, de telles variables rendent difficile l'analyse des arbitrages entre les projets ainsi que l'identification des conditions d'optimalité qui caractérisent un tel choix. Dans le but de mieux comprendre ces conditions d'optimalité, nous conserverons les variables continues τ_j bornées entre 0 et 1. τ^* est une solution $(\tau_1^*, \tau_2^*, \dots, \tau_m^*)$ du programme suivant :

$$\max_{1 \geq \tau_j \geq 0} \sum_{j=1}^m \left(\bar{V} + \frac{B_j}{n_j} - \frac{C_j}{n_j} \right) \tau_j n_j \quad (45)$$

tel que,

$$\sum_{j=1}^m \tau_j \frac{C_j}{n_j} n_j \leq Z \text{ et } \sum_{j=1}^m \tau_j = 1.$$

Les C.P.O. de ce programme sont obtenues en dérivant le lagrangien L (qui lui est associé) par rapport aux variables τ_j , $j = 1, \dots, m$, et au multiplicateur λ :

$$(1) \quad \frac{\partial L}{\partial \tau_1} = \left(\bar{V} + \frac{B_1}{n_1} - \frac{C_1}{n_1} \right) = \lambda \frac{C_1}{n_1} \quad (46)$$

...

$$(m) \quad \frac{\partial L}{\partial \tau_m} = \left(\bar{V} + \frac{B_m}{n_m} - \frac{C_m}{n_m} \right) = \lambda \frac{C_m}{n_m}$$

$$(m+1) \quad \frac{\partial L}{\partial \lambda} = \sum_{j=1}^m \tau_j \frac{C_j}{n_j} n_j - Z = 0.$$

En simplifiant les m premières C.P.O, l'on obtient la condition d'optimalité suivante :

$$\bar{V} + \frac{B_j}{n_j} = (1 + \lambda) \frac{C_j}{n_j} \quad \forall j = 1, \dots, m. \quad (47)$$

Le terme de gauche représente le bénéfice marginal de sauver une vie humaine alors que le terme de droite représente le coût marginal de sauver une telle vie. Donc, la maximisation du bénéfice social net des interventions passe par l'égalité du bénéfice marginal et du coût marginal de sauver une vie, ce que Drèze (1992) avait modélisé de façon différente en s'attaquant plutôt à la taille optimale du budget de prévention. Nous pouvons dégager de cette nouvelle modélisation des taux marginaux de substitution entre les projets eux-mêmes. Ces taux de substitution sont fonction de la valeur de la vie choisie. Quant à lui, le multiplicateur peut être interprété comme étant le bénéfice marginal attendu des dépenses en sécurité à l'optimum.

La valeur de la vie choisie a certainement un impact sur le choix des projets. Prenons un exemple pour s'en convaincre. Afin de visualiser cet impact, considérons deux projets fictifs A et B qui sauvent respectivement 1 et 2 vies et qui ont aussi comme bénéfices des économies de temps. Les gains suivants peuvent être réalisés en considérant d'abord une valeur statistique de la vie humaine de 1 million.

| Bénéfices (en milliers) | | |
|---------------------------------|------|------|
| Gains | A | B |
| Temps | 2000 | 250 |
| Vies | 1000 | 2000 |
| Total | 3000 | 2500 |

et avec 2 millions,

| Bénéfices (en milliers) | | |
|--------------------------------|------|------|
| Gains | A | B |
| Temps | 2000 | 250 |
| Vies | 2000 | 4000 |
| Total | 4000 | 4250 |

Si la valeur est de 1 million, le projet choisi est A, alors que si la valeur utilisée est de 2 millions le projet B est choisi. Ceci est dû aux autres bénéfices découlant du projet. Cependant, toute valeur supérieure à 1,75 millions ne change pas l'ordonnement des projets. Donc, dans certains contextes, si notre choix de la valeur se tourne vers des valeurs basses, il se peut que l'ordonnement des projets puisse changer. Il est donc important de calculer, dans le cadre de l'évaluation d'un projet, la valeur minimale d'une vie pour qu'un projet soit supérieur à un autre. Plus cette valeur est faible, plus on pourra dire que le projet domine l'autre puisque vraisemblablement la vraie valeur à accorder aux bénéfices est plus élevée. La probabilité de faire une erreur dans l'ordonnement est alors moindre.

Ainsi, dans le cadre de l'analyse de projets sauvant des vies, il importe, après avoir fait une analyse avantage-coût de tous les projets, d'examiner la sensibilité des résultats à la valeur choisie. Plus la valeur critique est faible pour qu'un projet domine un autre, plus la probabilité est grande que ce projet soit supérieur à l'autre.

Donc, quand V est supérieure à une certaine valeur critique, l'ordonnement des projets se fait sur la base du nombre de vies sauvées. Cette valeur n'a donc plus d'importance. Il est donc vrai que l'utilisation d'une valeur unique conduit à maximiser le nombre de vies sauvées étant donné un certain niveau de budget. Il est cependant faux de prétendre, comme le fait Tremblay (1998), que ceci est toujours le cas, puisque l'ordonnement est différent si V est inférieure à une certaine valeur critique.

Donc, à l'optimum, on ne peut pas conclure que l'on maximise le nombre de vies sauvées puisque, si la valeur de la vie est inférieure à un certain niveau critique, il se peut que, dans le but de conduire à la plus grande amélioration parétienne, certains projets sauvant moins de vies humaines aient préséance sur d'autres à cause des autres bénéfices, comme l'épargne de temps et de carburants, et des différences dans les coûts de ces projets.

Pour s'en convaincre, on peut définir cette valeur critique \tilde{V} de façon générale. Pour deux projets A et B , où B est un projet qui sauve plus de vies, en terme absolu, que A , $n_B > n_A$, l'écart des bénéfices nets $\pi_A - \pi_B$ est donné par :

$$\pi_A - \pi_B = (Vn_A + B_A - C_A) - (Vn_B + B_B - C_B) \quad (48)$$

Pour être indifférent entre A et B , il faut que cette différence soit nulle. Ainsi, on peut trouver la valeur de la vie critique \tilde{V} en posant (48) égale à 0 :

$$(Vn_A + B_A - C_A) - (Vn_B + B_B - C_B) = 0$$

et on trouve,

$$\tilde{V} = \frac{(B_B - B_A) + (C_A - C_B)}{(n_A - n_B)} \quad (49)$$

Plus \tilde{V} est petite et plus A est préféré à B . Si elle est négative, on peut être certain que A est préféré à B peu importe la valeur choisie. Dans l'exemple illustré précédemment, on trouve que,

$$\tilde{V} = \frac{(250 - 2000) + (0)}{(1 - 2)} = 1750$$

Si V est supérieure à 1750, c'est B qui est supérieur à A , si elle est inférieure, c'est A qui est choisi. On pourrait utiliser les tests statistiques pour se convaincre que cette valeur est élevée ou non afin de choisir le projet qui nous convient. On peut interpréter la valeur critique sur une distribution de valeurs de la vie centrée sur

une moyenne d'études. Si on prend les études canadiennes, souhait que nous avons fait précédemment, cette moyenne est de 4 659 avec un écart-type de 2 253 (en milliers).³⁹ À titre de première approximation, nous pouvons utiliser la loi normale pour trouver la probabilité que la vraie valeur de la vie soit inférieure à 1750.⁴⁰

$$\begin{aligned} \Pr(B > A) &= \Pr(V > \tilde{V}) = \Pr\left(z > \left| \frac{1750 - 4659}{2253} \right| \right) \\ &= \Pr(|z| > 1.29) = 0.9015 \end{aligned}$$

D'affirmer que B est supérieur à A implique une probabilité d'erreur de 0.0985 sur la base de la distribution des valeurs canadiennes. On peut donc accepter B si notre seuil de confiance est de 10%.

Cette méthode que nous suggérons a l'avantage d'éviter d'utiliser uniquement une valeur dans l'analyse, ce qui incite souvent l'analyste à ne pas faire une analyse de sensibilité. On se sert de l'information fournie par la littérature économique afin de construire un test statistique sur la dominance d'un projet face à un autre. On peut ainsi avoir une information de premier plan afin de faire l'ordonnancement des projets. Il faut noter cependant que la distribution des valeurs canadiennes est fragile compte tenu du peu d'observations que l'on possède à l'heure actuelle. Il demeure que le décideur public peut mettre en oeuvre facilement un tel test.

En somme, on maximise le nombre de vies sauvées si la valeur de la vie est supérieure à une certaine valeur critique qui rend indifférent entre deux projets. Sinon d'autres aspects doivent être considérés si notre objectif est d'obtenir la plus grande amélioration parétienne en faisant le choix des projets.

³⁹Un autre groupe d'études pourrait être utilisé. La méthode est donc générale puisqu'elle s'adapte à l'ensemble d'études sur lequel l'analyste place la plus grande confiance.

⁴⁰À la section 4.4, nous avons démontré que la distribution des valeurs était similaire à une log-normale. Il faudrait réaliser une transformation des valeurs pour les ramener à une distribution normale afin d'obtenir la probabilité précise. L'exemple n'est donc qu'une illustration.

5.4 Mesure de la variation du risque suite à un projet

On ne mentionne que très peu, dans la littérature, le besoin de bien mesurer la variation de risque effective suite à un projet. L'évaluation des bénéfices y est grandement reliée. Harrington et al. (2000) notent qu'aux États-Unis, les différences entre les estimations *ex ante* et *ex post* de l'impact d'une réglementation sont souvent dues à une mauvaise mesure de la quantité affectée par le projet ; ici, il s'agit du nombre de morts évitées plutôt que d'une mauvaise mesure des coûts ou bénéfices unitaires, ce à quoi nous avons consacré ce mémoire. Il faut donc accorder une attention particulière à cette mesure.

Parmi les facteurs qui peuvent influencer le nombre effectif de vies sauvées, notons que la mesure de l'efficacité d'une action gouvernementale afin d'améliorer la sécurité routière doit aussi prendre en considération la possibilité que cette plus grande sécurité amène les conducteurs à prendre plus de risque et à diminuer ainsi leur propres activités d'auto-protection. Peltzman (1975), en utilisant des données sur la sécurité routière aux États-Unis, montre que les améliorations publiques de la sécurité routière n'ont pas contribué à diminuer le nombre de morts. Ce phénomène s'appelle **homéostasie du risque** et fut rationalisé par Wilde (1982).

Gossner et Picard (2000) démontrent que les individus s'auto-protègent contre le risque en considérant la différence entre le risque perçu et celui d'une cible optimale acceptable découlant de leurs préférences. Ainsi, si les autorités publiques augmentent la sécurité routière à un point où le risque perçu est inférieur à cette cible, l'individu diminue alors ses activités d'auto-protection afin de rétablir cet équilibre qui lui permet de maximiser son utilité espérée.⁴¹ Gossner et Picard fournissent cependant le résultat que la diminution d'auto-protection ne peut en aucun cas venir dépasser complètement l'augmentation de sécurité, ce qui laisse toujours pertinente cette intervention. Si les estimations de vies sauvées par les ingénieurs et statisticiens prennent en considération cet élément, l'économiste n'a pas besoin d'en tenir compte dans son analyse. Il ne considérera que le nombre net de vies sauvées. Il faut donc mettre des efforts à mieux mesurer ces variations de comportement, mais cela reste certainement une tâche difficile. Aucun mécanisme réglementaire au Québec n'oblige les administrations québécoise à vérifier *ex post* le nombre de morts

⁴¹Il s'agit en quelque sorte d'un risque moral, un changement de comportement suite à la réglementation qui est contre-productif.

évitées par un projet.

5.5 Considérer les effets indirects de l'intervention

Les effets d'équilibre général peuvent aussi influencer la rentabilité d'un projet. Quoique nous souhaitons tout de même rester en cadre d'équilibre partiel compte tenu que les budgets des administrations sont souvent fixés de manière exogène, il convient cependant de soulever certains points importants.

Parmi les effets indirects mentionnés par plusieurs auteurs, Viscusi (1994) en vient à proposer qu'une étude avantage-coût sur la réduction d'un risque devrait aussi considérer la covariance qui existe entre les différents types de risques. Donnant l'exemple du débat sur l'interdiction de la saccharine aux États-Unis, ce dernier explique que les gens s'y sont opposés non pas parce qu'elle n'était pas efficace à réduire le nombre de cancers, mais parce que la consommation excessive de sucre suite à la législation allait engendrer autant, sinon plus de décès que ce que la législation allait éviter. Cette dimension soulevée par Viscusi a incité bon nombre d'économistes à regarder les effets de la réglementation en matière de risque sur leurs activités d'auto-protection pour d'autres risques. L'horizon de l'analyse avantage-coût devrait s'élargir pour englober d'autres impacts de la réglementation. Il est certain qu'une analyse rigoureuse ne doit pas laisser de côté de tels effets.

Or, ceci remet en question l'analyse avantage-coût qui oeuvre dans un cadre théorique d'équilibre partiel. Si nous sommes pour inclure les notions soulevées par Viscusi, il faudrait alors recourir à un cadre théorique en équilibre général, ce qui est d'une grande difficulté et qui demande des prouesses de modélisation de l'économie.

En considérant les notions d'externalités soulevées par Viscusi, il faudra aussi considérer tous les changements de comportement à la suite d'un projet et d'en mesurer les effets. Nous ne pouvons admettre un type d'impact sans tous les inclure. Nous sommes d'avis qu'il n'est peut être pas si efficace de procéder de la sorte étant donné le niveau de difficulté de recourir à l'équilibre général qui demande une modélisation complète de l'économie⁴².

⁴²Les coûts sont possiblement plus élevés que les bénéfices si on utilise l'analyse avantage-coût pour faire ce choix de méthode d'analyse de projets !

Déoulant de l'observation de Viscusi, la réglementation en matière de sécurité a aussi un effet considérable sur le revenu des individus. Il est généralement admis que le revenu est négativement relié aux risques involontaires (Chapman et Haritharan, 1994). Il est possible que la réglementation, par les coûts qu'elle impose aux contribuables, engendre des pertes humaines supplémentaires. Keeney (1980) estime qu'une mort supplémentaire est engendrée par chaque 7,5 millions de dépenses gouvernementales en réglementation.

Les dépenses gouvernementales impliquent une baisse de revenu réel des individus. Cette baisse leur impose de modifier leur allocation de consommation. Il est généralement admis que la propension marginale à dépenser en santé diminue à mesure que la pauvreté augmente, ce qui implique que le risque de décès augmente à mesure que la pauvreté augmente, provoquant un nombre additionnel de décès.

Un jugement contre l'organisme américain, *Occupational Safety and Health Administration* (OSHA), utilise le résultat de Keeney pour démontrer l'inefficacité d'un projet de règlements destiné à sauver quelques vies alors que plusieurs décès, selon les estimations de l'auteur, seraient encourus. Chapman et Haritharan (1994) démontrent que le résultat de Keeney est amplifié à cause de l'endogénéité des états de santé dans l'explication du revenu d'un individu, ce qui introduit un biais positif. Le revenu est expliqué par l'état de santé, mais cet état est lui-même fonction du revenu de l'individu. Ces auteurs contrôlent pour l'état de santé initial dans leurs estimations de la relation mortalité-revenu et trouvent un résultat de beaucoup inférieur à celui de Keeney, ce qui est encore plus alarmant.

Notons aussi que l'approche utilisée par Lutter et Morrall (1994) est une méthode qui tient compte de ces effets indirects, mais aussi au prix de rendre l'inférence fragile aux paramètres utilisés, notamment au niveau de la propension marginale à consommer des soins de santé.

Hahn, Lutter et Viscusi (2000) démontrent, en utilisant les résultats de Lutter et Morrall (1994), qu'aux États-Unis, sur vingt mesures réglementaires étudiées, treize d'entre elles se soldaient dans les faits par une augmentation du nombre de mortalités en considérant ces effets-revenu. Certes cette méthodologie est indirecte. Cependant, ces résultats demandent à consacrer une certaine partie de notre analyse à l'étude de ces effets indirects. À tout le moins, il serait préférable, pour le moment, que le décideur public tienne compte de façon qualitative de tels effets.

6 Conclusion et extensions possibles

De se lancer dans un vaste travail d'analyse sur la valeur que doivent prendre les bénéfices associés à la sauvegarde d'une vie humaine sans se lancer dans une nouvelle étude au Québec nous aura permis de faire le point sur l'état de la littérature économique sur le sujet. Nous avons ainsi pu mettre en évidence les forces et les faiblesses de l'analyse afin de permettre au décideur public de connaître les limites de l'analyse économique sur ce sujet. Là où s'arrête l'analyse économique, le jugement du décideur public en terme d'équité, mais aussi d'éthique, doit prendre toute la place et c'est sur cette prémisse que nous avons appuyé notre travail.

Nous avons pu mettre en évidence que la littérature sur la valeur statistique d'une vie humaine souffrait de deux lacunes majeures. D'abord, d'un point de vue théorique, les fondements de la compréhension du comportement des agents en présence de risque demeurent fragile. De plus, nous avons pu souligner le dilemme concernant la révélation des préférences dans un cadre qui ne prend pas en considération la contrainte budgétaire de l'agent. Par contre, nous avons vu qu'une approche récente dans la littérature consiste à faire une analyse comparée des divers risques pour ainsi inclure un plus grand éventail de bénéfices liés à la sécurité. De plus, nous avons vu que cette méthode permettait d'éviter les équivalences monétaires de risque, ce que plusieurs reprochent sur une base éthique. Il demeure que cette approche ne permet pas d'évaluer les projets dans leur ensemble en considérant les autres bénéfices des projets ainsi que leurs coûts. Il s'agit donc d'une analyse complémentaire, mais qui ne peut se substituer entièrement à l'analyse avantage-coût.

Sur le plan empirique, nous avons documenté les différentes difficultés méthodologiques qui peuvent venir fragiliser les conclusions de la littérature. Avec l'aide de la méta-analyse, nous avons pu montrer que trois conditions semblaient nécessaires pour pouvoir transférer les résultats d'une étude à l'analyse avantage-coût d'un projet.

D'abord, cette étude doit utiliser un échantillon représentatif de la zone touchée par un projet, puisque le revenu moyen ainsi que le seuil initial de probabilité de décès influencent grandement la valeur trouvée. La représentativité est donc nécessaire au niveau du territoire québécois.

Par ailleurs, nous avons soulevé des inquiétudes quant au processus d'édition qui

donne des signes de sélection des études trouvant des résultats plus élevés. L'étude choisie par un décideur public devrait donc prendre en considération ces dimensions.

Troisièmement, le niveau de perception des risques influence grandement les résultats de ces études. Donc, l'étude choisie devrait être celle qui prête une attention particulière à ce que les agents comprennent bien les risques en jeu et que les différents marchés sur lesquels sont faits ces expériences naturelles fonctionnent efficacement au sens économique.

Finalement, nous avons apporté une explication au fait que la valeur statistique de la vie humaine trouvée dans la littérature dépendait négativement du niveau moyen de risque de décès. Ce résultat qui semble contredire la relation théorique entre la DAP et le risque trouvée dans les différentes études serait plutôt dû à un problème d'échelle. Ainsi, la transformation de la DAP en une valeur statistique d'une vie humaine ne semble pas permettre à celle-ci de conserver les propriétés souhaitées en regard au risque puisque la probabilité est très faible et que son effet surpasse celui de la DAP quand le risque augmente. Ce résultat amène à questionner l'utilisation de cette approximation pour inférer la valeur statistique d'une vie humaine quand l'échantillon est peu représentatif de la population puisqu'il y a alors une distorsion entre les deux concepts.

Au niveau pratique, nous avons constaté que le Québec utilisait toujours une valeur monétaire issue de l'approche du capital humain même si, récemment, le MTQ utilisait une valeur issue de la DAP sans trop en donner la provenance. Par ailleurs, nous avons aussi vu que le montant de la SAAQ était discutable pour l'analyse avantage-coût puisqu'il faisait intervenir des fonds publics comme source de coûts, alors qu'ils sont en fait des transferts. *A priori*, ce calcul avait été fait pour examiner les coûts pour la SAAQ du décès d'un individu et non le coût d'opportunité pour la société. Nous avons aussi souligné qu'il serait dans l'avantage du décideur public de financer la réalisation d'une étude au Québec puisque celle-ci permettrait de jeter un regard plus complet et précis sur la valeur statistique que peut prendre la sauvegarde d'une vie humaine dans le cadre d'un projet. Sinon, nous avons fourni une première évaluation de la valeur statistique d'une vie humaine sur la base de la moyenne des études canadiennes à 4,69 millions de \$CAN (2000) tout en fournissant une méthode pour faire une analyse de sensibilité de l'ordonnement à la valeur choisie.

Par ailleurs, nous avons aussi voulu insister sur l'importance de bien mesurer les quantités en jeu, soit le nombre de vies sauvées compte tenu que divers phénomènes comme l'homéostasie du risque peuvent compliquer ce calcul et mener à des erreurs dans la prévision des retombées d'un projet. Il serait dommage de consacrer tant d'efforts à mesurer les bénéfices liés à la sauvegarde d'une vie humaine, mais d'estimer à la hâte le nombre de vies sauvées par un projet. Cette dernière dimension dépasse cependant le cadre de ce mémoire et de plus, celui de la science économique en général. Ce calcul est plus souvent entrepris par les ingénieurs et les actuaires. De plus, nous avons documenté les divers effets indirects d'un projet qui devraient au mieux être considérés de manière qualitative par le décideur public.

Compte tenu des critiques tant morales qu'économiques sur l'évaluation monétaire de la valeur statistique d'une vie humaine, et compte tenu que, sur une base d'équité, on admettait une seule valeur unique pour les projets et les individus concernés, nous avons émis le souhait que le décideur public utilise une approche intégrée dans la conduite de sa politique en matière de sécurité, c'est-à-dire incorporant plusieurs critères de décision afin de bien évaluer toutes les retombées de chacun des projets. Notamment, il est à souhaiter que les questions d'équité ainsi que d'éthique demeurent sous la responsabilité du décideur public et non de la science économique.

Ainsi, nous avons présenté un critère de choix des projets, qui permet de tenir compte des préférences des individus envers les différents risques en cause et qui permet de choisir les projets qui maximisent l'efficacité de l'allocation des ressources disponibles aux différents ministères pour ce qui est de la promotion de la sécurité. Nous avons tenté d'inclure à la fois le souhait du monde académique sur la conduite d'une telle politique, soit d'inclure les préférences des individus, que le souhait du décideur public, soit d'avoir à sa disposition un critère en accord avec les principes de l'approche de la disposition à payer et de l'analyse avantage-coût et qui permet de choisir efficacement les projets compte tenu des contraintes pratiques qu'un tel choix peut imposer au sein de l'administration publique québécoise.

Il n'en demeure pas moins que le choix des projets, dicté ou non par les préférences des individus, demeure sous la responsabilité du décideur public qui doit faire l'arbitrage entre le respect des préférences des individus, biaisées ou non, et la recherche de l'efficacité par la mise en oeuvre de politiques qui, sous le regard de l'ex-

expertise et de l'information que le décideur public possède, sont le plus susceptibles d'améliorer la sécurité des personnes au Québec.

Références

- ABRAHAM, C., ET J. THÉDIE (1960) : “Le prix d’une vie humaine dans les décisions économiques,” *Revue française de recherche opérationnelle*, pp. 157–168.
- ACTON, J. (1973) : *Evaluating Public Programs to Save lives : The Case of Heart Attacks*. Rand, Santa Monica.
- AD A TEVAJARVI, N. H. (1988) : “User Costs in Road Traffic 1988,” Document de travail, Road and Waterways Administration, Helsinki Finland.
- ANDERSEN, D., ET M. RODDIN (1975) : “Current Practice in Highway User Economic Analysis,” in *Application of Economic Analysis to Transportation Problems*. Transportation Research Record No. 550.
- ANDO, A., ET F. MODIGLIANI (1963) : “The Life Cycle Hypothesis of Saving : Aggregate Implications and Tests,” *American Economic Review*, 53, 55–84.
- ARABSHEIBANI, G., ET A. MARIN (2000) : “Stability of estimates of the Compensation for Danger,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 10(3), 247–269.
- ARNOULD, R., ET L. NICHOLS (1983) : “Wage-Risk Premiums and Worker’s Compensation : A Refinement of Estimates of Compensating Wage Differentials,” *Journal of Political Economy*, 91, 332–340.
- ATKINSON, S., ET R. HALVORSEN (1990) : “The Valuation of Risks to Life : Evidence from the Market of Automobiles,” *Review of Economics and Statistics*, 72(1), 133–146.
- AUMAIS, N., ET A. MANAR (1996) : “Étude d’opportunité, Accès au parc industriel, Iberville,” Document de travail 23 pages + annexes, Direction Ouest-de-la-Montérégie.
- AYDEDE, S., M. CROPPER, ET P. PORTNEY (1992) : “Rates of Time Preference for Life Saving,” *American Economic Review*, 82(2), 469–472.
- (1997) : “Preferences for Life Saving Programs : How the Public discounts Time and Age,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (14), 243–265.
- BARON, J. (1997) : “Confusion of Relative and Absolute Risk in Valuation,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (14), 301–309.
- BATCHELDER, J., R. LANGE, T. RHODES, ET L. NEUMANN (1979) : “An application of the Highway Investment Analysis Package,” in *Transportation Research Record No. 698*. National Research Council, Washington D.C.
- BELHADJI, E. (1994) : “Étude sur la valeur de la vie et de la sécurité : théorie et application au transport,” Thèse de doctorat, Université de Montréal C.R.T CRT-94-62, Thèse de doctorat.
- BENJAMIN, D., ET W. DOUGAN (1997) : “Individuals’ estimates of the risks of death : Part 1 A Reassessment of the Previous Evidence,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (15), 115–133.

- BERGSTROM, T. (1982) : “When is a Man’s Life Worth More Than His Human Capital,” in *The Value of Life and Safety*, ed. by M. Jones-Lee, pp. 3–26. North Holland Publishing Company, Holland.
- BIDDLE, J., ET G. ZARKIN (1988) : “Workers Preferences and Market Compensation for Job Risk,” *Review of Economics and Statistics*, pp. 660–667.
- BLACKORBY, C., ET D. DONALDSON (1992) : “The value of living : a comment,” *Recherches économiques de Louvain*, 58(2), 143–145.
- BLEICHRODT, H., M. JOHANNESSEN, ET P. WAKKER (1997) : “Characterizing Qualys by risk neutrality,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (15), 107–114.
- BLEICHRODT, H., ET J. QUIGGIN (1997) : “Characterizing Qualys under General dependant utility model,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (15), 151–165.
- BLOMQUIST, G. (1979) : “Value of Life Savings : Implications of Consumption Activity,” *Journal of Political Economy*, 87, 540–558.
- BONE, I. (1986) : “The Economic Appraisal of Roading Improvement Projects,” Technical recommendation tr9, New Zealand National Roads Board, Wellington N.Z.
- BORDELEAU, B. (1997) : “Évaluation et évolution de 1985 à 1994 des coûts de l’insécurité routière au Québec,” Rapport de recherche, Régie de l’assurance-automobile du Québec, Québec.
- BOUCHARD, D., ET F. CAMIRAND (1989) : “Les coûts directs et indirects du sida au Québec, 1987, 1991, 1996,” Document de travail, Ministère de la Santé et des Services Sociaux, Québec.
- BOWLAND, B., ET J. BEGHIN (1998) : “Robust estimates of Value of a Statistical life for developing Economies,” mimeo Iowa State University.
- BOWMAN, B., ET J. HUMMER (1989) : “Examination of Truck Accidents on Urban Freeway,” Document de travail, Federal Highway Administration U.S. Department of Commerce.
- BRENT, R. (1991) : “A new approach to valuing a life,” *Journal of Public Economics*, 44, 165–171.
- BREYER, F., ET P. ZWEIFEL (1997) : *Health Economics*. Oxford University Press.
- BROOME, J. (1978) : “Trying to value a life,” *Journal of Public Economics*, 9, 91–100.
- (1982) : “Uncertainty in Welfare Economics and the Value of Life,” in *The Value of Life and Safety : Proceedings of a Conference held by the Geneva Association*, ed. by M. Jones-Lee, pp. 201–216, Amsterdam. North-Holland.
- (1985) : “The Economic Value of Life,” *Economica*, 52, 281–294.
- (1992) : “Reply to Blackorby and Donaldson,” *Recherches économiques de Louvain*, 58(2), 167–171.

- BROWN, C. (1980) : "Equalizing Differences in the Labor Market," *Quarterly Journal of Economics*, 94(1), 113-134.
- BUEHLER, B. (1975) : "Monetary Values of Life and Health," *Journal of Hydraulic Division*, pp. 29-47.
- CAIRNEY, P. (1991) : "The Cost of Truck Accidents in Australia : Australian Truck Safety Study Task 4," Document de travail, Australian Road Research Board No 204.
- CALTHROP, E., ET S. PROOST (1998) : "Road Transport Externalities," *Environmental and Resource Economics*, 11(3-4), 335-348.
- CARLIN, A., J. HAKES, ET W. VISCUSI (1997) : "Measures of Mortality Risks," *Journal of Risk and Uncertainty*, (14), 213-234.
- CARLIN, P., ET R. SANDY (1991) : "Estimating the Implicit Value of a Young Child's Life," *Southern Economic Journal*, 58(1), 186-202.
- CHAPMAN, K., ET G. HARIHARAN (1994) : "Controlling for Causality in the Link from Income to Mortality," *Journal of Risk and Uncertainty*, (8), 85-93.
- CONLEY, B. (1976) : "The Value of a Human Life in the Demand for Safety," *American Economic Review*, 68, 717-719.
- CONSEIL D'ÉVALUATION DES TECHNOLOGIES DE LA SANTÉ DU QUÉBEC (1991) : "La transplantation au Québec - Rapport préliminaire sur l'efficacité, les coûts et les caractéristiques organisationnelles," Document de travail, CTESQ, Montréal.
- COOK, P., ET D. GRAHAM (1977) : "The Demand of Insurance and Protection : The Case of Irreplaceable Commodities," *Quarterly Journal of Economics*, XCI, 143-156.
- COOK, P., ET J. LUDWIG (1999) : "The Benefits of reducing Gun Violence : Evidence from Contingent valuation survey Data," Document de travail Working paper 7166, NBER, Cambridge.
- COOPER, H., ET L. HEDGES (1994) : *The Handbook of Research Synthesis*. Russel Sage Fundation, New York.
- COUSINEAU, J., R. LACROIX, ET A. GIRARD (1991) : "Occupational Hazard and Wage Compensating Differentials," *Review of Economics and Statistics*, pp. 221-256.
- CROPPER, M., ET U. SUBRAMANIAN (2000) : "Public Choices between Life Saving programs : The tradeoff between Qualitative Factors and Live Saved," *Journal of Risk and Uncertainty*, 21(1), 117-149.
- CUTLER, D., ET E. RICHARDSON (1998) : "The Value of Health : 1970-1990," *AEA papers and Proceedings*, 88(2), 97-100.
- DACHRAOUI, K., G. DIONNE, L. EECKHOUDT, ET P. GODFROID (2000) : "Proper Risk behavior," Document de travail, Cahier de recherche Chaire de gestion des risques HEC Montréal.

- DARDIS, R. (1980) : “The Value of Life : New Evidence from the Market Place,” *American Economic Review*, 70, 1077–1082.
- DERBY, A. (1989) : “Equating Death and Dollars on the Highways,” *Business and Society Review*, 71, 47–48.
- DESROSIERS, J. (2000) : “Guide de l’analyse avantage-coût des projets publics en transport,” Ministère des Transport, Service de l’économie et du plan directeur en transport, 1ère version.
- DICKENS, W. (1990) : “Assuming the Can opener : Hedonic Wage Estimates and the Value of Life,” Document de travail Working Paper No 3446, NBER, Cambridge.
- DILLINGHAM, A. (1979) : “The Injury Risk Structure of Occupations and Wages,” Thèse de doctorat, Cornell University, Ithaca NY.
- DILLINGHAM, A. (1985) : “The Influence of Risk Variable Definition on Value-of-Life Estimates,” *Economic Inquiry*, 24, 227–294.
- DOWIE, J. (1970) : “Valuing the Benefits of Health Improvements,” *Australian Economic Papers*, pp. 21–41.
- DRÈZE, J. (1962) : “L’utilité sociale d’une vie humaine,” *Revue française de recherche opérationnelle*, (1), 93–118.
- DREZE, J. (1992) : “From the value of life to the economics of ethics of population,” *Recherches économiques de Louvain*, 58(2), 147–165.
- DUBLIN, C., ET A. LOTKA (1930) : *The Money value of a Man*. Ronald Press, New York.
- ECKHOUDT, L., P. GODFROID, ET C. GOLLIER (1997) : “Willingness to Pay the Risk Premium and Risk Aversion,” *Economic Letters*, 55, 355–360.
- ELLIOTT, R., ET R. SANDY (1996) : “Union and Risk : Their Impact on the Level of Compensation for Fatal Risk,” *Economica*, 63, 291–309.
- ENVIRONNEMENT CANADA (1997) : “Health and Environmental Impact Assessment Panel Report : Joint Industry-Government Study, Sulphur in Gasoline and Diesel Fuels,” Document de travail, Environnement Canada.
- EVANS, W., ET W. VISCUSI (1992) : “Income Effects and the Value of Health,” *Journal of Human Resources*, pp. 497–517.
- FERLAND, A.-M. (1998a) : “Analyse avantage-coût des avenues de solution de la route 185 Rivière-du-Loup-Nouveau Brunswick,” Document de travail 11 pages + tableaux, Direction de la planification stratégique en transport, Ministère des Transport, Québec.
- (1998b) : “Analyse avantage-coût du Prolongement de l’autoroute 30,” Document de travail 12 pages + tableaux, Direction de la planification stratégique en transport, Ministère des transports, Québec.
- FETHERSTONHAUGH, D., P. SLOVIC, S. JOHNSON, ET J. FRIEDRICH (1997) : “Insensitivity to the Value of Human Life, a Study of Psychological Numbing,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (14), 283–300.

- FHWA (1972) : "Societal Costs of Motor Vehicle Accidents," Federal Highway Commission U.S. Preliminary Report Washington.
- (1988) : "Motor Vehicle Accident Costs," Federal Highway Commission U.S. Technical Advisory T 7570.1 Washington.
- FISHER, A., L. CHESTNUT, ET D. VIOLETTE (1989) : "The Value of Reducing Risks of Death : A Note on New Evidence," *Journal of Policy Analysis and Management*, (8), 88–100.
- FLUET, C. (1991) : "L'approche économique de l'évaluation des traumatismes," Document de travail, Ministère de la Santé et des services sociaux, Québec.
- FOLSOM, R., ET J. LEIGH (1984) : "Estimates of the Value of Accident Avoidance at the job Depend on the Concavity of the Equalizing Differences Curve," *Quarterly Review of Economics and Business*, 24(1), 56–66.
- GARBACZ, C. (1989) : "Smoke Detector Effectiveness and the Value of Saving Life," *Economic Letters*, 31(3), 281–286.
- (1991) : "More Evidence on Smoke Detection Effectiveness and the Value of Saving a Life," *Population Resource Policy Review*, 10(3), 273–287.
- GAREN, J. (1988) : "Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness," *Review of Economics and Statistics*, pp. 9–16.
- GEGAX, D., S. GERKING, ET W. SCHULZE (1991) : "Perceived risk and the marginal value of safety," *The Review of Economics and Statistics*, pp. 589–597.
- GERKING, S., M. DE HAAN, ET W. SCHULZE (1988) : "The Marginal Value of Job Safety : a Contingent Valuation Study," *Journal of Risk and Uncertainty*, (1), 185–199.
- GHOSH, D., D. LEES, ET W. SEAL (1975) : "Optimal Motorway Speed and Some Valuations of Time and Life," *Manchester School of Economics and Social Studies*, 43, 134–143.
- GILBERT, C., ET V. SMITH (1984) : "The Implicit valuation of risks to life," *Economic Letters*, 16, 393–399.
- GONS, J., ET G. SHEPHERD (1994) : "How are the mighty fallen : Rejected Classic Articles by Leading Economists," *Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 165–179.
- GOSSNER, O., ET P. PICARD (2000) : "On the Consequences of Behavioural Adaptations in the Costs-Benefits Analysis of Road Safety Measures," Document de travail, THEMA Université Paris X-Nanterre.
- GREENE, W. (1997) : *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 3rd edition edn.
- HAHN, R. (1999) : "Regulatory Reform : Assessing the Government's Numbers," Document de travail Working Paper 99-6, American Enterprise Institute et Brookings Institution, Washington D.C.

- HAHN, R., R. LUTTER, ET W. VISCUSI (2000) : “Do Federal regulations reduce mortality?,” Document de travail, AEI-Brookings joint Center for Regulatory studies, Washinton D.C.
- HAKES, J., ET W. VISCUSI (1997) : “Mortality Risk Perceptions : A Bayesian Reassessment,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (15), 135–150.
- HARRINGTON, W., R. MORGENSTERN, ET P. NELSON (2000) : “On the Accuracy of Regulatory Cost Estimates,” *Journal of Policy Analysis and Management*, 19(2), 297–322.
- HARVITZ, S., R. NEHS, ET L. STERN (1992) : “An empirical analysis of five models forecasting lost future earnings,” *Journal of Risk and Insurance*, 59(4), 660–667.
- HERSCH, J. (1998) : “Compensating Differentials for Gender-Specific Job injury Risks,” *American Economic Review*, 88(3), 598–607.
- HERSCH, J., ET T. PICKTON (1995) : “Risk-Taking Activities and Heterogeneity of Job-Risk Tradeoffs,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (11), 205–217.
- HERSCH, J., ET W. VISCUSI (1998) : “Smoking and Other Risky Behaviors,” *Journal of Drug Issues*, 28(3), 645–651.
- HERZOG, H., ET A. SCHLOTTMANN (1990) : “Valuing risk in the workplace : market price, willingness to pay, and the optimal provision of safety,” *Review of economics and statistics*, pp. 463–470.
- ILLINOIS STATE DIVISION OF HIGHWAYS (1962) : “Cost of Motor Vehicle Accidents to Illinois Motorists, 1958,” Document de travail, Illinois.
- IPPOLITO, P., ET R. IPPOLITO (1984) : “Measuring the Value of Life Saving from Consumer Reactions to New Information,” *Journal of Public Economics*, 25, 53–81.
- JENNI, K., ET G. LOEWENSTEIN (1997) : “Explaining the Identifiable Victim Effect,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (14), 235–257.
- JIN-TAN, L., J. HAMMITT, ET L. JIN-LONG (1997) : “Estimated Hedonic wage function and the value of life in a developing country,” *Economic Letters*, 57, 353–358.
- JOHANNESSON, M., ET P. JOHANSSON (1996) : “To Be or Not to Be, That is the Question : An Empirical Study of the WTP for An Increase Life Expectancy at An Advanced Age,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 13(2), 163–174.
- JONES-LEE, M. (1976) : *The Value of Life : An Economic Analysis*. University of Chicago Press, Chicago.
- (1989) : *The Economics of Safety and Physical Risk*. Basil Blackwell, Londres.
- JONES-LEE, M. (1992) : “Paternalistic Altruism and the Value of Statistical Life,” *The Economic Journal*, 102, 80–90.

- JONES-LEE, M., M. HAMMERTON, ET P. PHILIPPS (1985) : "The Value of Safety : Results of a National Sample Survey," *Economic Journal*, 95, 49–72.
- JONES-LEE, M., ET G. LOOMES (1995) : "Scale ad Context : Effects in the Valuation of Transport Safety," *Journal of Risk and Uncertainty*, 11(3), 183–203.
- KAPLAN, R., ET J. BUSH (1982) : "Health-Related Quality of Life Measurement of Evaluation Research and Policy Analysis," *Health Psychology*, 1, 61–80.
- KEENEY, R. (1980) : "Evaluating Alternatives Involving Potential Fatalities," *Operations Research*, 28, 188–205.
- (1994) : "Mortality risks induced by the costs of regulations," *Journal of Risk and Uncertainty*, (8), 95–110.
- KIDHOLM, K. (1995) : "Assessing the value of Traffic Safety using the contingent valuation technique : The Danish Survey," in *Contingent Valuation Transport safety and the Value of Life*, ed. by N. Schwab Christe, et N. Soguel, studies in Risk and Uncertainty, chap. 3, pp. 45–61. kluwer academic publishing, Boston.
- KNIESER, T., ET J. LEETH (1991) : "Compensating Wage Differentials for Fatal Injury Risk in Australia, Japan and the United States," *Journal of Risk and Uncertainty*, 4(1), 75–90.
- KRUPNICK, A., M. CROPPER, A. ALBERINI, R. GOEREE, M. HEINTZELMAN, B. O'BRIEN, ET N. SIMON (2000) : "Age, Health, and the Willingness to pay for Mortality Risk Reductions : A Contingent Valuation survey of Ontario Residents," Document de travail Discussion Paper 00-37, Resources for the Future, Washington.
- LABERGE-NADEAU, C. (1985) : "Santé et conduite automobile : étude préliminaire," Centre de recherche sur les transports, Publication 418 33p.
- LANDEFELD, J., ET E. SESKIN. (1982) : "The Economic Value of Life : Linking Theory to Practice," *American Journal of Public Health*, 72, 555–566.
- LANOIE, P. (1998) : "La valeur d'une vie humaine : où en sommes-nous?," Document pédagogique, École des Hautes Études Commerciales, Montréal.
- LANOIE, P., C. PEDRO, ET R. LATOUR (1995) : "The Value of a Statistical Life : A Comparison of Two Approaches," *Journal of Risk and Uncertainty*, 10(3), 235–257.
- LAWSON, J. (1978) : "The Costs of Road Accidents and Their Application in Economic Evaluation of Safety Programmes," Paper presented at the Annual Conference of Roads ad Transportation Associatio of Canada Ottawa 29p.
- (1980) : "The Costs of Road Accidents and their Application in Economic Evaluation of Safety Programmes," *RTAC Forum*, 2, 53–63.
- (1989) : "The Valuation of Transport Safety," Document de recherche, Transport Canada, Ottawa.
- LE NET, M. (1978) : *Le prix de la vie humaine*. La Documentation Française, Paris.

- (1992) : “Les méthodes d’évaluation du prix de la vie humaine : Comparaison internationale, Application au coût de l’insécurité routière,” *Les cahiers scientifiques du Transport*, (2), 31–40.
- LICHTENSTEIN, S., P. SLOVIC, B. FISCHOFF, M. LAYMAN, ET B. COMBS (1978) : “Judged Frequency of Lethal Events,” *Journal of Experimental Psychology : Human Learning and Memory*, 4(6), 551–578.
- LINNEROOTH, J. (1979) : “The Value of Human Life : a Review of the Models,” *Economic Inquiry*, 17, 52–74.
- LUTTER, R., ET J. MORRALL III (1994) : “Health-Health Analysis : A new way to evaluate health and safety regulation.,” *Journal of risk and Uncertainty*, (8), 43–66.
- MACLEAN, A. (1979) : *The Value of Public Safety : Results of a Pilot-scale Survey*. Home Office Scientific Branch, Londres.
- MARIN, A., ET G. PSACHAROPOULOS (1982) : “The Reward for Risk in the Labor Market : Evidence from the United Kingdom and a Reconciliation with Other Studies,” *Journal of Political Economy*, 90, 827–853.
- MARTINELLO, F., ET R. MENG (1992) : “Workplace Risks and the Value of Hazard Avoidance,” *Canadian Journal of Economics*, 25(2), 333–345.
- MELINEK, S. (1974) : “A Method of Evaluating Human Life for Economic Purposes,” *Accident Analysis and Prevention*, 6, 103–114.
- MELINEK, S., S. WOOLLEY, ET R. BALDWIN (1973) : “Analysis of a Questionnaire on Attitudes to Risk : Fire Research Note 962,” Document de travail, Joint Fire Research Organization, Borehamwood.
- MENG, R. (1989) : “Compensating Differences in the Canadian Labor Market,” *Canadian Journal of Economics*, 22, 413–424.
- MENG, R., ET D. SMITH (1990) : “The Valuation of Risk of Death in Public Sector Decision-Making,” *Canadian Public Policy*, 16, 137–144.
- MILLER, T., ET J. GURIA (1991) : “The Value of Statistical Life in New Zealand,” Document de travail, Ministry of Transport, Land Transport Division.
- MINISTÈRE DES TRANSPORTS DU QUÉBEC (1997) : “Étude sur l’opportunité d’améliorer le lien routier de la route 131, Saint-Félix de Valois,” Document de travail, Gouvernement du Québec, Direction des Laurentides-Lanaudière.
- (1998) : “Plan d’action ministériel en matière de sécurité routière, une vision sécuritaire sur des kilomètres,” 19 collaborateurs 130 pages.
- MINISTRY OF TRANSPORTATION AND COMMUNICATIONS BRITISH COLUMBIA (1992) : “The Economic Appraisal of Highway Investment Guidebook V1.1 Economic Analysis,” 104 pages + tableaux.
- MINISTRY OF TRANSPORTATION AND COMMUNICATIONS ONTARIO (1983) : “user benefit-cost parameter update, july 1983,” Highway Program Planning Office, MTC Ontario.

- MISHAN, E. (1971) : "Evaluation of Life and Limb : A Theoretical Approach," *Journal of Political Economy*, 79, 687–705.
- MOORE, M., ET W. VISCUSI (1988) : "Doubling the Estimated Value of Life : Results Using New Occupational Fatality Data," *Journal of Policy Analysis and Management*, 7, 476–490.
- (1990a) : *Compensation Mechanism for Job Risk*. Princeton University Press, Princeton.
- (1990b) : "Discounting Environmental Health Risks : New Evidence and Policy Implications," *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, 51–62.
- (1990c) : "Models for Estimating Discount Rates for Long-Term Health Risks Using Labor Market Data," *Journal of Risk and Uncertainty*, (3), 381–401.
- MULLIGAN, F. (1977) : "Willingness to pay for decreased risk from nuclear Plant Accidents," Document de travail, Pennsylvania State University Energy Extension Program.
- NATIONAL HIGHWAY TRAFFIC SAFETY ADMINISTRATION (1975) : "Cost of Motor Vehicle Accidents," Washington D.C.
- NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION (1993) : "Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation," *Federal Register*, 58(10), 4602–14.
- NATIONAL SAFETY COUNCIL (1976) : "Traffic Safety Memo 113," Chicago, Illinois.
- (1983) : "Estimating the Costs of Accidents," Chicago, Illinois.
- NEEDLEMAN, L. (1976) : "Valuing Other People's Lives," *Manchester School*, 44, 309–342.
- OLSON, C. (1981) : "An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs," *Journal of Human Resources*, 16, 167–185.
- PELTZMAN, S. (1975) : "The Effects of Automobile Safety Regulation," *Journal of Political Economy*, 83(4), 677–725.
- POLLAK, R. (1995) : "Regulating Risks," *Journal of Economic Literature*, 33(1), 179–191.
- PORTNEY, P. (1981) : "Housing Prices, Health Effects and Valuing Reductions in Risk of Death," *Journal of Environmental Economics and Management*, 8, 72–78.
- PORTNEY, P. (1994) : "The Contingent Valuation Debate : Why Economists Should Care," *Journal of Economic Perspectives*, 8(4), 3–17.
- PRATT, J., ET R. ZECKHAUSER (1996) : "Willingness to Pay and the Distribution of Risk and Wealth," *Journal of Political Economy*, 104(4), 747–763.
- RAWLS, J. (1971) : *A Theory of Justice*. MIT Press, Cambridge.
- REYNOLDS, D. (1956) : "The Cost of Road Accidents," *Journal of the Royal Statistical Society*, 119, 393–408.

- RICE, D., ET E. MACKENZIE (1989) : "Cost of Injury in the United States : A report to Congress," Document de travail, Institute for Health and Aging John Hopkins University, San Francisco.
- RICHARDSON, J. (1991) : "Economic Assessment of Health Care : Theory and Practice," *Australian Economic Review*, 93, 4-21.
- ROLLINS, J., ET W. MCFARLAND (1986) : "Cost of Motor Vehicle Accidents and Injuries," in *Transportation Research Record No 1068*, pp. 1-7. National Research Council, Washington D.C.
- SCHELLING, T. (1968) : "The Life you Save may be your Own," in *Problems in Public Expenditure Analysis*, pp. 127-176. S.B. Chase, Washington, Brookings, edn.
- SCHWAB CHRISTE, N., ET N. SOGUEL (1995) : *Contingent Valuation, Transport Safety and the Value of Life*, Studies in Risk and Uncertainty. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- SCHWAB CHRISTE, N., ET N. SOGUEL (1996) : "The Pain of Road Accident Victims and the Bereavement of their Relatives : A Contingent-Valuation Experiment," *Journal of Risk and Uncertainty*, (13), 277-291.
- SEIBERT, W., ET X. WEI (1994) : "Compensating Wage Differentials for Workplace Accidents : Evidence for Union and Nonunion workers in the UK," *Journal of Risk and Uncertainty*, 9, 61-76.
- SHEPPARD, D., ET R. ZECKHAUSER (1976) : "Where Now to Save Lives?," *Law and Contemporary Problems*, 40, 5-45.
- SILVERMAN, B. (1986) : *Density Estimation*. Chapman et Hall.
- SMITH, R. (1974) : "The Feasibility of an " Injury Tax" Approach to Occupational Safety," *Law and Contemporary Problems*, 38, 730-744.
- SMITH, R. (1976) : *The Occupational Safety and Health Act*. American Enterprise Institute for Public Research, Washington D.C.
- SMITH, V. (1983) : "The Role of Site and Job Characteristics in Hedonic Wage Models," *Journal of Urban Economics*, 13, 296-321.
- SMITH, V., ET W. DESVOUGES (1987) : "An Empirical Analysis of the Value of Risk Changes," *Journal of Political Economy*, 95, 89-114.
- SMITH, W. (1966) : "A Report on the Washington Area Motor Vehicle Accident Study," PB 173 859.
- SUNSTEIN, C. (1997) : "Bad Deaths," *Journal of Risk and Uncertainty*, (14), 259-282.
- THALER, R., ET S. ROSEN (1975) : "The Value of Life Saving," in *Household Production and Consumption*, ed. by N. Terleckyj. NBER Press, Columbia University.
- TOWNLEY, P. (1998) : *Principle of cost-benefit analysis in a Canadian Context*, ISBN 0-13-636713-5. Prentice-Hall Canada, Scarborough Ontario.

- TREMBLAY, P. (1995) : “La valeur associée à la sauvegarde d’une vie humaine dans le cadre de projets routiers,” Document de travail, Université de Sherbrooke.
- U.S. OFFICE OF MANAGEMENT AND BUDGET (1997) : “Report to Congress on the Costs and Benefits of Federal Regulations,” Document de travail, OMB report to Congress, Washington D.C.
- (2000) : “Report to Congress on the costs and benefits of federal regulations,” Document de travail, OMB, Washington D.C.
- USHER, D. (1973) : “An Imputation to the Measure of Economic Growth for Changes in Life Expectancy,” in *The Measurement of Economic and Social Performance.*, Studies in Income and Wealth 38, pp. 193–232. NBER, New York, M.Moss edn.
- VISCUSI, W. (1978) : “Labor Market Valuation of Life and Limb : Empirical Evidence and Policy Implications,” *Public Policy*, 26, 359–386.
- (1979) : “Occupational Safety and Health Regulation : Its impact and Policy Alternatives,” in *Research in Public Policy Analysis and Management*, ed. by J. Crecine, pp. 281–299. JAI Press, Greenwich CT.
- (1981) : “Occupational Safety and Health Regulation : its impact and policy alternatives,” in *Research in public policy analysis and management*, ed. by J. Crecine, pp. 281–299. JAI Press, CT, 2 edn.
- (1993) : “The Value of Risks to life and Health,” *Journal of Economic Literature*, 31, 1912–1946.
- (1994a) : “Mortality effects of regulatory costs and policy evaluation criteria,” *Rand Journal of economics*, 25(1), 94–109.
- (1994b) : “Risk-Risk analysis,” *Journal of Risk and Uncertainty*, (8), 5–17.
- (1995) : “The Automobile Risk Metric for Valuing Health Risk,” in *Continuent Valuation Transport safety and the Value of Life*, ed. by N. Schwab Christe, et N. Soguel, Studies in Risk and Uncertainty, chap. 9, pp. 171–194. Kluwer academic publishing, Boston.
- (2000) : “Risk Equity,” Document de travail, Harvard Discussion Paper No. 294, Harvard Law School Cambridge MA 02138.
- VISCUSI, W., W. MAGAT, ET J. HUBER (1991) : “Pricing Environmental Health Risks : Survey Assessments of Risk-Risk and Risk-Dollar Trade-Offs for Chronic Bronchitis,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 21(1), 32–51.
- VODDEN, K., D. SMITH, ET R. MENG (1994) : “The Social Cost of Motor Vehicle Crashes in Ontario,” Document de travail, Safety Research Office, Ontario.
- WHITE, H. (1980) : “A heteroscedastic-Consistent Covariance Matrix Estimator and a direct test for heteroscedasticity,” *Econometrica*, 48, 817–838.
- WILDE, G. (1982) : “The theory of risk homeostasis : Implications for Safety and Health,” *Risk Analysis*, 4, 209–225.