

**HEC MONTRÉAL  
AFFILIÉ À L'UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL**

**La valeur statistique d'une vie humaine :  
une méta-analyse**

**par**

**Martin Lebeau**

**Sciences de la gestion**

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

Mars 2006  
© Martin Lebeau, 2006

## Sommaire

La valeur statistique d'une vie humaine (VSV) est un sujet de recherche très controversé, mais essentiel à l'optimisation des décisions gouvernementales. En effet, la société fait face à de nombreux risques (santé, transports, travail, *etc.*) et l'élimination complète de ceux-ci est impossible, les ressources étant limitées. Le rôle des gouvernements est d'intervenir le plus efficacement possible dans la réduction de ces risques. Pour ce faire, il est primordial de déterminer la valeur que la société est prête à payer pour la sauvegarde d'une vie humaine. Cette valeur peut ensuite être utilisée dans une analyse avantages-coûts. On constate cependant une grande variabilité dans les valeurs obtenues des différentes études. Nous croyons qu'il est important de comprendre la provenance de cette variabilité, afin de mieux éclairer les décideurs publics quant au choix d'une valeur et de mieux orienter les futures recherches sur le sujet. Le présent mémoire effectue une méta-analyse sur une quarantaine d'études, provenant de neuf pays différents, qui estiment la VSV à l'aide de la méthode hédonique d'estimation des salaires. Ce travail innove par sa technique d'analyse qui repose principalement sur le modèle à effets aléatoires (Cooper et Hedges, 1994). Les résultats de la méta-analyse nous permettent de conclure que la variabilité des résultats provient, en grande partie, de différences méthodologiques. Ainsi, nous croyons pertinent qu'une étude soit réalisée au Québec, à l'aide d'un échantillon représentatif de la population. L'objectif d'une telle étude serait d'atténuer les aspects méthodologiques qui influencent la VSV, et ainsi de mesurer plus adéquatement la disposition à payer (DAP) des québécois pour une réduction de leur risque de décès. Par ailleurs, nous suggérons que d'éventuelles recherches soient effectuées dans le but de réexaminer les propriétés théoriques de la DAP.

# Table des Matières

<b>Sommaire</b> .....	i
<b>Table des matières</b> .....	ii
<b>Liste des tableaux</b> .....	iv
<b>Liste des graphiques</b> .....	iv
<b>Remerciements</b> .....	v
<b>Introduction : définition de la problématique</b> .....	1
<b>Chapitre 1 : Le capital humain</b> .....	5
<b>Chapitre 2 : La disposition à payer</b> .....	7
2.1 L'approche des préférences révélées .....	8
2.2 L'approche de l'évaluation contingente .....	10
2.3 Le modèle standard .....	11
2.4 L'aversion au risque et la DAP .....	16
<b>Chapitre 3 : L'approche QALY</b> .....	17
3.1 Le modèle .....	17
3.2 Les indices de qualité de vie .....	18
3.3 WTP vs QALY .....	22
<b>Chapitre 4 : La DAP et la politique publique optimale</b> .....	25
4.1 La quantité efficiente de sécurité .....	25
4.2 Hétérogénéité dans les risques .....	29
4.3 La concentration des risques .....	30
4.4 Répartition de la richesse .....	32
<b>Chapitre 5 : Approche empirique</b> .....	34
5.1 Méthodologie .....	34
5.2 Modèle économétrique et estimation de la DAP .....	35
5.3 Choix méthodologiques .....	38
5.3.1 Choix des échantillons .....	38
5.3.2 Choix de la variable risque .....	40
5.3.3 Choix des modèles .....	43

<b>Chapitre 6 : Méta-analyse</b> .....	46
6.1 Qu'est-ce qu'une méta-analyse? .....	46
6.2 Méta-analyses sur la valeur de la vie .....	48
6.3 Approche méthodologique .....	52
<b>Chapitre 7 : Analyse de l'échantillon</b> .....	57
7.1 Choix des études .....	57
7.2 Statistiques descriptives .....	59
<b>Chapitre 8 : Analyse des résultats</b> .....	66
8.1 Restriction du modèle .....	66
8.2 Résultats de la méta-analyse .....	67
8.3 Implications pour les gouvernements.....	77
<b>Conclusion</b> .....	80
<b>Annexe 1 : La différentielle totale de l'espérance d'utilité</b> .....	82
<b>Annexe 2 : La dérivée de la disposition à payer par rapport à <math>p</math> et <math>w</math></b> .....	83
<b>Annexe 3 : Développement de l'équation (23)</b> .....	84
<b>Annexe 4 : Description détaillée des études retenues</b> .....	85
<b>Annexe 5 : Matrice de corrélation des variables indépendantes</b> .....	87
<b>Annexe 6 : Résultats de la méta-analyse (test de SOA)</b> .....	88
<b>Annexe 7 : Résultats de la méta-analyse (avec erreurs types estimées)</b> .....	89
<b>Bibliographie</b> .....	90

## Listes des tableaux

<b>Tableau 1</b>	Health Utilities Index Mark 3 .....	19
<b>Tableau 2</b>	EuroQol EQ-5D .....	20
<b>Tableau 3</b>	Quelques exemples de l'échelle EuroQol EQ-5D.....	21
<b>Tableau 4</b>	Probabilité de décès moyenne par industrie (BLS : 1972-1982, NIOSH : 1980-1985) .....	41
<b>Tableau 5</b>	Probabilité de décès moyenne par industrie (1992-1995).....	42
<b>Tableau 6</b>	Résumé des résultats des méta-analyses .....	51
<b>Tableau 7</b>	Échantillon d'études retenues .....	60
<b>Tableau 8</b>	Valeur de la vie moyenne selon le pays d'origine .....	61
<b>Tableau 9</b>	Statistiques descriptives de l'échantillon .....	61
<b>Tableau 10</b>	Classification des observations selon la qualité de la revue .....	64
<b>Tableau 11</b>	Résultats de la méta-analyse .....	68
<b>Tableau 12</b>	Résultats de la méta-analyse (sans SOA).....	74
<b>Tableau 13</b>	Valeurs de la vie utilisées par les agences des différents pays .....	78

## Listes des graphiques

<b>Graphique 1</b>	Forme des courbes d'indifférence entre la richesse et la probabilité de décès .....	15
<b>Graphique 2</b>	Gain d'une intervention gouvernementale selon QALY.....	18
<b>Graphique 3</b>	Disposition à payer agrégée selon la concentration du risque.....	31
<b>Graphique 4</b>	Amélioration au sens de Pareto .....	32
<b>Graphique 5</b>	Équilibre sur le marché du travail .....	35
<b>Graphique 6</b>	Estimations de la valeur de la vie dans le temps .....	62
<b>Graphique 7</b>	Relation entre la probabilité de décès et la valeur de la vie .....	63
<b>Graphique 8</b>	Relation entre le revenu moyen et la valeur de la vie .....	63

## **Remerciements**

Je tiens à remercier mon directeur de recherche M. Georges Dionne pour son aide précieuse lors de la rédaction de ce mémoire, ainsi que pour son soutien tout au long de ma maîtrise. De sincères remerciements sont également attribués à M. François Bellavance pour ses multiples conseils et son appui informatique. Pierre-Carl Michaud fut également d'une aide considérable en permettant l'accès à sa bibliothèque d'articles sur le sujet.

Je désire remercier ma tendre épouse Julie Richard pour ses nombreux encouragements et pour avoir toujours cru en moi. Elle a été pour moi une source d'inspiration et de motivation. Je la remercie, ainsi que son père Jean-Marc, pour avoir contribué grandement à l'amélioration de la présentation de ce travail. De plus, je souhaite remercier ma famille et mes proches pour leur appui inconditionnel.

Finalement, je remercie M. François Bellavance et M. Paul Lanoie pour avoir accepté d'être membres du jury.

## Introduction

Plus que jamais, notre société fait face à de nombreux risques, notamment dans certains domaines tels que la santé (SRAS, VIH, grippe aviaire, *etc.*), l'environnement, les transports (accidents de la route et aériens) ainsi que la sécurité au travail. Il ne faut pas être utopique et penser que les risques doivent être éliminés complètement car, bien entendu, le gouvernement est restreint par une contrainte budgétaire. Les autorités publiques doivent donc déterminer le budget optimal à consacrer à chaque projet visant à diminuer les risques.

L'analyse avantages-coûts est un outil très utilisé pour l'évaluation de projets, surtout dans le domaine des transports. La tâche du gouvernement est de mettre en place des projets ou des réglementations qui généreront des bénéfices supérieurs aux coûts de leur implantation, et ce, dans une perspective nationale. Les coûts sont habituellement assez faciles à déterminer, mais comment évaluer les bénéfices reliés à la sauvegarde de vies humaines? Il est important de mentionner que nous ne parlons pas de la valeur d'une vie en particulier, mais bien d'un individu complètement anonyme parmi la société. Pour éviter les confusions, nous utiliserons l'appellation « valeur statistique d'une vie » (VSV). Nous ne voulons en aucun temps aborder les aspects sentimentaux et éthiques que pourrait engendrer une telle problématique. Si une petite fille tombe dans un puits, le gouvernement (ou la communauté) serait probablement incité à dépenser une somme très importante pour la sauver. Une même somme qui, investie ailleurs (infrastructures routières par exemple), aurait pu permettre de sauver plusieurs vies (Thaler, 1974). Il est donc essentiel de comprendre que le concept de la VSV ne repose pas sur la valeur du risque « certain » de décès, mais bien sur la valeur d'une petite variation du risque de décès (Viscusi, 2005).

« Les investissements du gouvernement dans les mesures de santé et de sécurité tendent à réduire un peu les risques auxquels font face d'importants segments de la population. C'est cette réduction des risques qu'on peut évaluer par l'analyse avantages-coûts. » (Secrétariat du Conseil du Trésor, 1998)

Tous les jours, les individus prennent des décisions qui reflètent la valeur qu'ils associent à leur santé et leur risque de décès, que ce soit en conduisant leur automobile, en fumant, ou en ayant un emploi dangereux (Viscusi et Aldy, 2003). Le risque fait en quelque sorte partie des préférences des individus. Chaque individu choisit, en partie, le niveau d'exposition au risque qui lui est optimal. Tout comme les gouvernements, la minimisation inconditionnelle du niveau de risque est non désirable pour l'individu en particulier. C'est par ces décisions de marché, impliquant habituellement un arbitrage (*trade-off*) entre le risque et une certaine somme d'argent, que les économistes tentent de mesurer le montant que la société est prête à payer pour sauver une vie humaine. Les économistes, étant des spécialistes de l'allocation des ressources rares, se sont mis au travail et ont tenté de mesurer la valeur statistique d'une vie humaine.

Depuis les années 70, le nombre d'études réalisées sur le sujet est impressionnant. Plusieurs valeurs ont été estimées, et ce, à l'aide de plusieurs méthodes. La difficulté des gouvernements à choisir une valeur, provient de la grande variabilité dans les résultats obtenus. En effet, les VSV observées varient de 0,5 million de dollars jusqu'à 50 millions de dollars (\$ US 2000).

L'objectif principal de ce mémoire est d'aider à comprendre d'où vient cette grande variabilité dans les résultats. Nous désirons donc analyser la sensibilité des valeurs obtenues empiriquement par rapport aux caractéristiques de la population à l'étude (revenu moyen, niveau de risque initial, race, sexe, *etc.*). Aussi, nous vérifierons si les différences de méthodologies entre les études influencent les résultats obtenus. Nous croyons que nos résultats permettront de mieux comprendre toute la problématique entourant l'évaluation d'une vie humaine et nous aidera à mieux mettre en garde les décideurs publics face au choix d'une valeur dans leurs analyses avantages-coûts. Pour réaliser cet objectif nous utiliserons un outil statistique de plus en plus populaire dans la littérature économique et financière, la méta-analyse.



Les trois prochains chapitres de ce mémoire consistent en une revue de la littérature qui présente les principales méthodes utilisées pour inférer la VSV. Nous faisons en même temps un survol des travaux ayant le plus contribué à l'avancement des connaissances sur le sujet. Au premier chapitre nous étudions l'approche du capital humain, qui associe la valeur de la vie d'un individu à sa contribution au bien-être de la société.

Ensuite, au deuxième chapitre, nous analysons l'approche de la disposition à payer (DAP). Cette dernière se base sur la volonté à payer d'un individu pour réduire son risque de décès ou sa disposition à accepter un certain montant pour voir son espérance de vie diminuer. Étant l'approche la plus acceptée et la plus documentée, nous y consacrons la plus grande partie de ce travail. Nous effectuons une dérivation théorique du modèle et nous tentons de déduire le comportement de la volonté à payer suite à une variation dans la richesse initiale ainsi qu'une variation de la probabilité de décès initiale de l'individu. Nous regardons également la relation qu'il y a entre l'aversion au risque d'un individu et sa volonté à payer. Ce chapitre nous permet de mieux comprendre les concepts qui nous seront utiles lors de la méta-analyse.

Le troisième chapitre introduit brièvement les modèles utilisant l'approche QALY (*quality-adjusted life year*). Ces modèles prennent en considération la qualité de vie des individus qui sont sauvés par l'intervention gouvernementale. L'utilisation de cette méthode se fait principalement dans les domaines de la médecine et de la santé publique.

Par la suite, le quatrième chapitre analyse les concepts de base dans l'utilisation de la disposition à payer dans les politiques publiques impliquant la sauvegarde de vies humaines. Nous y présentons, entre autres, un article de Drèze (1992) où celui-ci utilise une approche intéressante permettant d'utiliser la disposition à payer dans la détermination du niveau de sécurité optimal par les gouvernements.

Au cinquième chapitre, nous montrons, étape par étape, la façon dont les chercheurs parviennent empiriquement à mesurer la valeur statistique d'une vie humaine. Nous effectuons également un survol des différents choix méthodologiques, effectués par les chercheurs, pouvant avoir un impact sur l'estimation de la VSV.

Le sixième chapitre se consacre entièrement à l'analyse de ce puissant outil statistique qu'est la méta-analyse. Dans un premier temps, nous définissons la méta-analyse et nous exposons ses avantages et ses limites. Dans un deuxième temps, nous faisons un survol de quelques méta-analyses présentes dans la littérature et portant sur la valeur statistique d'une vie humaine. Nous pourrions éventuellement comparer nos résultats avec ces dernières. La fin de ce chapitre présente en détail la méthodologie qui a été retenue pour effectuer notre méta-analyse. Celle-ci repose sur le modèle à effets aléatoires (Cooper et Hedges, 1994). Nous croyons qu'elle est la plus appropriée pour ce genre de travail, puisqu'elle tient compte de l'hétérogénéité dans les estimations de la valeur de la vie. C'est par cette approche innovatrice que ce travail se distingue des autres méta-analyses effectuées sur le sujet.

Dans le septième chapitre, nous procédons à l'analyse de l'échantillon retenu. Nous expliquons d'abord clairement toutes les étapes qui ont mené à son élaboration. Ensuite, nous poursuivons avec l'analyse descriptive de cet échantillon.

Le huitième chapitre est consacré aux résultats de la méta-analyse. Nous les présentons et les analysons de façon exhaustive. Nous prenons le temps de bien comprendre la signification de chacun des coefficients présentés dans les différents tableaux. Finalement, nous discutons des implications de ces résultats pour les décideurs publics.

# Chapitre 1

## Le capital humain

Cette approche mesure la valeur d'une vie humaine à partir de sa contribution au bien-être de la société. Elle se mesure en terme de revenu et de production (PIB). Dublin et Lotka (1947) définissent la valeur d'une vie humaine comme étant la valeur actualisée des revenus nets futurs d'un individu. Cela correspond à ses revenus bruts moins ce qu'il dépense pour lui-même (soit sa consommation). Selon cette approche, la valeur d'une vie serait obtenue de la façon suivante :

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

où  $V_{ia}$  est la valeur de l'individu  $i$  à l'âge  $a$ ,  $Y_n$  est le revenu brut de l'individu à la période  $n$ ,  $C_n$  est la consommation à la période  $n$ ,  $P_a^n$  est la probabilité à l'âge  $a$  de vivre jusqu'à l'âge  $n$  et  $r$  est le taux d'actualisation. Ce taux d'actualisation devrait être proche d'un rendement à long terme sur un actif très peu risqué, comme un bon du Trésor ou une obligation gouvernementale. La consommation de l'individu peut être interprétée comme un coût de subsistance. Seuls les revenus de travail doivent être pris en considération, car les éléments patrimoniaux (mobiliers, immobiliers, *etc.*), ne disparaissent pas lorsque l'individu décède et ils continuent à produire un revenu aux autres membres de la société, surtout à sa famille.

Cette approche a la qualité d'être actuarielle et simple d'application. Mais elle s'est attirée un grand éventail de critiques. D'abord, en se concentrant seulement sur les revenus, cette approche oublie complètement le désir individuel de vivre (Arthur, 1981) et donc les préférences des individus. Par exemple, une découverte médicale qui prolongerait l'espérance de vie de 75 à 85 ans, n'aurait aucune justification sociale, puisqu'à cet âge les revenus de travail sont habituellement nuls. Ensuite, l'hypothèse que la maximisation du bien-être nécessite la maximisation du PIB n'est pas tout à fait juste. En effet, supposons un projet d'investissement impliquant la

construction d'une usine très polluante. La résultante serait une augmentation du PIB, mais il n'est pas certain que le bien-être général de la population en serait augmenté. L'approche du capital humain ne tient donc pas compte des coûts sociaux. De plus, nous pouvons mettre en doute la pertinence de la variable  $Y_n$  (revenus bruts) pour mesurer la contribution d'un individu au bien-être d'une société. Une telle méthode soutiendrait qu'un joueur de hockey apporte plus à une société qu'un médecin ou un professeur. Finalement, l'utilisation stricte d'une telle approche peut attribuer une valeur nulle ou négative à la vie de retraités, de femmes au foyer et de chômeurs, puisqu'ils n'ont aucun revenu de travail. Cela soulève une sérieuse question d'équité.

Nous pouvons, par contre, utiliser l'approche brute pour éviter d'obtenir des valeurs négatives. Celle-ci est présentée à l'équation (2). L'interprétation économique de cette modification stipule que la consommation ( $C_n$ ) soustraite des revenus bruts de l'individu, dans l'approche nette, doit plutôt être ajoutée pour tenir compte de la perte pour cet individu (de ne plus consommer). L'approche nette est toutefois plus cohérente avec les théories du capital. En effet, les flux de revenus du capital (humain) y sont ainsi calculés en déduisant les coûts de maintenance (subsistance), comme tout capital non humain.

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

À ses débuts, l'approche du capital humain apporta beaucoup aux théories d'assurance-vie. Celle-ci fut également introduite en économie de la santé par des travaux de Fein (1958) sur les maladies mentales, de Mushkin (1962) et de Rice (1967). À partir des années 70 une nouvelle approche est apparue dans la littérature, celle de la disposition à payer (DAP). Dionne *et al.* (2002) recommandent de ne plus utiliser l'approche du capital humain et soutiennent que la DAP repose sur des fondements théoriques beaucoup plus solides. Il est vrai que cette dernière méthode est acceptée et recommandée par la majorité des auteurs en économie. Toutefois, selon Lanoie (1993), dans la pratique, les analystes et les décideurs font encore souvent référence à l'approche du capital humain.

## Chapitre 2

### La disposition à payer

Ces dernières années, l'approche la plus populaire pour déterminer la valeur statistique d'une vie humaine, est sans contredit celle de la disposition à payer (*willingness-to-pay*). La valeur de la vie est mesurée par le montant qu'une personne est prête à payer pour diminuer son exposition au risque. À l'opposé, la disposition à accepter (*willingness-to-accept*) est le montant qu'une personne serait prête à accepter pour voir son exposition au risque augmenter. La valeur statistique d'une vie humaine se calcule donc par la somme d'argent qu'une société est prête à payer pour réduire l'exposition au risque de chacun de ses membres. On valorise ainsi l'effort fourni pour réduire la probabilité de décès.

Cette approche a plusieurs avantages comparativement à celle du capital humain. D'abord, elle tient compte du désir individuel de vivre plus longtemps (Arthur, 1981). Une découverte médicale qui prolongerait l'espérance de vie de 75 à 85 ans, aurait une justification sociale avec cette approche. En effet, la plupart des personnes seraient disposées à payer un certain montant pour bénéficier de ces années supplémentaires. Ce concept valorise donc la vie en soi et non pas seulement les conséquences de la mort, ce qui évite les valeurs nulles ou négatives (Le Pen, 1993).

Prenons par exemple, une société composée de 1 million de personnes. Si chacune de ces personnes est prête à payer 100 \$ pour réduire la probabilité de décès de 3/100 000 à 1/100 000, ce qui correspond à 20 vies pour cette société, alors la disposition à payer pour sauver ces 20 vies est de 100 millions de dollars. Cela équivaut à 5 millions de dollars par vie sauvée. Si ces individus avaient accès à un marché d'assurances, la prime moyenne serait donc de 100 \$ pour profiter de cette baisse de risque.

Il y a deux grandes méthodes pour mesurer la disposition à payer. Il y a l'approche par les préférences révélées (ou déclarées), ainsi que la méthode d'évaluation contingente.

## **2.1 L'approche des préférences révélées**

L'hypothèse de cette méthode soutient que les individus révèlent leurs préférences par leur comportement sur le marché (Dionne et Lanoie, 2004). Leurs préférences pour le risque se reflètent dans des décisions impliquant un arbitrage entre une certaine somme et un risque. Cette approche a l'avantage de se baser sur des faits réels et observables.

La majorité des travaux utilisant cette méthode sont du type risque-salaire. Son but est de mesurer la valeur d'une augmentation du risque dans un environnement de travail. Pour ce faire, on construit une base de données incluant plusieurs types d'emplois. On trouve ensuite les salaires moyens de ces emplois, les niveaux de risque de décès associés et quelques caractéristiques reliées à l'emploi. On effectue ensuite une régression des salaires moyens sur les différentes caractéristiques. Le coefficient obtenu associé à la variable risque correspond à une prime de risque salariale en pourcentage, que l'individu accepte en échange d'une variation de risque marginale. Il s'agit ici d'une disposition à accepter (ou à recevoir).

Certains auteurs sont plutôt sceptiques quant à l'utilisation des divergences de salaires pour inférer la disposition à accepter des individus à la suite d'une variation du risque de mortalité. Le Pen (1993) énumère quatre grandes raisons qui poussent à croire que les différences entre salaires ne sont pas de bonnes mesures des différences de risque de mortalité entre emplois :

- L'information que détiennent les travailleurs sur les risques qu'ils encourent est imparfaite.
- Les emplois risqués attirent en général des individus ayant une aversion au risque plus faible, exigeant des primes de risques moins élevées.

- Il y a des imperfections sur le marché du travail.
- La prime de risque effective ne couvre pas seulement le risque de décès, mais l'ensemble des risques encourus (blessures, invalidités, *etc.*).

Dans un même ordre d'idée, Dionne et Lanoie (2004) soulignent que l'approche des préférences révélées utilisant la méthode risque-salaire ne peut fonctionner que si les deux hypothèses suivantes sont respectées. D'abord, on suppose que les travailleurs sont en situation d'information complète sur les risques encourus des différents emplois. Si cette information n'est pas juste, alors les demandes salariales pour ces emplois ne reflèteront plus les vrais risques et les résultats de l'étude seront biaisés.<sup>1</sup> La deuxième hypothèse stipule que chaque travailleur choisit librement son emploi et peut le changer quand bon lui semble. Cette hypothèse permet également d'avoir des primes de risque non biaisées. Par exemple, si un travailleur ne peut changer d'emploi facilement, à la suite d'une hausse de son risque et que son salaire n'augmente pas convenablement, la prime de risque ne reflètera plus le vrai risque encouru.

La principale difficulté dans l'application de la méthode risque-salaire repose sur la construction de la base de données. En effet, pour être le plus juste possible, il faut construire une base très désagrégée sur chaque type d'emplois dans une même industrie, ce qui peut entraîner un très grand nombre de catégories.

D'autres travaux utilisant la même méthode des préférences révélées tentent de déduire les préférences des individus dans leurs choix de consommation quotidienne. Plus spécifiquement il s'agit d'analyser les choix impliquant des arbitrages entre des montants et des risques, comme lors de l'achat d'un détecteur de fumée. Encore une fois, les consommateurs doivent avoir accès à l'information exacte concernant les niveaux de réduction de risque reliés dans l'achat de ces biens. Dans le cas contraire l'analyse sera encore une fois biaisée.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Un des objectifs conjoints des gouvernements et des syndicats est justement de fournir cette information aux travailleurs.

<sup>2</sup> Nous ne ferons pas une analyse exhaustive des études utilisant le marché des biens de consommation. Nous suggérons au lecteur intéressé de consulter Dardis (1980), Blomquist (1979), ainsi que Dreyfus et Viscusi (1995).

## 2.2 L'approche de l'évaluation contingente

Développée dans les années 50, cette approche s'est beaucoup perfectionnée depuis. La quantité de travaux utilisant cette méthode ne cesse de se multiplier, surtout aux États-Unis et en Grande-Bretagne. La raison de cette popularité vient du fait qu'elle est applicable pour toute la population et non pas seulement les salariés, en toutes circonstances et pour toute valeur économique.

Son principe est simple. Il s'agit de construire un questionnaire qui permet de révéler la disposition à payer des répondants face à des situations de marché hypothétiques. Cette méthode tente ainsi d'imiter les comportements sur le marché normal (réel), mais sans les imperfections pouvant biaiser les montants révélés. Le grand avantage de cette méthode consiste en la possibilité pour le chercheur de construire son questionnaire et de choisir son échantillon pour en retirer exactement l'information désirée (Lanoie *et al.*, 1995). Par contre, les personnes ayant complété le questionnaire auraient peut-être répondu différemment si elles avaient été réellement confrontées à la situation. Il s'agit du principal inconvénient de cette méthode.

## 2.3 Le modèle standard

Le modèle standard pour évaluer la valeur d'une vie humaine, basé sur le concept de la disposition à payer, fut initialement formulé par Drèze (1962). Par la suite, il fut principalement popularisé par Jones-Lee (1976), Schelling (1968), Mishan (1971) et Weinstein *et al.* (1980). Analysons maintenant en détail, la conception et les hypothèses de ce modèle.

Le modèle stipule que chaque individu est doté d'une richesse initiale  $w$  et n'est sujet qu'à seulement deux états de la nature possibles durant la période, soit être vivant ( $v$ ) ou mort ( $m$ ). Les probabilités associées à ces états sont respectivement  $p$  et  $(1 - p)$ . Le bien-être de l'individu est représenté par son utilité espérée,

$$EU(w) = (1 - p)U_v(w) + pU_m(w), \quad (3)$$



où  $U_v(w)$  et  $U_m(w)$  représentent respectivement ses fonctions d'utilité conditionnelles von Neumann-Morgenstern durant sa vie, ainsi qu'à sa mort. Pour sa part, la fonction  $U_m(w)$  décrit la satisfaction qu'obtient l'individu en laissant ses biens en héritage à ses proches. Elle peut également être interprétée comme une fonction d'utilité pour la famille.

De façon intuitive, on peut supposer que l'individu préfère la vie à la mort et donc que l'utilité retirée de la richesse est supérieure dans l'état  $v$  que dans l'état  $m$ . Nous avons l'inégalité suivante :

$$U_v(w) > U_m(w), \quad \forall w. \quad (4)$$

Cette richesse est la même dans les deux états de la nature puisqu'on suppose que l'individu a accès à un marché d'assurances pour se couvrir de toutes pertes financières ou matérielles (Dionne et Lanoie, 2004).<sup>3</sup>

La littérature propose souvent que l'utilité marginale retirée de la richesse est supérieure dans l'état de survie que dans l'état de décès,

$$U'_v(w) > U'_m(w), \quad \forall w. \quad (5)$$

Cette hypothèse provient, entre autres, de Pratt et Zeckhauser (1996), qui fondent leur argumentation sur un *dead-anyway effect*. Selon eux, l'individu doit nécessairement profiter davantage d'une augmentation de sa richesse alors qu'il est en vie plutôt que lorsqu'il est décédé. Toutefois, ce raisonnement exclut la présence d'assurance-vie, où l'individu peut transférer sa richesse d'un état de la nature à un autre. Dans un tel cas il pourrait égaliser son utilité marginale dans l'état  $v$  et  $m$ .

L'individu a également une aversion au risque dans les deux états de la nature. Cela signifie que son utilité marginale est positive et décroissante dans les deux états,

---

<sup>3</sup> Cette hypothèse n'est pas nécessaire à la dérivation du modèle, mais simplifie sa présentation.

$$U'_v(w), U'_m(w) \geq 0 \quad (6)$$

et

$$U''_v(w), U''_m(w) \leq 0. \quad (7)$$

Comme mentionné plus haut, la disposition à payer correspond au montant qu'une personne est prête à payer pour diminuer son exposition au risque. Dans ce modèle, il s'agit de se demander quel montant  $x$  de sa richesse initiale  $w$  l'individu serait prêt à payer pour voir sa probabilité de décès  $p$  se réduire à  $p^*$ , tout en gardant son utilité espérée constante. Il suffit donc de trouver le  $x$  qui satisfait cette égalité :

$$EU(w) = (1-p)U_v(w) + pU_m(w) = (1-p^*)U_v(w-x) + p^*U_m(w-x). \quad (8)$$

Selon la littérature, pour trouver la DAP, ou le terme  $x$  qui résout l'équation (8), il suffit d'effectuer la différentielle totale de l'équation par rapport à  $w$  et  $p$ , sous l'hypothèse qu'elle demeure constante,

$$dEU = \frac{\partial EU}{\partial w} dw + \frac{\partial EU}{\partial p} dp = 0. \quad (9)$$

Suite à quelques manipulations mathématiques nous trouvons :<sup>4</sup>

$$\frac{dw}{dp} = \frac{U_v(w) - U_m(w)}{(1-p)U'_v(w) + pU'_m(w)} = \frac{\Delta U(w)}{EU'(w)}, \quad (10)$$

soit la disposition à payer marginale, correspondant au taux marginal de substitution entre la richesse et la probabilité de décès. Le terme au numérateur représente la différence, en terme d'utilité, entre la vie et la mort. Le dénominateur représente plutôt l'espérance de l'utilité marginale de la richesse. C'est cette dernière expression qui est utilisée dans les études empiriques pour calculer la valeur statistique d'une vie. Avec ce montant que l'individu est prêt à payer pour éviter une petite variation de risque ( $dp$ ), nous pouvons déterminer la valeur de la vie correspondante :  $(dw/dp)/\Delta p$ . Si l'on reprend l'exemple vu précédemment, où chaque individu d'une

---

<sup>4</sup> Voir l'annexe 1 pour la dérivation complète.

société est prêt à payer 100 \$ pour réduire sa probabilité de décès de 3/100 000 à 1/100 000, on trouve que le  $\Delta p$  correspondant est de 2/100 000 et que  $dw/dp$  est de 100 \$. La valeur de la vie correspondante est donc de  $100/(2/100\,000)$ , soit de 5 millions de dollars.

À l'aide de l'hypothèse (4), nous pouvons affirmer que l'individu demandera toujours une compensation positive pour subir une augmentation de son risque. À l'inverse, il acceptera toujours une compensation négative pour profiter d'une diminution de son risque.

Afin de déterminer la forme des courbes d'indifférence dans le plan  $(w, p)$ , nous devons d'abord effectuer une dérivée de la disposition à payer par rapport à  $p$ , pour déterminer comment elle réagit face à une variation de son exposition au risque initiale :<sup>5</sup>

$$\frac{dDAP}{dp} = \frac{d^2w}{dp^2} = - \frac{(U_v(w) - U_m(w))(U'_m(w) - U'_v(w))}{[pU'_m(w) + (1-p)U'_v(w)]^2}. \quad (11)$$

Le résultat est ambigu, tout dépend de l'hypothèse (5). Si nous l'acceptons et affirmons que l'utilité marginale de la richesse est supérieure dans l'état de survie, alors nous pouvons avancer, tout en tenant compte des hypothèses (4) et (6), que l'équation (11) est positive. Ainsi, la disposition à payer de l'individu croît avec son niveau de risque initial. L'interprétation économique de ce résultat démontre que les individus préalablement exposés à un plus grand risque (pompiers, mineurs, *etc.*) devraient, en général, être plus réticents à une augmentation de leur risque que d'autres individus, et ce, pour un même niveau de variation. Ce résultat n'obtient toutefois pas l'unanimité parmi les auteurs sur le sujet. Smith et Desvousges (1987), à l'aide d'un questionnaire, obtiennent des résultats contraires. En effet, la DAP est davantage élevée pour des risques plus faibles. Breyer et Felder (2005), analysent précisément la relation entre le risque de décès initial et la disposition à payer des individus dans diverses circonstances. Ils tentent, entre autres, de déterminer si le

<sup>5</sup> Voir l'annexe 2 pour la dérivation complète.

raisonnement intuitif de Pratt et Zeckhauser (1996) tient la route. Ils arrivent à deux grandes conclusions. Tout d'abord, en présence d'un marché d'assurance parfait, un individu égoïste<sup>6</sup> et possédant une aversion pour le risque, verra toujours sa DAP augmenter avec le risque de décès. Cependant, ceci est principalement dû à un effet revenu plutôt qu'au *dead-anyway effect* de Pratt et Zeckhauser. Ensuite, pour un individu altruiste, les auteurs affirment que le résultat peut être inversé. Il arrive que la DAP diminue avec le risque initial. Une condition suffisante consisterait à ce qu'une partie significative de la richesse soit perdue lors du décès de l'individu (comme du capital humain). Parallèlement, Dachraoui *et al.* (2004) soutiennent qu'il est très difficile de prédire la décision d'autoprotection et de volonté à payer lorsque la probabilité est inférieure à ½. Les auteurs démontrent que, dans un tel cas, l'effet d'une augmentation du risque peut se traduire autant par une baisse que d'une hausse de la prime de risque. Ceci s'applique à notre analyse, puisque la probabilité de décès initiale est toujours inférieure à ½. Nous allons donc conclure que la relation entre la DAP et le risque de décès initial reste ambiguë.

Il serait également intéressant d'effectuer une dérivée de la DAP par rapport à  $w$ , afin de trouver l'effet de la richesse initiale sur la DAP. Intuitivement on pourrait s'attendre à ce qu'une personne plus riche soit disposée à payer davantage qu'une personne plus pauvre. Après quelques calculs nous trouvons :<sup>7</sup>

$$\frac{dDAP}{dw} = \frac{d^2w}{dpdw} = \frac{EU'(w)(U'_v(w) - U'_m(w)) - EU''(w)(U_v(w) - U_m(w))}{[EU'(w)]^2}. \quad (12)$$

Encore une fois, si nous acceptons l'hypothèse (5), nous pouvons affirmer, à l'aide des hypothèses (6) et (7), que l'équation (12) est positive. La disposition à payer augmente avec le niveau de richesse initiale de l'individu. Ce résultat ne constitue pas vraiment un problème puisqu'il fait l'unanimité dans la littérature. Il soulève cependant une question d'équité. Comme le souligne Michaud (2001), les projets qui

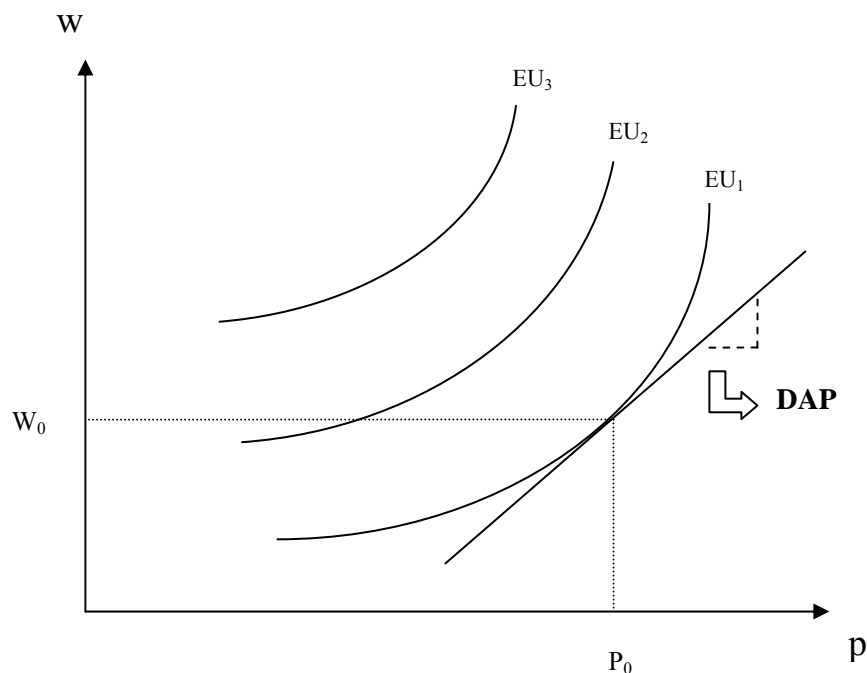
<sup>6</sup> Par égoïste, nous entendons une personne qui préférera toujours la consommation à l'héritage.

<sup>7</sup> Voir l'annexe 2 pour la dérivation complète.

concernent des gens aisés risquent d'être préférés aux projets qui touchent des gens plus pauvres.

Si nous acceptons l'hypothèse que l'utilité marginale de la richesse est plus élevée dans la vie que dans la mort, les équations (11) et (12) sont positives et nous pouvons tracer les courbes d'indifférence de l'individu entre sa richesse et sa probabilité de décès. Comme l'illustre le graphique 1, les courbes d'indifférence sont convexes et leurs pentes sont positives. La pente des courbes d'indifférence correspond au taux marginal de substitution entre la richesse et la probabilité de décès, soit la disposition à payer de l'individu. Pour un même niveau d'utilité espérée, une augmentation de la richesse ou de la probabilité de décès augmente la pente de la tangente, donc augmente la DAP. Similairement, pour une même probabilité de décès, l'individu passe nécessairement à un niveau d'utilité espérée supérieur, lorsque sa richesse augmente. À l'inverse, pour un niveau de richesse fixe, une augmentation de sa probabilité de décès lui entraîne une baisse de son utilité espérée.

**Graphique 1**  
**Forme des courbes d'indifférence entre la richesse**  
**et la probabilité de décès**



## 2.4 L'aversion au risque et la DAP

La littérature suggère fréquemment que l'aversion au risque peut modifier la disposition à payer des individus. On prétend souvent que les individus ayant une plus grande aversion au risque sont disposés à payer davantage pour réduire leur probabilité de décès (Eeckhoudt et Hammitt, 2001). Ceci peut créer des problèmes dans la détermination de la valeur statistique d'une vie humaine à l'aide d'une méthode risque-salaire. En effet, dans le marché compétitif du travail, il y a une répartition naturelle des individus plus riscophobes vers les emplois moins risqués et *vice versa*. Les études qui utilisent une méthode risque-salaire pourraient donc sous-estimer la valeur statistique de la vie des individus qui décident de ne pas travailler dans des emplois risqués et surestimer la valeur de la vie des individus qui détiennent des emplois plus risqués (Eeckhoudt et Hammit, 2004).

Dachraoui *et al.* (2004), tentent d'expliquer comment les comportements des gens face aux risques influencent leur disposition à payer pour réduire ces risques. Pour y arriver, ils utilisent une aversion au risque mélangée (*mixed risk aversion*), qui est souvent attribuée aux fonctions d'utilité croissantes ayant des dérivées de signes alternés.<sup>8</sup> Ils parviennent à démontrer que, si un certain individu A est plus riscophobe qu'un autre individu B, il aura une disposition à payer pour réduire son risque plus élevée que B, seulement si la probabilité de décès est inférieure à  $\frac{1}{2}$ . Nous pouvons ainsi affirmer qu'en général la disposition à payer des individus peut augmenter avec l'aversion au risque, puisque dans la grande majorité des cas cette condition sera respectée.

---

<sup>8</sup> Pour une analyse plus détaillée de ce concept voir Caballé et Pomansky (1996).

## Chapitre 3

### L'approche QALY

L'approche QALY (*quality-adjusted life-year*) figure parmi les plus importantes pour évaluer la valeur d'un changement dans les risques concernant la santé et la mortalité d'un individu. Elle est surtout utilisée dans les domaines de la médecine et de la santé publique. Pour sa part, la disposition à payer est plutôt employée dans l'évaluation de risques environnementaux et dans les transports (Hammit, 2002). Analysons d'abord l'approche QALY et ensuite nous ferons une comparaison avec la DAP.

#### 3.1 Le modèle

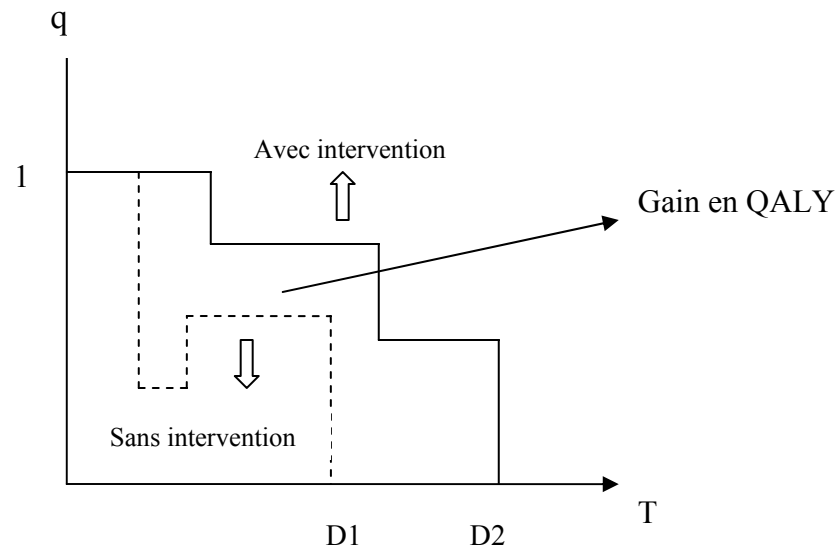
L'idée derrière l'approche QALY repose sur le principe que certaines interventions gouvernementales ne font pas seulement que sauver des vies humaines, mais peuvent également améliorer la qualité de vie. Supposons qu'un gouvernement soit dans l'obligation de choisir entre deux projets; le premier entraîne la sauvegarde de deux vies par année, le deuxième permet de sauver une vie et une dizaine de blessés graves par année. Lequel de ces deux projets devrait-il adopter? S'il ne tient pas compte des blessés, le gouvernement pourrait prendre des décisions qui ne maximise pas les états de santé agrégés d'une société, surtout selon l'hypothèse que certains états de santé peuvent être pires que la mort. QALY est donc une méthode qui permet de mesurer les bénéfices d'une intervention gouvernementale en terme de quantité et de qualité de vies sauvées.

La valeur attribuée à la santé d'un individu correspond au produit arithmétique de l'espérance de vie ( $T$ ) (ou durée de vie) et d'une certaine mesure de qualité de vie ( $q$ ). L'individu passe au travers différents états de santé au cours de sa vie, la mort étant le dernier. Il s'agit donc de pondérer chacune des années de vie restantes par un indice représentant l'état de santé de l'individu,

$$Q = \sum_{i=1}^N q_i T_i . \quad (14)$$

L'équation (14) sépare la vie de l'individu en  $N$  périodes, expérimentant des états de santé différents dans chacune d'elles. Un QALY, qui représente une année complète avec un état de santé optimal, constitue l'unité du résultat obtenu à cette équation. Comme la DAP, le modèle QALY représente en quelque sorte la fonction d'utilité de l'individu, avec ses préférences face à sa santé. Il préférera toujours une situation lui procurant plus de QALY.<sup>9</sup> Tel que présenté au graphique 2, la valeur de l'intervention gouvernementale est donc mesurée par la différence entre le nombre de QALY obtenu avec et sans l'intervention (Hammit, 2002).

**Graphique 2**  
**Gain d'une intervention gouvernementale selon QALY**



### 3.2 Les indices de qualité de vie

Dans l'équation (14), la difficulté consiste à bien évaluer cette mesure  $q$ . Plusieurs instruments ont été construits pour effectuer cette tâche. Nous présenterons les deux

<sup>9</sup> En d'autres mots, il préférera toujours la loterie qui lui procure un nombre de QALY espéré le plus élevé.



principaux : le Health Utilities Index Mark 3 (Feeny *et al.*, 1995 et 1996) et l'EuroQol EQ-5D (Kind, 1996).

Le Health Utilities Index Mark 3 (HUI3) est un indice d'états de santé qui classifie les différents états possibles à l'aide d'un système à huit dimensions ou caractéristiques : la vision, l'audition, l'élocution, la mobilité, la dextérité, l'émotion, la pensée et la mémoire, ainsi que la douleur. Chacune de ces dimensions est évaluée sur une échelle à cinq ou six niveaux. En partant de l'état où il n'y a aucune restriction à celle comportant de graves restrictions, on totalise 972 000 états différents possibles. Pour obtenir la mesure de qualité de vie individuelle  $q$ , une simple fonction multi-attributs doit être appliquée,<sup>10</sup>

$$q = 1,371(b_1 \times b_2 \times b_3 \times b_4 \times b_5 \times b_6 \times b_7 \times b_8) - 0,371, \quad (15)$$

où les  $b$  sont les valeurs obtenues dans le tableau 1.

**Tableau 1**  
**Health Utilities Index Mark 3**

Niveau	Vision	Audition	Élocution	Mobilité	Dextérité	Émotion	Pensée/mémoire	Douleur
1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
2	0.98	0.95	0.94	0.93	0.95	0.95	0.92	0.96
3	0.89	0.89	0.89	0.86	0.88	0.85	0.95	0.90
4	0.84	0.80	0.81	0.73	0.76	0.64	0.83	0.77
5	0.75	0.74	0.68	0.65	0.65	0.46	0.60	0.55
6	0.61	0.61		0.58	0.56		0.42	

Par exemple, supposons un individu qui ne fait face à aucune restriction dans toutes les dimensions du présent tableau, sauf en ce qui a trait à l'audition (niveau 2) et à la dextérité (niveau 3). La valeur attribuée à la santé de cet individu serait donc de 0,775.<sup>11</sup>

<sup>10</sup> Pour plus de détails concernant cette fonction voir Furlong *et al.* (1998).

<sup>11</sup>  $q = 1,371(1 \times 0,95 \times 1 \times 1 \times 0,88 \times 1 \times 1 \times 1) - 0,371 = 0,775$

Comme son nom l'indique, la deuxième échelle de qualité de vie, EuroQol EQ-5D, est d'origine européenne. Elle est simple à utiliser et encore plus rapide que HUI3. Elle évalue la santé d'un individu à partir de seulement cinq dimensions : mobilité, soins de soi, activités usuelles, douleur et inconfort, ainsi qu'anxiété et dépression. Chaque dimension est évaluée en trois points (1 : aucun problème, 2 : problème modéré, 3 : problème sévère). Cette échelle permet un total de 243 états de santé différents. En ajoutant les états d'inconscience et de mort, qui ne peuvent être mesurés par cette échelle, nous obtenons un total de 245 états. Ces états de santé sont représentés sous la forme de cinq chiffres. Par exemple, un score de 1-1-1-3-2 représente une personne éprouvant des douleurs extrêmes et étant quelque peu anxieux, alors que les trois autres dimensions ne sont pas affectées. Pour obtenir la valeur associée à chaque état de santé, nous devons utiliser le tableau 2, regroupant la perte de valeur associée à chaque réponse obtenue. Il s'agit de soustraire d'un état optimal ( $q = 1$ ) la somme des différentes pertes de valeur obtenue dans le tableau.<sup>12</sup>

De plus, si au moins un résultat se retrouve dans le niveau 2, il faut soustraire la constante 0,081 du résultat. En présence d'un résultat de niveau 3, on doit soustraire 0,269 (McDowell et Newell, 1996).<sup>13</sup>

**Tableau 2**  
**EuroQol EQ-5D**

Dimensions	Niveaux		
	1	2	3
Mobilité	0	-0,069	-0,314
Soins de soi	0	-0,104	-0,214
Activités usuelles	0	-0,036	-0,094
Douleur et inconfort	0	-0,123	-0,386
Anxiété et dépression	0	-0,071	-0,236

<sup>12</sup>  $q = 1 -$  (Sommes des pertes de valeur)

<sup>13</sup> Les chiffres présentés au tableau 2 ont été dérivés empiriquement par analyses de régression. On constate cependant deux fonctions « escalier » bien distinctes lorsque les répondants choisissent au moins un niveau 2 ou 3 (McDowell, 2006). C'est comme si on déplaçait complètement l'ordonnée à l'origine. C'est pour cette raison qu'il faut soustraire ces constantes. Pour une explication plus détaillée voir Dolan (1997).

Par exemple, l'individu ayant eu un score de 1-1-1-3-2 plus tôt, aurait une valeur attribuée à son état de santé de 0,193.<sup>14</sup>

Le tableau 3 illustre quelques autres exemples possibles. On réalise que certains scores peuvent entraîner des valeurs plus petites que zéro et que 1-1-1-1-1 représente l'état de santé optimal.

**Tableau 3**  
**Quelques exemples de l'échelle EuroQol EQ-5D**

État de santé	Valeur (q)
11111	1,000
11221	0,760
22222	0,516
23322	0,079
33332	-0,429

Appliquons maintenant ces concepts à un exemple d'intervention gouvernementale. Supposons deux individus (A et B) sur leur lit de mort. L'intervention permettra à l'individu A de prolonger sa vie de 15 années dans un état de santé  $q = 0,5$  constant jusqu'à sa mort (pour simplifier) et 10 années à l'individu B dans un état  $q = 0,9$  (également constant). En utilisant une variante de l'équation (14), pour des états de santé constants, nous obtenons :

$$Q = pq, \tag{16}$$

et ainsi,

$$Q_A = 0,5 \times 15 = 7,5$$

$$Q_B = 0,9 \times 10 = 9.$$

Dans cet exemple simpliste, où les états de santé sont constants et les coûts d'intervention identiques pour les deux individus, le gouvernement devrait d'abord favoriser l'individu B puisqu'il génère 1,5 QALY supplémentaires. Par contre, si les

---

<sup>14</sup>  $q = 1 - 0,386 - 0,071 - 0,081 - 0,269 = 0,193$

coûts sont différents, pour des maladies différentes, par exemple, alors le gouvernement, dans le but d'effectuer un ordonnancement, aura recours à un ratio coûts/utilité (*cost-effectiveness*), où l'utilité sera le gain en QALY de chacune des interventions.

L'approche QALY est de plus en plus utilisée dans d'autres domaines que la médecine et la santé publique. La *National Highway Traffic Safety Administration* (NHTSA) a développé un indice FCI (*Functional Capacity Index*) pour mesurer les pertes de qualité de vie provenant d'accidents automobiles. Par exemple, à l'aide de cet indice, nous obtenons des ratios coûts/QALY pour les sacs gonflables du côté conducteur et passager de respectivement 24 000 et 61 000 (\$ US 1993) par QALY sauvé (Graham *et al.*, 1997).

Une mesure de remplacement à QALY est DALY (*disability-adjusted life year*). Cette mesure est principalement utilisée dans les pays en développement (Fox-Rushby, 2002) et fut développée en 1994 par Christopher Murray. Contrairement à QALY, qui accorde la même valeur à chaque année de vie dans un même état de santé (peu importe l'âge), DALY accorde un poids supérieur aux années de milieu de vie et inférieur aux années de début (enfance) et de fin de vie (retraite). Les années de travail d'un individu contribuent davantage à la société, un peu comme dans l'approche du capital humain. Le facteur de poids est  $ye^{-\beta \cdot y}$ , où  $y$  est l'âge en années et  $\beta$  est un paramètre habituellement fixé à 0,04 (Hammit, 2002).<sup>15</sup>

### 3.3 WTP vs QALY

Le modèle QALY a pour objectif la maximisation de la santé agrégée d'une société. La santé  $y$  est mesurée en terme de QALY et la santé agrégée par la somme des QALY (Wagstaff, 1991). Le gouvernement, étant obligé de choisir entre plusieurs interventions, devrait procéder par un ratio coût-utilité pour effectuer l'allocation des ressources le plus efficacement possible. Cette approche semble appropriée pour

---

<sup>15</sup> Pour une présentation détaillée de cet indicateur voir Murray (1994).

effectuer un ordonnancement dans les interventions. Par contre, rien ne nous indique si la société est vraiment prête à payer pour celles-ci. Par exemple, si le gouvernement doit prendre une décision concernant une seule intervention, cette approche nous informera sur le gain en QALY qui s'en résultera, mais ne nous indiquera pas si ces QALY en valent le coût. De plus, comment un gouvernement peut-il comparer un projet dans le secteur de la santé, par exemple, où les bénéfices peuvent être mesurés en terme de QALY, avec un projet dans un autre secteur public, où les bénéfices ne peuvent pas être mesurés de cette façon? Il y a définitivement une nécessité de pouvoir déterminer la valeur d'un QALY.

Revenons à la problématique de départ de ce travail. Nous avons spécifié que le gouvernement est confronté à un problème lors de l'attribution d'une valeur monétaire à la sauvegarde de vies humaines, dans ses calculs avantages-coûts. Or, le modèle QALY, qui semble attrayant *a priori*, ne le permet pas et les études pour tenter d'estimer la valeur monétaire d'un QALY sont très peu nombreuses et non concluantes.

Deux principales raisons expliquent pourquoi très peu d'auteurs ont accordé une attention particulière à cette approche. Premièrement, pour être incorporé à l'analyse avantages-coûts, le modèle QALY doit reposer sur plusieurs hypothèses très restrictives (Pliskin *et al.*, 1980) :

- 1) *Risk neutrality over lifespan* : l'individu est neutre au risque face à son espérance de vie. Par exemple, il serait indifférent entre une loterie lui assurant de vivre les 25 prochaines années et une loterie avec 50 % de chance de vivre 50 années supplémentaires et 50 % de chance de mourir immédiatement.
- 2) *Constant proportional tradeoff of longevity for health* : la fraction de l'espérance de vie qu'un l'individu est prêt à sacrifier pour améliorer sa santé est constante dans le temps.

- 3) *Mutual utility independance* : l'utilité de l'individu à chacune des périodes est indépendante. Ses préférences face à des loteries sur sa santé sont indépendantes de son espérance de vie (longévité) et *vice versa*. De plus, ses préférences face aux loteries sur sa santé ou son espérance de vie sont indépendantes de sa richesse (revenu).

Deuxièmement, plusieurs s'entendent sur la structure du modèle QALY, soit qu'un certain poids  $q$  soit attribué à chaque année de vie restante  $T$ . Toutefois il n'y a aucun consensus sur la bonne façon d'obtenir ces poids. Ainsi, le choix d'un indice (HUI3, EQ-5D, *etc.*) et de ses poids correspondants reste encore très subjectif.

Compte tenu de ces remarques, la majorité des auteurs s'accordent pour dire que la DAP reflète plus justement les préférences des individus. L'approche QALY est cependant très intéressante, surtout du fait qu'elle tient compte de la possibilité de subir des blessures qui engendrent des états de santé pires que la mort. Par contre, plusieurs études devront encore être réalisées pour qu'elle soit acceptée par les politiciens et les économistes. Entre autres, l'idée d'utiliser la DAP pour mesurer la valeur des blessures corporelles serait une voie de recherche intéressante. Pour le reste du document, nous allons plutôt nous concentrer sur les décès seulement.

## Chapitre 4

### La DAP et la politique publique optimale

Ce chapitre analyse les concepts de base dans l'utilisation de l'approche de la disposition à payer pour les politiques publiques impliquant la sauvegarde de vies humaines. Nous introduisons du même coup, les plus importantes critiques à son sujet. Nous examinons en particulier les travaux de Drèze (1992), de Pratt et Zeckhauser (1996), ainsi que ceux de Viscusi (2000).

Le concept de la disposition à payer pour réduire le risque de mortalité (chapitre 2) est certainement l'approche la plus commune et la plus acceptée auprès des économistes (Viscusi, 1993). La majorité s'entend pour dire que la DAP est la meilleure méthode présentement pour mesurer les préférences individuelles. Toutefois, dans la plupart des analyses avantages-coûts impliquant des projets gouvernementaux, il ne s'agit pas de mesurer l'impact sur les préférences individuelles mais bien collectives.

Plusieurs auteurs se sont donc penchés sur la façon optimale d'agrèger les DAP individuelles pour arriver à une mesure sociale. Les pratiques courantes en matière d'analyse avantages-coûts évaluent les projets gouvernementaux en comparant la moyenne des DAP individuelles avec les coûts *per capita* des différents projets. Cette façon de faire est cependant critiquée par plusieurs chercheurs en économie publique et environnementale.

#### 4.1 La quantité efficiente de sécurité

Drèze (1992) utilise une approche intéressante qui permet d'utiliser la DAP pour déterminer le niveau de sécurité optimal qu'un gouvernement devrait établir. Les conditions d'optimalité de ce modèle nous apporteront quelques intuitions pertinentes au problème d'agrégation des préférences. Supposons une société composée de  $n$

individus ( $i = 1 \dots n$ ). Chaque individu choisit simultanément un niveau de dépense  $z_i$  en sécurité publique, où

$$\sum_{i=1}^n z_i = z \quad (17)$$

est le coût total de l'intervention publique. La probabilité de décès est  $p_i(z)$  avec

$$\frac{dp_i}{dz} < 0, \quad (18)$$

puisque l'augmentation de la dépense en sécurité diminue la probabilité de décès. L'espérance d'utilité individuelle est donc illustrée comme suit :

$$EU_i = p_i(z)U_{mi}(w_i - z_i) + (1 - p_i(z))U_{vi}(w_i - z_i), \quad (19)$$

où  $U_{mi}$  et  $U_{vi}$  sont les fonctions d'utilité conditionnelles de l'individu  $i$ , ce qui est similaire à l'équation (8) présentée au deuxième chapitre. Selon Drèze, pour arriver à une politique sociale efficiente au sens de Pareto, nous devons résoudre le problème suivant :

$$\text{Max}_{z, (z_i)_{i=1 \dots n}} \sum_i \lambda_i \{p_i(z)U_{mi}(w_i - z_i) + (1 - p_i(z))U_{vi}(w_i - z_i)\} - \lambda \sum_i (z_i - z), \quad (20)$$

où  $\lambda$  est le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte (17), et  $\lambda_i$  est un multiplicateur qui représente un point sur la frontière de Pareto (ensemble des meilleures solutions possibles).

Les conditions de premier ordre de ce système sont,

$$\sum_i \lambda_i \frac{dp_i}{dz} (U_{mi} - U_{vi}) + \lambda = 0 \quad (21)$$

$$-\lambda_i [p_i U'_{mi} + (1 - p_i) U'_{vi}] - \lambda = 0, \quad i = 1 \dots n. \quad (22)$$



Par manipulations mathématiques, nous pouvons éliminer le multiplicateur  $\lambda_i$  de chacune des deux CPO pour donner,<sup>16</sup>

$$\sum_i \frac{dp_i}{dz} \frac{U_{vi} - U_{mi}}{EU_i} = \sum_i \frac{dp_i}{dz} \phi_i = -1, \quad (23)$$

où  $\phi_i$  est la DAP que nous avons trouvée en (10),

$$\phi_i = \frac{U_{vi} - U_{mi}}{EU_i} = \frac{U_{vi} - U_{mi}}{(1 - p_i)U'_{vi} + p_i U'_{mi}}. \quad (24)$$

Il s'agit donc du montant maximum que l'individu  $i$  serait prêt à payer pour voir sa probabilité de décès diminuer de  $p_i$ .

Le terme  $\frac{dp_i}{dz}$  dans l'équation (23) est tout simplement l'inverse de la disposition à payer pour un projet individuel, mais de signe négatif (Michaud, 2001). Drèze continue son raisonnement en définissant,

$$c = \frac{-1}{\sum_i \frac{dp_i}{dz}} = \frac{-dz}{d \sum_i p_i}, \quad (25)$$

comme étant le coût marginal pour sauver une vie par l'intervention publique. Nous pouvons donc récrire (23) avec l'aide de (25) :

$$\sum_i \frac{dp_i}{dz} \phi_i = c \sum_i \frac{dp_i}{dz} \quad (26)$$

$$c = \frac{\sum_i \frac{dp_i}{dz} \phi_i}{\sum_i \frac{dp_i}{dz}}. \quad (27)$$

---

<sup>16</sup> Voir l'annexe 3 pour la dérivation complète.

Ensuite, l'auteur ajoute, puis soustrait la moyenne des DAP calculées ( $\frac{1}{n} \sum_i \phi_i$ ) au membre de droite :

$$c = \frac{1}{n} \sum_i \phi_i + \frac{\sum_i \frac{dp_i}{dz} \phi_i}{\sum_i \frac{dp_i}{dz}} - \frac{1}{n} \sum_i \phi_i \quad (28)$$

$$c = \frac{1}{n} \sum_i \phi_i + \sum_i \phi_i \left( \frac{\frac{dp_i}{dz}}{\sum_j \frac{dp_j}{dz}} - \frac{1}{n} \right) \quad (29)$$

$$c = \frac{1}{n} \sum_i \phi_i + \text{cov} \left( \frac{dp_i}{dz}, \phi_i \right). \quad (30)$$

Si nous prenons comme hypothèse qu'il n'y a pas de corrélation entre  $\frac{dp_i}{dz}$  et la mesure de disposition à payer  $\phi_i$ , plus particulièrement que  $\frac{dp_i}{dz} = \frac{dp_j}{dz}, \forall i, j$ ; alors le terme de droite de l'équation (30) est nul et nous obtenons :

$$c = \frac{1}{n} \sum_i \phi_i = \bar{\phi}. \quad (31)$$

La quantité de sécurité publique efficiente est donc obtenue lorsque le coût marginal pour sauver une vie est égal à la moyenne des dispositions à payer marginales dans la population.

Sans cette hypothèse, l'utilisation de la moyenne des dispositions à payer va créer un biais, puisqu'on oublie la covariance de l'équation (30). Dans la réalité, cette hypothèse n'est pas tout à fait plausible. Il y a certainement un lien entre la disposition à payer des individus et leur  $\frac{dp_i}{dz}$ . Plus la probabilité de décès ( $p_i$ ) d'un individu diminue avec l'intervention publique ( $z$ ), plus il devrait être disposé à payer pour en profiter.

## 4.2 Hétérogénéité dans les risques

Chaque individu est confronté à des niveaux de risque différents, ce qui influence du même coup les bénéfices retirés de chaque intervention. Viscusi (2000) va même jusqu'à décrire trois sources d'hétérogénéité dans les risques dont nous devrions tenir compte, afin de prendre des décisions plus efficaces en sécurité publique. D'abord, il y a l'hétérogénéité dans les expositions aux risques; chaque individu fait face à des niveaux de risques différents selon son travail, son âge, son sexe, *etc.* Par exemple, un employé de la construction a plus de chance de mourir d'un accident de travail qu'un employé de bureau. Une personne de 70 ans est plus susceptible de décéder d'un infarctus qu'une jeune personne.

Deuxièmement, nous retrouvons de l'hétérogénéité dans les dispositions à accepter le risque. Par exemple, certaines personnes vont éviter de marcher dans les parcs la nuit, par crainte d'être la cible d'une agression, tandis que d'autres ne le percevront pas comme un si grand risque.<sup>17</sup> De plus, les gens moins riscophobes auront tendance à accepter une plus faible compensation monétaire pour travailler dans des emplois dangereux.

Finalement, il y a l'hétérogénéité dans les préférences pour des activités qui impliquent des risques. La plongée sous-marine, le ski alpin, la motocyclette ou même la cigarette introduisent un plus grand risque, mais ces activités procurent également une satisfaction pour ceux qui les pratiquent, autres que le risque en soi.<sup>18</sup> Cette satisfaction varie d'une personne à l'autre.

Ces trois différentes sources d'hétérogénéité dans les risques sont évidemment très reliées. Les gens qui se passionnent pour les activités qui introduisent des risques élevés devraient être moins riscophobes. La cigarette est probablement le meilleur exemple pour illustrer ceci. Une étude de Viscusi et Hersch (1998) montre

---

<sup>17</sup> La perception du risque est donc différente pour chacun.

<sup>18</sup> Le risque en soi peut être un bénéfice pour les individus riscophiles.

effectivement que les hommes fumeurs ont 16 % plus de chance de ne pas mettre leur ceinture de sécurité en voiture que les hommes non fumeurs.<sup>19</sup>

### 4.3 La concentration des risques

Pratt et Zeckhauser (1996) montrent également que la concentration ou la dispersion des risques dans une population visée peut affecter la mesure de la disposition à payer agrégée. Supposons  $n$  individus, avec un risque agrégé égal à  $P$ . Chaque individu fait face à un risque de  $p = P/n$  et une diminution de risque de  $r = R/n$ . Les auteurs cherchent à savoir comment la disposition à payer agrégée pour réduire  $P$  d'une quantité  $R$  est affectée par le nombre d'individus exposés ( $n$ ). Deux effets peuvent influencer le résultat :

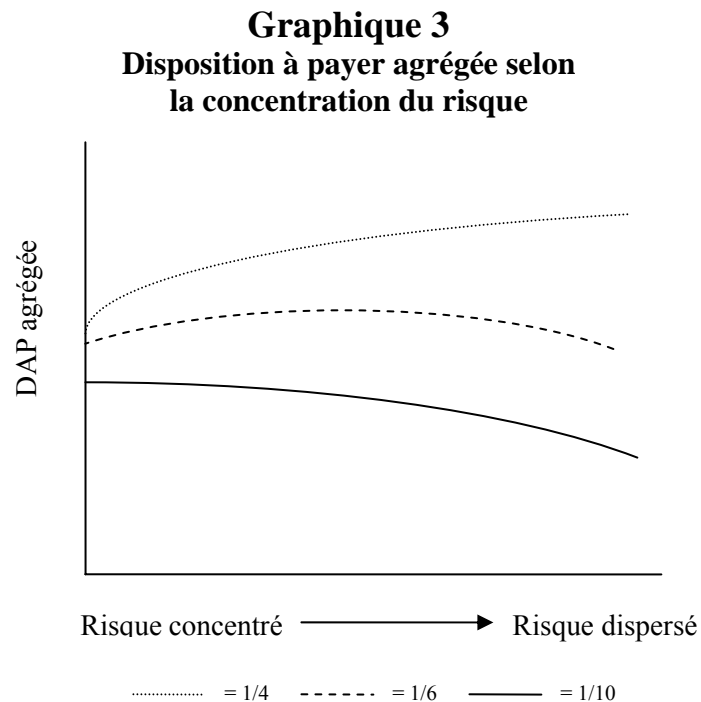
- Le *dead-anyway effect* entraîne que plus le risque est concentré, plus les personnes cibles deviennent identifiables et plus la disposition à payer est élevée. Par exemple, un individu atteint d'une grave maladie serait probablement prêt à sacrifier toute sa richesse pour une mince chance de survie.
- Le *high-payment effect*, à l'opposé, fait en sorte que plus le risque est concentré, plus les gens concernés vont payer, ce qui augmente leur utilité marginale de la richesse. Il se produit en quelque sorte un effet revenu qui, pour un gain d'utilité donné, diminue la DAP des gens concernés lorsque le risque est plus concentré. Par exemple, la disposition à payer d'une petite communauté, pour réduire une certaine probabilité de décès provenant de déchets toxiques, pourrait atteindre 1 million de dollars. Par contre, il est peu probable qu'un individu supportant le risque à lui seul payerait 1 million de dollars pour la même réduction de probabilité de décès.

À l'aide de fonctions d'utilité identiques à celles que nous avons utilisées à la section 2.3, Pratt et Zeckhauser illustrent la relation d'arbitrage qu'il y a entre ces deux effets

---

<sup>19</sup> Mais ces mêmes individus peuvent aussi sous-estimer les deux risques.

(graphique 3). Trois courbes y sont représentées : une première pour une réduction de 1/4 du niveau de risque initial, une deuxième pour une réduction de 1/6 et une dernière pour une réduction de 1/10.

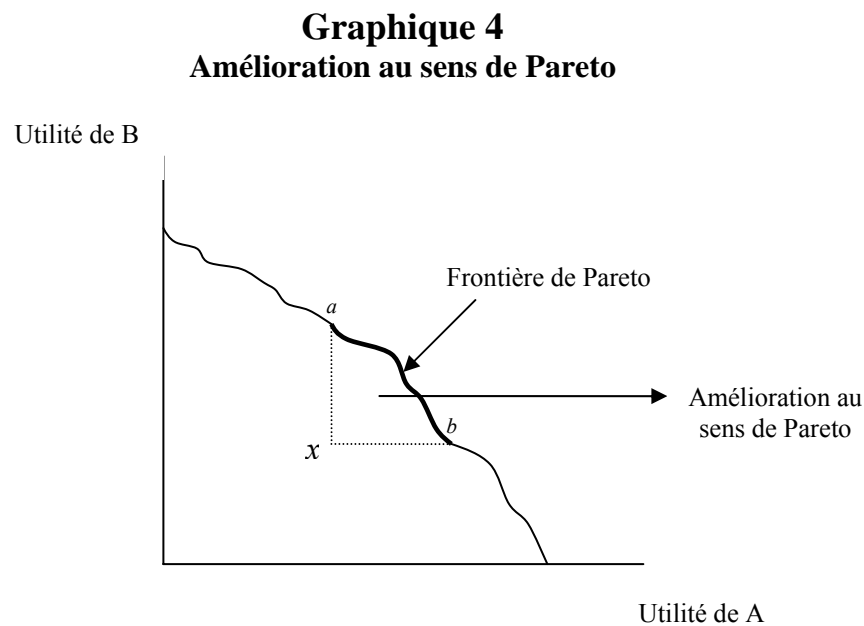


Comme ce à quoi l'on s'attendait, la disposition à payer est plus élevée pour une grande réduction de risque (1/4) et plus faible pour une petite réduction (1/10). Les courbes ont trois formes différentes. D'abord pour une grande réduction de risque (1/4), la pente de la courbe est positive en tous points puisque le *high-payment effect* prédomine. Plus le risque est dispersé, plus la disposition à payer agrégée sera élevée. Ensuite, pour une réduction moyenne (1/6), le *high-payment effect* prédomine quand seulement une petite partie de la population est à risque. Le *dead-anyway effect* prend par contre le dessus lorsque le risque est plus dispersé et ainsi la pente devient négative. Finalement, pour les petites réductions de risque (1/10), le *dead-anyway effect* prédomine pour tous les niveaux de concentration de risque. Ce qui confère à la courbe une pente négative. La DAP agrégée est donc plus élevée lorsque le risque est concentré. Puisque la majorité des interventions gouvernementales impliquent de très

petites réductions de probabilités de décès, nous pouvons supposer que le *dead-anyway effect* devrait être l'effet ayant la plus grande influence.

#### 4.4 Répartition de la richesse

Comme le stipule Drèze (1992), un projet gouvernemental devrait être approuvé seulement si celui-ci apporte une amélioration au sens de Pareto. Celle-ci est réalisée lorsque le projet augmente la qualité de vie d'au moins une personne sans détériorer celle d'une autre. Le graphique 4 illustre la situation pour deux individus (A et B).



Considérons l'allocation  $x$  comme étant le point de départ. Il est évident qu'il y a moyen d'améliorer la situation de A et B en changeant pour une allocation qui permet d'être sur le segment  $ab$  de la frontière.

Toutefois, la majorité des politiques gouvernementales ne permettent pas une amélioration directe au sens de Pareto. Il est peu probable qu'un gros projet puisse améliorer la situation de certains individus sans détériorer celle d'autres; il y a des gagnants et des perdants. Par exemple, la construction d'une autoroute permet de sauver du temps à de nombreux automobilistes, mais le bruit et la pollution diminuent

la qualité de vie des résidents qui demeurent près de celle-ci. Cependant, la règle de Pareto permet un transfert des gagnants aux perdants. Si les gagnants pouvaient au moins compenser les perdants, alors il s'agirait d'une amélioration potentielle au sens de Pareto, également appelée amélioration au sens de Hicks et Kaldor.<sup>20</sup>

L'utilisation de cette approche soulève toutefois des objections. D'abord, elle ne nécessite pas la compensation. Cela signifie qu'une amélioration au sens de Hicks et Kaldor peut détériorer la situation d'individus, contrairement à une amélioration au sens de Pareto.<sup>21</sup> De plus, cette approche peut créer des injustices selon la répartition de la richesse (Pratt et Zeckhauser, 1996). En général, la disposition à payer d'une population pauvre sera plus faible que la disposition à payer d'une population riche, et ce, pour une même amélioration. Ceci peut générer de l'injustice de deux façons. Premièrement, si le gouvernement doit choisir entre deux projets qui apportent le même niveau de bénéfices à deux populations différentes, en termes d'utilité, la population la plus riche sera avantagée car elle aura une DAP plus élevée. Le gouvernement considérera le projet avec la DAP la plus élevée comme étant celui qui crée le plus de valeur à la société. Par contre, ce n'est pas tout à fait vrai en terme de bien-être. Deuxièmement, si un projet génère des bénéfices à une population riche et des coûts à une population pauvre, l'utilisation de la disposition à payer sous-évaluera les coûts par rapport aux bénéfices et le projet sera accepté. Dans la réalité, les décideurs publics accordent peu d'importance à ce problème de répartition de la richesse.

Ce chapitre nous a permis de bien comprendre toute la complexité et l'importance de bien mesurer la DAP d'une population avant de prendre une décision au sujet de projets gouvernementaux. Dans le prochain chapitre nous allons examiner l'approche empirique, utilisée par les chercheurs, pour mesurer la DAP d'un échantillon de la population.

---

<sup>20</sup> Développé par Nicholas Kaldor et John Hicks en 1939.

<sup>21</sup> Toutes les améliorations au sens de Pareto sont des améliorations au sens de Hicks et Kaldor, mais la majorité des améliorations au sens de Hicks et Kaldor ne sont pas des améliorations au sens de Pareto.

# Chapitre 5

## Approche empirique

À ce jour, un très grand nombre d'études empiriques ont été publiées concernant l'évaluation statistique d'une vie humaine. Cependant, nous ne voulons pas faire une revue de littérature complète sur le sujet. Ce présent chapitre, ainsi que le reste du mémoire, sera donc consacré entièrement à l'analyse de la méthode hédonique d'estimation des salaires.<sup>22</sup>

### 5.1 Méthodologie

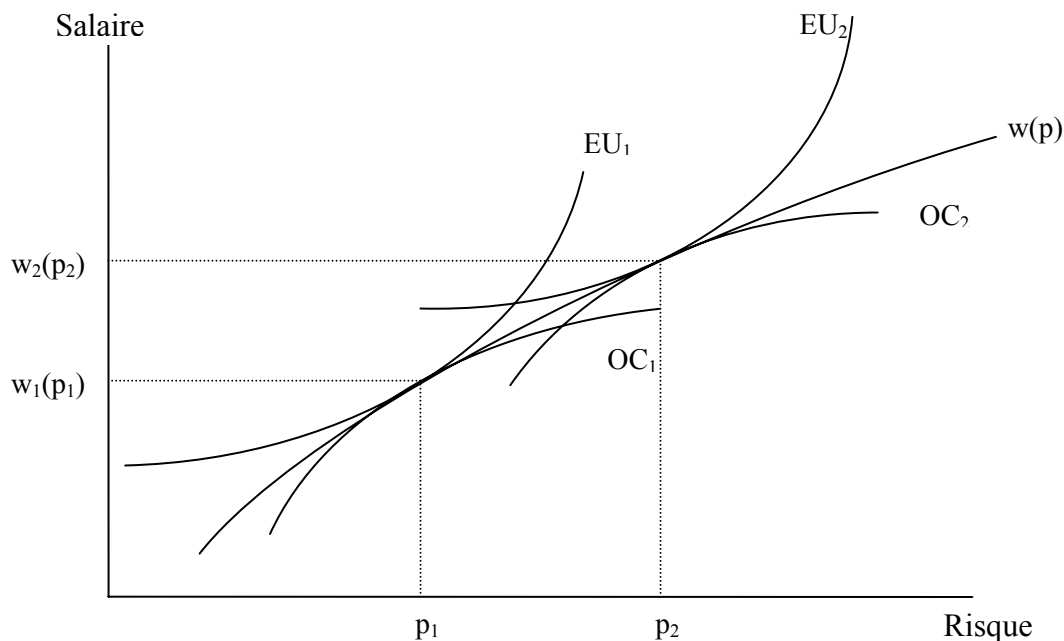
Dans son oeuvre intitulé *The Wealth of Nations* (1776), Adam Smith stipule que le salaire des travailleurs varie en fonction des conditions de travail dans lesquelles ils évoluent. Cette affirmation révèle en fait un marché pour le risque. Dans ce marché interviennent les travailleurs et les employeurs. Les travailleurs offrent leur main-d'oeuvre en échange d'un salaire et en même temps les employeurs offrent un salaire pour l'exécution d'un travail. Le salaire d'équilibre, qui résulte de l'interaction entre les deux parties, indique le montant exigé pour accomplir le travail. En acceptant l'emploi, le travailleur accepte également ses caractéristiques, dont le risque qui lui est associé. La méthode hédonique d'estimation des salaires tente d'utiliser ce point d'équilibre pour évaluer la prime de risque versée aux travailleurs.

---

<sup>22</sup> Pour une revue de littérature au sujet d'autres méthodes, le lecteur peut consulter Michaud (2001).



**Graphique 5**  
**Équilibre sur le marché du travail**



Le graphique 5 illustre la situation pour deux travailleurs et deux entreprises.<sup>23</sup> Les courbes d'indifférence des deux travailleurs sont représentées par EU<sub>1</sub> et EU<sub>2</sub>. Elles correspondent à l'équation (8) de la section 2.3. Les frontières d'offre des entreprises (*isoprofit curves*) sont, quant à elles, représentées par OC<sub>1</sub> et OC<sub>2</sub>. Les deux points de tangence que nous retrouvons au graphique 5 correspondent à la DAP des deux travailleurs, soit à l'équation (10).

Thaler et Rosen (1975) furent les premiers à tester empiriquement cette méthodologie. Leur idée était d'estimer une courbe passant au travers des points d'équilibre, comme  $w(p)$  sur le graphique 5.

## 5.2 Modèle économétrique et estimation de la DAP

Le modèle général pour estimer la disposition à payer prend la forme suivante :

$$w_i = X_i\beta + p_i\phi, \quad (32)$$

<sup>23</sup> Nous utilisons la même notation que Viscusi et Aldy (2003).

où  $w_i$  est le salaire de l'individu  $i$ ,  $X_i$  est un vecteur de variables explicatives comprenant les caractéristiques de l'individu,  $p_i$  représente le risque de l'emploi,  $\beta$  et  $\phi$  sont finalement les paramètres de l'équation à estimer par régression.

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

$$w_i = e^{(X_i\beta + p_i\phi)} . \quad (33)$$

C'est pour cette raison que la plupart des chercheurs utilisent plutôt la forme semi-logarithmique de (32),

$$\ln(w_i) = X_i\beta + p_i\phi . \quad (34)$$

En dérivant (34) par rapport à  $p_i$ , nous obtenons,

$$\frac{d \ln(w_i)}{dp_i} = \phi , \quad (35)$$

où  $\phi$  représente la variation en pourcentage de  $w_i$  pour une variation d'une unité de  $p_i$ .<sup>24</sup> En d'autres mots, il s'agit de la prime salariale exigée par l'individu  $i$  pour accepter une variation marginale de son risque. Pour obtenir la disposition à payer (ou à recevoir), il nous faut plutôt  $\frac{dw_i}{dp_i}$ . En décomposant (35) nous obtenons,

$$\frac{d \ln(w_i)}{dp_i} = \frac{1}{w_i} \cdot \frac{dw_i}{dp_i} = \phi \quad (36)$$

$$DAP = \frac{dw_i}{dp_i} = w_i \cdot \phi . \quad (37)$$

La disposition à payer de l'individu  $i$  est donc obtenue en multipliant le paramètre  $\phi$  par le revenu de  $i$ . Selon l'unité de la variable dépendante  $w_i$ , la DAP sera exprimée

---

<sup>24</sup> Il ne s'agit pas de la variation en pourcentage de  $\ln(w_i)$ . Pour une présentation des modèles log-level, voir Wooldridge (2000).

en terme horaire, hebdomadaire, mensuel ou annuel. Il sera important d'en tenir compte lors du calcul de la valeur de la vie.

La spécification économétrique s'obtient simplement en ajoutant un terme d'erreur aléatoire à l'équation (34), ce qui reflète les facteurs non-observables influençant le salaire de  $i$ ,<sup>25</sup>

$$\ln(w_i) = X_i\beta + p_i\phi + u_i. \quad (38)$$

En estimant les paramètres de l'équation (38) à l'aide d'une régression linéaire, nous obtenons  $\hat{\phi}$ , soit la prime salariale moyenne pour une augmentation marginale de la probabilité de décès. À partir de l'équation (37), nous pouvons affirmer que la disposition à payer moyenne de l'échantillon est obtenue en multipliant  $\hat{\phi}$  par le revenu moyen. L'utilisation du revenu moyen dans le calcul de la DAP nécessite cependant l'utilisation d'un échantillon assez homogène et de grande taille, afin de ne pas créer de biais. Comme nous l'avons vu plus haut, un ajustement doit être fait à la DAP pour qu'elle soit exprimée en dollars annuels. Finalement, comme nous l'avons souligné à la section 2.3, pour calculer la valeur statistique d'une vie humaine, la DAP doit être divisée par la variation de probabilité de décès. Cette variation dans la probabilité de décès correspond, dans l'analyse de régression, à une unité de la variable  $p_i$ .<sup>26</sup> Nous pouvons alors exprimer la valeur statistique d'une vie comme suit :

$$VSV = \frac{\hat{\phi} \cdot (\text{salaire moyen annuel})}{(\text{unité de la probabilité de décès})}, \quad (39)$$

où le numérateur correspond à la DAP en dollars annuels et le dénominateur à la variation de probabilité de décès.

---

<sup>25</sup>  $u_i \sim N(0, \sigma^2)$

<sup>26</sup> Dans la majorité des études, la variable mesurant la probabilité de décès est exprimée en morts par 10 000 travailleurs. Dans ces cas, l'unité de la variable  $p_i$  est 1/10 000.

Maintenant que nous avons bien compris comment se mesure la valeur statistique d'une vie humaine, regardons comment celle-ci peut être influencée par les choix méthodologiques des chercheurs.

### **5.3 Choix méthodologiques**

Dans chacune des études estimant la valeur statistique d'une vie humaine, les auteurs font face à des choix méthodologiques, que ce soit dans la construction de l'échantillon ou dans la technique d'analyse. Ces différents choix peuvent certainement influencer les résultats obtenus et probablement expliquer la grande variabilité des VSV publiées. Dans cette section, nous allons énumérer brièvement quelques-uns de ces choix et prédire leur impact direct ou indirect sur la valeur de la vie.

#### **5.3.1 Choix des échantillons**

Une des principales raisons qui explique les variations dans les valeurs de la vie provient des différences dans les caractéristiques des échantillons utilisés. Il est clair que toutes les décisions prises par le chercheur, influençant les caractéristiques de son échantillon, auront des conséquences sur la valeur de la vie estimée. Voici quelques-unes des caractéristiques pouvant avoir un impact important.

Comme nous l'avons présenté aux équations (11) et (12), le salaire et le risque de décès initial peuvent avoir un impact sur la DAP des individus et ainsi sur la VSV. En se basant sur la théorie vue à la section 2.3, les études utilisant des échantillons d'individus plus fortunés devraient obtenir des estimations de la valeur de la vie plus élevées. Pour ce qui est des échantillons de personnes plus à risque, les résultats attendus sont ambigus. À ce jour, aucune étude ne semble avoir été effectuée pour tester directement ces hypothèses.

En général, les femmes se retrouvent rarement dans des emplois risqués. Même à l'intérieur d'un même emploi, les tâches plus risquées sont habituellement confiées

aux hommes (Leigh, 1987). Il n'est donc pas surprenant de constater que la majorité des décès, classifiés par industrie ou par occupation, concernent des hommes. Une probabilité de décès qui incorporerait les hommes et les femmes devrait donc bien refléter le risque des hommes, mais pas vraiment celui des femmes. C'est pour cette raison que certains auteurs excluent totalement les femmes de leur échantillon. D'autres les incluent mais incorporent une variable binaire (homme ou femme) dans leurs régressions. Il est donc possible que l'inclusion ou l'exclusion des femmes dans les échantillons puisse avoir un impact sur les coefficients estimés et donc des VSV.<sup>27</sup>

Beaucoup d'auteurs ont étudié l'effet de la syndicalisation sur la disposition à payer des travailleurs. Plusieurs concluent que l'affiliation à un syndicat est associée à une DAP plus élevée. La raison principale qui explique cette prime salariale plus élevée chez les travailleurs syndiqués, est l'accès à de l'information plus juste concernant leur sécurité. Sans cette information exacte, les travailleurs peuvent sous-estimer leur risque et ainsi demander une compensation salariale moins élevée. De plus, les syndicats peuvent être de bons mécanismes pour véhiculer aux dirigeants d'entreprises les préoccupations des travailleurs face à ces risques et pour négocier de meilleures compensations salariales. Cependant, certains auteurs (Marin et Psacharopoulos, 1982; Meng, 1989; Sandy et Elliott, 1996) obtiennent des DAP plus élevées chez les non-syndiqués et plus faibles chez les syndiqués.<sup>28</sup> Il n'y a donc pas de consensus sur la véritable influence de la syndicalisation sur la DAP. Pour mesurer cet impact, certains auteurs séparent simplement leur échantillon en deux (syndiqués et non-syndiqués). D'autres introduisent dans leurs régressions une variable binaire de syndicalisation en interaction avec la variable de risque. Toutefois, dans la majorité des études, les auteurs tiennent compte de cet effet en introduisant simplement une variable binaire sans interaction.

---

<sup>27</sup> Leigh (1987) n'obtient qu'une petite différence dans la valeur de la vie lorsqu'il exclut les femmes de son échantillon.

<sup>28</sup> Pour une revue plus complète des études analysant l'impact de la syndicalisation, voir Sandy *et al.* (2001), ainsi que Viscusi et Aldy (2003).

Les différences raciales peuvent également influencer les valeurs de la vie obtenues dans les études. Viscusi (2003) y consacre d'ailleurs tout un article. Il obtient des VSV considérablement moins élevées chez les travailleurs de race noire, comparativement à celles des blancs. Viscusi avance deux raisons pouvant expliquer ses résultats. D'abord, on observe que les travailleurs noirs se retrouvent, en général, dans des emplois plus risqués que les blancs. Il est donc possible que les préférences pour le risque diffèrent selon les races. Deuxièmement, les opportunités de travail peuvent être plus réduites chez les noirs. Plusieurs études illustrent encore la présence de discrimination raciale sur le marché du travail, ce qui se manifeste par des différences salariales entre blancs et noirs pour un même emploi. Il est à noter que cette discrimination raciale peut également réduire la mobilité des travailleurs noirs.<sup>29</sup>

Certains auteurs portent une attention à l'occupation des travailleurs. On s'intéresse particulièrement à l'impact d'incorporer des cols bleus et des cols blancs dans un même échantillon. Puisque les cols bleus sont victimes de quatre à cinq fois plus d'accidents (Root et Sebastien, 1981), certains auteurs les excluent de leurs études. Pour cette même raison, d'autres vont plutôt exclure les cols blancs. Ces choix auront un impact sur la valeur de la vie, ainsi que sur la significativité des résultats.

### 5.3.2 Choix de la variable risque

Il est clair que la variable mesurant le risque de décès des travailleurs est l'une des plus importantes dans la méthode hédonique d'estimation des salaires. Le choix de cette variable devrait donc se faire avec minutie et devrait être bien justifié dans les études. La mesure de risque idéale serait celle perçue par les travailleurs. Cependant la majorité des chercheurs utilisent des mesures de risques produites par des organismes, qui comptabilisent le nombre de décès par industrie ou par occupation.<sup>30</sup>

---

<sup>29</sup> Selon Dionne et Lanoie (2004), cette mobilité est essentielle pour appliquer une analyse risque-salaire.

<sup>30</sup> Habituellement les chercheurs vont utiliser une moyenne des probabilités de décès sur quelques années. Cela évite les distorsions provoquées par une catastrophe pouvant se produire à une certaine année dans une certaine industrie.

Le *Bureau of Labor Statistics* (BLS), une section du *U.S. Department of Labor*, est la source la plus utilisée par les chercheurs américains. Des années 60 jusqu'au début des années 90, le BLS obtenait ses données à partir d'un sondage annuel distribué à des centaines de milliers d'entreprises de plusieurs industries. Ces données étaient ensuite compilées par code SIC (*Standard Industrial Classification*) à deux ou trois chiffres, donc de façon plutôt agrégée. Cette façon d'obtenir les données et de les compiler souleva un doute parmi les chercheurs quant à la possibilité d'erreur de mesure (Moore et Viscusi, 1988a). Comme nous l'avons spécifié à la section 2.1, il est important d'avoir une mesure de risque désagrégée. Le fait d'attribuer la même probabilité de décès à chaque travailleur d'une même industrie, peut créer des erreurs de mesure car chacun de ces travailleurs n'a pas la même occupation et ne fait pas face au même risque.

**Tableau 4**  
**Probabilité de décès moyenne par industrie**  
**(BLS : 1972-1982, NIOSH : 1980-1985)**

Industries	Probabilité de décès par 100 000 travailleurs	
	NIOSH	BLS
Exploitation minière	40,0	18,7
Construction	32,7	28,7
Manufactures	4,4	1,5
Transports, communication et utilités	20,2	10,7
Commerce en gros	2,2	2,7
Commerce de détail	3,2	2,0
Finance, assurance et immobilier	2,3	4,0
Services	3,4	0,9

Source : Moore et Viscusi (1988a)

Le *National Institute of Occupational Safety and Health* (NIOSH), encore un organisme américain, permet aux chercheurs d'utiliser des données par occupation depuis 1980. Le NIOSH obtient ses informations des certificats de décès émis à la suite d'accidents sur les lieux de travail. Selon Viscusi et Moore (1988a), cette méthode est plus convenable car elle se base sur un recensement plutôt qu'un sondage. Les auteurs comparent également les statistiques des deux organismes (tableau 4). Ils constatent que les probabilités de décès élaborées à l'aide des données

du NIOSH sont approximativement 50 % plus élevées que celles construites à l'aide des données du BLS.

À partir de 1992, le BLS passe également par l'entremise d'un recensement pour recueillir ses données, soit le *Census of Fatal Occupational Injuries* (CFOI). En comparant maintenant les probabilités de décès sur la période allant de 1992 à 1995, nous voyons des changements non négligeables (tableau 5). D'abord les différences entre les organismes sont moins importantes. Ensuite, on remarque que c'est au tour du BLS de rapporter des probabilités de décès supérieures.

**Tableau 5**  
**Probabilité de décès moyenne par industrie (1992-1995)**

Industries	Probabilité de décès par 100 000 travailleurs	
	NIOSH	BLS
Agriculture, forêts et pêches	17,0	23,9
Exploitation minière	24,5	26,3
Construction	12,8	13,4
Manufactures	3,6	3,8
Transports et utilités	10,4	10,6
Commerce en gros	3,5	5,4
Commerce de détail	2,8	3,6
Finance, assurance et immobilier	1,1	1,5
Services	1,5	1,8

Source : Viscusi et Aldy (2003)

Quelques études utilisent également des données actuarielles.<sup>31</sup> Ces données proviennent d'une étude de la *Society of Actuaries* (SOA) qui fut publiée en 1967. Une première caractéristique très importante de cette étude est de mesurer le nombre de décès en excès par rapport à une espérance.<sup>32</sup> La mesure de risque n'est donc pas identique à celle du BLS et du NIOSH. Une deuxième caractéristique importante de cette étude concerne son intérêt particulier pour les emplois les plus risqués. Par conséquent, les probabilités de décès moyennes des échantillons des études qui utilisent cette source sont beaucoup plus élevées comparativement aux autres. Elles

<sup>31</sup> Voir Thaler et Rosen (1975), Brown (1980), Arnould et Nichols (1983), ainsi que Gegax, Gerking et Schulze (1991).

<sup>32</sup> Cette espérance de décès est calculée en fonction de la structure d'âge à l'intérieur de chaque occupation, ainsi qu'à l'aide de tables de survie.



sont de l'ordre de 1 mort par 1 000 travailleurs, comparativement à 1 mort par 10 000 travailleurs dans les articles utilisant les données d'un autre organisme. Par conséquent, nous soulevons un doute quant à la pertinence d'utiliser cette source.

Pour ce qui est des études non américaines, les données sont habituellement de sources gouvernementales. Par exemple, au Canada on utilise souvent les données recueillies par Statistique Canada et le ministère du Revenu. Au Québec, on a également accès aux données de la Commission de la santé et de la sécurité du travail (CSST).

Ces comparaisons entre les différents organismes nous permettent de saisir l'importance et l'impact face au choix de la source de la variable risque. Selon l'organisme choisi, les données retirées peuvent être très différentes et entraîneront vraisemblablement des valeurs de la vie également très différentes.

### 5.3.3 Choix des modèles

Dans les deux sous-sections précédentes, nous avons montré que les données utilisées par les chercheurs influencent certainement les VSV obtenues. Maintenant nous verrons que les décisions prises par les chercheurs, concernant la façon d'analyser les données, peuvent également être la source de grandes variations.

La majorité des études utilisent la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) pour estimer l'équation (38). Ces modèles traitent la variable de risque comme étant une variable exogène. Viscusi (1978a) insiste sur le fait qu'il faut tenir compte d'un effet de revenu. Par conséquent, si nous supposons que la sécurité est un bien normal, les individus plus fortunés devraient en principe choisir des emplois moins risqués. Cette hypothèse signifie que l'utilisation d'un MCO entraînerait un biais du coefficient estimé associé au risque ( $\phi$ ). Pour traiter la variable risque comme endogène au modèle, il faut procéder par équations simultanées. Garen (1988) fut le premier chercheur à développer un tel modèle afin de l'appliquer à l'estimation de la

valeur statistique d'une vie humaine. En général, on observe des valeurs de la vie supérieures dans les études qui utilisent cette méthode.<sup>33</sup>

Les chercheurs doivent également choisir les variables indépendantes à insérer dans leurs modèles. Ces choix sont plutôt subjectifs, mais ils influenceront certainement les résultats.

Certains auteurs n'utilisent pas seulement une forme linéaire de la variable risque, mais également la forme au carré. Ceci permet de tenir compte de la relation non linéaire entre le revenu et le risque. La variable risque peut également être utilisée en interaction avec certaines caractéristiques des travailleurs (race, âge, sexe, syndicalisation, région, *etc.*). Ces interactions permettent la segmentation du marché du travail (Day, 1999). Par exemple, il est possible que les individus d'une certaine région soient compensés différemment pour un même risque, en comparaison à ceux d'une autre région ou que les individus d'un groupe d'âge soient plus aptes à prendre certains risques.

En principe, les travailleurs devraient non seulement exiger une compensation salariale pour le risque de décès, mais également pour le risque de blessure. Cependant, l'inclusion de la variable blessure dans les modèles soulève des interrogations. D'abord, l'omission de celle-ci peut biaiser positivement le coefficient relié au risque de décès. Toutefois, comme le soulignent Viscusi et Aldy (2003), le risque de décès est très corrélé avec le risque de blessure, alors l'utilisation des deux variables dans une même spécification peut entraîner des erreurs types (*standard errors*) très élevées à cause de la colinéarité. Arabsheibani et Marin (2000) soutiennent plutôt que l'inclusion ou l'exclusion de la variable blessure n'a pas d'effet significatif sur le coefficient de la variable risque de décès.

---

<sup>33</sup> Voir Garen (1988), Siebert et Wei (1994), Sandy et Elliott (1996), Shanmugam (2001), ainsi que Gunderson et Hyatt (2001).

Dans la littérature, beaucoup de chercheurs semblent oublier l'existence d'indemnisation pour les accidentés du travail. Arnould et Nichols (1983) soutiennent que les individus profitant d'indemnisation exigent, en général, une compensation salariale moins élevée face à une hausse de leur risque de décès. Par ailleurs, les auteurs prétendent que les études qui omettent d'inclure cette variable dans leurs modèles doivent nécessairement obtenir des résultats biaisés. Nous constatons cependant que très peu d'études américaines incorporent cette variable. La principale raison découle probablement de la difficulté à obtenir les données.<sup>34</sup> Des évidences empiriques ont également démontré que la présence d'indemnisations implique d'importantes réductions dans les niveaux de salaires (Fortin et Lanoie, 2000).

---

<sup>34</sup> Aux États-Unis, les programmes d'indemnisation sont régis par chacun des états. Par contre, au Canada, l'information est disponible directement par le gouvernement fédéral (ministère du Revenu) et le gouvernement du Québec.

# Chapitre 6

## Méta-analyse

Jusqu'à maintenant, nous avons présenté les concepts théoriques et les considérations pratiques reliés à l'estimation de la valeur statistique d'une vie humaine. Dans le reste de ce travail, nous tenterons de discerner de quelle façon les différences dans les caractéristiques des études expliquent la grande variabilité dans les résultats obtenus. Nous utiliserons un outil statistique appelé méta-analyse.

### 6.1 Qu'est-ce qu'une méta-analyse?

Le terme méta-analyse fut introduit par Gene V. Glass en 1976. Ce dernier définissait une méta-analyse comme étant une analyse d'analyses. D'une façon plus élaborée, il s'agit de l'application d'une procédure statistique sur un ensemble d'études, dans le but de les intégrer, de les synthétiser et d'en retirer une meilleure information (Wolf, 1986). La méta-analyse est probablement l'outil le plus approprié pour effectuer notre travail. Elle va nous permettre d'analyser une très grande quantité d'informations, souvent contradictoires, provenant de plusieurs études.

Contrairement aux traditionnelles revues de littérature narrative, les méta-analyses permettent une analyse scientifique et exhaustive des résultats provenant de différentes études. Compte tenu de l'ampleur des données à analyser, Glass *et al.* (1981) soutiennent que l'utilisation d'une approche scientifique est essentielle pour effectuer une analyse complète et rigoureuse. De plus, les méta-analyses permettent de mieux orienter les futures recherches (Hunter et Schmidt, 2004). Depuis les vingt dernières années, il n'est pas très surprenant de constater une émergence d'études utilisant ce puissant outil statistique.

La méthodologie utilisée dans les méta-analyses repose principalement sur la construction et l'analyse d'un indicateur statistique commun à chaque étude, appelé l'effet taille (*effect size*). Pour obtenir des valeurs comparables, l'effet taille est

habituellement exprimé en unités d'écart-type. Dans la plupart des méta-analyses, on compare soit des coefficients de corrélation, des différences de moyennes ou des rapports de cotes (*odds ratio*). Dans celles qui nous intéressent, l'indicateur « standardisé » est plutôt la valeur statistique d'une vie humaine. La méta-régression est l'une des techniques les plus populaires dans le domaine des sciences économiques afin d'effectuer une méta-analyse. Elle permet d'analyser la relation entre les caractéristiques des différentes études. Dans ce type d'analyse, les VSV extraites de chaque article sont utilisées pour former la variable dépendante.

Il est important de mentionner que les méta-analyses peuvent comporter certains pièges. Glass *et al.* (1981) en soulignent quatre :

- Les études qui obtiennent des résultats non significatifs, d'un point de vue statistique, sont rarement publiées dans les revues. Les résultats des méta-analyses peuvent donc être soumis à des biais de publication.
- Il n'est pas approprié de traiter les études utilisant de mauvais modèles de la même façon que les études qui en utilisent de meilleurs.
- On ne peut pas se fier aux résultats d'une méta-analyse qui compare des études se basant sur des mesures différentes ou des définitions différentes des variables utilisées.
- L'utilisation de plusieurs résultats provenant de la même étude entraîne possiblement un biais, puisque les observations ne sont plus indépendantes.

Florax (2001) suggère trois exigences méthodologiques pour éviter ces pièges. D'abord, le processus de sélection des études devrait être non biaisé. Une solution serait de ne pas utiliser uniquement des articles publiés dans des revues, bien qu'il soit beaucoup plus difficile d'obtenir de bonnes études non publiées. En second lieu, les effets taille doivent être indépendants. Il est donc préférable d'utiliser une seule observation par article. Finalement, les effets taille devraient être assez homogènes. Chaque méta-analyse devrait se concentrer sur des études utilisant une approche similaire.

## 6.2 Méta-analyses sur la valeur de la vie

Récemment, quelques méta-analyses ont été effectuées dans le but de synthétiser l'information des études estimant la valeur statistique d'une vie humaine. Ces méta-analyses diffèrent par la composition de leur échantillon, les modèles de régression utilisés, ainsi que par les variables explicatives des spécifications. Dans cette sous-section, nous ferons un bref survol de ces méta-analyses.<sup>35</sup>

Liu *et al.* (1997) furent probablement parmi les premiers chercheurs à effectuer une méta-analyse d'études estimant la valeur statistique d'une vie humaine. Ils utilisèrent 17 VSV, pour lesquelles les revenus moyens et les probabilités moyennes de décès étaient disponibles. Ces observations furent sélectionnées à partir du tableau 2 de Viscusi (1993), qui contient majoritairement des études d'origine américaine. Dans leur analyse, le même poids est attribué à chacune des études. Une simple régression par moindres carrés ordinaires, ne contenant que deux variables explicatives (revenu et risque), est utilisée par les auteurs. Le logarithme naturel des valeurs de la vie est utilisé comme variable dépendante. Ils obtiennent un coefficient positif mais non significatif pour la variable revenu et un coefficient négatif et significatif pour la variable de risque. L'élasticité-revenu obtenue de la régression a une valeur de 0,53, mais n'est pas significative.

Miller (2000) utilise un échantillon composé de 68 études provenant de 13 pays différents. À la différence de Liu *et al.* (1997), qui n'utilisent que des études préconisant la méthode risque-salaire, celui-ci inclut également les études mesurant la disposition à payer via le marché de consommation et la méthode d'évaluation contingente. D'ailleurs, il incorpore dans ses régressions des variables binaires pour tenir compte de la méthode appliquée dans les études. Une autre particularité de l'étude de Miller concerne l'utilisation du produit intérieur brut (PIB) et du produit national brut (PNB) *per capita* comme variables explicatives, au lieu des revenus individuels. Encore une fois, le même poids est attribué à chacune des études. Les

---

<sup>35</sup> Pour quelques revues de littérature narrative sur le sujet, le lecteur peut consulter les travaux de Fisher *et al.* (1989), Miller (1990) et Viscusi (1993).

coefficients associés aux revenus (PIB ou PNB) sont positifs et significatifs dans toutes les spécifications. L'élasticité-revenu reste relativement stable d'un modèle à l'autre et oscille entre 0,85 et 1,00. Il est surprenant de constater qu'aucune variable de risque n'est présente dans les différentes spécifications.

Bowland et Beghin (2001) effectuent une méta-analyse à l'aide de 33 études utilisées dans les travaux de Viscusi (1993) et de Desvousges *et al.* (1995). Ces études proviennent tous de pays industrialisés et utilisent soit la méthode risque-salaire, soit la méthode d'évaluation contingente. Le but des auteurs étant d'utiliser leurs résultats pour estimer une valeur de la vie pour le Chili, ils lient chaque étude aux caractéristiques démographiques des pays où celle-ci a été réalisée. Les auteurs, soucieux de la non-normalité des résidus, emploient une méthode de régressions robustes selon Huber (1964, 1981). Cette méthode accorde un poids moins élevé aux données moins crédibles. Bowland et Beghin obtiennent une élasticité-revenu significative pour plusieurs spécifications, variant entre 1,7 à 2,3. En ce qui concerne la probabilité de décès, les paramètres estimés sont principalement positifs et significatifs. Par la méthode des moindres carrés ordinaires, les résultats obtenus sont très similaires. Il est à noter que les auteurs n'incorporent aucune caractéristique méthodologique des études parmi leurs variables explicatives. Comme nous l'avons vu précédemment, ces caractéristiques peuvent expliquer en partie les variabilités dans les valeurs de la vie estimées.

Mrozek et Taylor (2002) construisent un échantillon de 33 études (américaines et autres) utilisant la méthode hédonique d'estimation des salaires. Les auteurs ont décidé d'inclure toutes les spécifications disponibles dans les études. Au total, 203 observations ont été amassées. Comme nous venons de le voir à la section 6.1, cette façon de procéder entraîne possiblement un biais, puisque les observations perdent leur indépendance. Pour ne pas accorder plus de poids aux études qui utilisent un grand nombre de spécifications différentes, un poids de  $1/N$  est attribué à chaque observation, où  $N$  correspond au nombre de valeurs de la vie provenant de l'étude en question. L'estimation est donc obtenue par moindres carrés pondérés plutôt que par

MCO. Tous les modèles présentés par les auteurs indiquent une relation positive et significative entre le risque moyen et la valeur statistique d'une vie humaine. Mrozek et Taylor obtiennent, à l'aide de leur modèle complet, une élasticité-revenu significative de 0,49. Une forme réduite du modèle, qui exclut trois des variables explicatives, génère une élasticité-revenu significative de 0,46.

Viscusi et Aldy (2003) effectuent une méta-analyse à l'aide d'un échantillon composé d'environ 50 études provenant de 10 pays différents. Comme l'échantillon de Mrozek et Taylor (2002), seules les études qui emploient la méthode risque-salaire ont été retenues. L'estimation est effectuée par régressions robustes selon Huber, ainsi que par moindres carrés ordinaires. Les résultats obtenus restent assez stables d'une spécification à l'autre. Les paramètres associés à la variable de risque moyen sont tous négatifs et significatifs. L'élasticité-revenu est, quant à elle, positive et significative pour toutes les spécifications. Celle-ci varie entre 0,49 et 0,60 pour les spécifications utilisant les MCO et oscille entre 0,46 et 0,48 pour les résultats obtenus par régressions robustes.

de Blaeij *et al.* (2003) réalisent une méta-analyse à l'aide d'études mesurant la valeur de la vie dans un contexte de sécurité routière. Ils construisent un échantillon composé de 95 valeurs de la vie provenant de 30 études différentes. Comme pour Mrozek et Taylor (2002), nous retrouvons plusieurs VSV provenant d'une même étude. Le but de l'article est de tenter d'expliquer d'où proviennent les variations observées dans les VSV estimées par ce type d'étude. En particulier, les auteurs désirent comparer l'effet d'utiliser l'approche des préférences révélées, plutôt que celle de l'évaluation contingente. La méthodologie employée par ceux-ci comporte deux étapes. D'abord ils effectuent une analyse bivariée à l'aide de *Q-Tests*<sup>36</sup>. Les auteurs forment plusieurs groupes présentant des caractéristiques communes, pour ensuite les comparer. Les résultats confirment la présence d'importantes variations entre les groupes ainsi qu'à l'intérieur même de ces groupes. Les auteurs procèdent, par la suite, à une analyse multivariée par méta-régression, afin d'augmenter la

---

<sup>36</sup> Les *Q-tests* servent à détecter la présence d'hétérogénéité dans un sous-groupe.



robustesse à leurs résultats. Dans certaines spécifications, un poids est attribué à la variable dépendante (VSV), selon la fiabilité de l'estimation. À défaut d'obtenir les variances des valeurs de la vie pour chacune des études, ce qui serait plus approprié, ils utilisent plutôt la taille des échantillons comme poids.<sup>37</sup> Ils obtiennent une élasticité-revenu significative de 1,67, où les revenus sont exprimés en PIB *per capita*. Selon les auteurs, ce résultat élevé est dû à la présence de multicollinéarité avec la variable « *time trend* », qui est une mesure du temps. Sans cet effet, l'élasticité-revenu est plutôt de 0,50. En ce qui concerne la variable de risque, les seuls résultats significatifs se retrouvent dans les modèles n'incluant que les études utilisant l'approche de l'évaluation contingente. Les paramètres estimés dans ces modèles sont positifs. Finalement, les résultats de la méta-régression permettent aux auteurs de conclure que l'approche des préférences révélées entraîne des valeurs de la vie significativement moins élevées que l'approche de l'évaluation contingente.

**Tableau 6**  
**Résumé des résultats des méta-analyses**

	Risque		Revenu		Élasticité-revenu
	Signe	Signif.	Signe	Signif.	
Liu <i>et al.</i> (1997)	-	OUI	+	NON	0,53
Miller (2000)	n.a.	n.a.	+	OUI	0,85 à 1,00
Bowland et Beghin (2001)	+	OUI	+	OUI	1,7 à 2,3
Mrozek et Taylor (2002)	+	OUI	+	OUI	0,46 à 0,49
Viscusi et Aldy (2003)	-	OUI	+	OUI	0,46 à 0,60
de Blaeij <i>et al.</i> (2003)	+	OUI	+	OUI	0,5

Au tableau 6, nous présentons un résumé des résultats de différentes méta-analyses effectuées.<sup>38</sup> Nous pouvons affirmer qu'il y a définitivement une relation positive entre les revenus et les estimations de la valeur de la vie. De plus, nous constatons que l'élasticité-revenu obtenue par ces différentes méta-analyses est toujours de

<sup>37</sup> Puisque la taille de l'échantillon est habituellement reliée de façon inverse à la variance, celle-ci est souvent utilisée par les chercheurs pour remplacer ou estimer la variance.

<sup>38</sup> Les six méta-analyses que nous venons d'analyser ont été choisies selon leur popularité dans la littérature. Ce sont également les seules, à notre connaissance, à avoir été publiées dans une revue scientifique. Pour d'autres méta-analyses, le lecteur peut consulter Desvousges *et al.* (1995), Day (1999), Takeuchi (2000), Michaud (2001), ainsi que Dionne et Michaud (2002).

valeur égale ou inférieure à 1, à l'exception de l'étude de Bowland et Beghin (2001). Cependant, nous ne pouvons rien conclure à propos de la relation entre le risque moyen et la valeur de la vie. Dans certains cas, les auteurs obtiennent des coefficients positifs et significatifs, dans d'autres plutôt négatifs et significatifs. Cette relation semble donc ambiguë.

### **6.3 Approche méthodologique**

Comme nous l'avons déjà mentionné, on constate de grandes variations dans les estimations de valeurs de la vie. Celles-ci compliquent le travail des décideurs publics. En effet, ces derniers doivent déterminer une valeur à insérer dans leurs calculs avantages-coûts. Il est donc primordial qu'ils comprennent la provenance de cette variabilité dans les résultats, afin de faire un choix plus éclairé.

Dans le but de bien saisir les sources de cette variabilité, nous allons effectuer une méta-analyse d'études estimant la valeur statistique d'une vie humaine. Nous voulons cependant nous distinguer des autres méta-analyses déjà réalisées, en employant une méthodologie plus robuste et plus adéquate. L'approche utilisée reposera principalement sur le modèle à effets aléatoires (*random effects model*) (Cooper et Hedges, 1994).

Supposons d'abord que chaque étude utilise une méthodologie parfaitement identique et que les échantillons utilisés soient de même taille et construits aléatoirement à partir d'une même population. Les valeurs de la vie obtenues ne seront pas identiques car les échantillons utilisés sont vraisemblablement différents. Cependant, nous pouvons affirmer que cette variation dans les résultats est entièrement due à la variance d'échantillonnage (Cooper et Hedges, 1994). Elle peut également être appelée variance d'estimation, puisque les variations dans les échantillons auront un impact sur les estimations de la valeur de la vie. Si nous croyions que la variabilité dans les résultats obtenus est strictement due à cette variance d'estimation, alors nous

devrions utiliser un modèle à effets fixes.<sup>39</sup> Toutefois, comme nous l'avons vu à la section 5.3, plusieurs différences méthodologiques sont observables dans les études. Celles-ci doivent probablement expliquer, en partie, les variations dans les estimations de la valeur de la vie. De plus, même si chaque auteur utilisait exactement la même méthodologie, plusieurs autres facteurs non observables et incontrôlables influenceraient les résultats. Le modèle à effets aléatoires tient compte de cette hétérogénéité dans les études et prend comme hypothèse que la variance d'estimation n'est pas la seule source des variations observées. C'est pour cette raison que nous croyons que ce modèle est le plus approprié pour réaliser notre méta- analyse.

Nous allons maintenant présenter le modèle à effets aléatoires de façon plus détaillée, en décrivant chacune des procédures à suivre. En premier lieu, nous devons estimer la valeur statistique d'une vie  $VSV_i$  dans chacune des  $k$  études recueillies.<sup>40</sup> Il s'agit d'une estimation de la « vraie » valeur de la vie  $\theta_i$ . La relation entre les deux valeurs peut alors s'écrire comme suit :

$$VSV_i = \theta_i + e_i, \quad i = 1 \dots k. \quad (40)$$

où les erreurs d'estimation ( $e_i$ ) sont indépendantes, d'espérance nulle et de variance  $v_i$ . Ensuite, nous élaborons un modèle de prédiction de la vraie valeur de la vie :

$$\theta_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{ij} + u_i, \quad (41)$$

où

- $\beta_0$  est la constante;
- $X_{ij}$  sont les caractéristiques des études qui estiment la valeur de la vie;
- $\beta_1, \dots, \beta_p$  sont les coefficients de la régression qui captent la relation entre  $\theta_i$  et les caractéristiques des études;

---

<sup>39</sup> Voir Cooper et Hedges, p. 285.

<sup>40</sup> Voir équation (39).

- $u_i$  est un terme d'effet aléatoire associé à l'étude  $i$ , qui mesure les effets non mesurables par le modèle et qui influencent  $\theta_i$ . Chaque effet aléatoire est indépendant, de moyenne zéro et de variance  $\sigma_\theta^2$ .

Dans un modèle à effets fixes, l'effet aléatoire est simplement retranché de l'équation (41). Ce modèle suppose donc que les caractéristiques des études expliquent complètement les variations dans les vraies valeurs de la vie. De son côté, le modèle à effets aléatoires tient compte qu'il y a de l'hétérogénéité non observable qui ne peut être considérée dans le modèle et qui peut expliquer les variations dans les vraies valeurs de la vie.

En substituant (41) dans (40), nous obtenons notre modèle de régression à estimer :

$$VSV_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{ij} + u_i + e_i. \quad (42)$$

Ce modèle a comme particularité d'avoir deux éléments dans le terme d'erreur, l'effet aléatoire et l'erreur d'estimation. La variance de  $VSV_i$ , conditionnelle aux caractéristiques  $X_{ij}$ , est trouvée par :

$$v_i^* = Var(u_i + e_i) = \sigma_\theta^2 + v_i, \quad (43)$$

où  $v_i$  est la variance de l'estimation de la VSV dans l'étude  $i$  ( $i = 1 \dots k$ ).

Comme le soutiennent Cooper et Hedges (1994), il ne serait pas approprié d'effectuer une régression par moindres carrés ordinaires pour estimer l'équation (42), puisqu'une telle méthode prend comme hypothèse l'homoscédasticité. Cela signifie que les erreurs dans le modèle de régression ont la même variance. Or, notre modèle repose plutôt sur une hypothèse d'hétéroscédasticité. La variance résiduelle de notre modèle ( $v_i^*$ ) n'est pas constante, puisque  $v_i$  diffère d'une étude à l'autre. Nous

devons donc utiliser la méthode des moindres carrés pondérés, où les poids optimaux sont l'inverse des variances obtenues dans chacune des études :

$$w_i^* = 1/v_i^* = 1/(\sigma_\theta^2 + v_i). \quad (44)$$

Si  $\sigma_\theta^2$  est nulle, alors le modèle à effets fixes sera suffisant et les poids optimaux seront de  $1/v_i$ . Le calcul de  $v_i$ , se fait assez facilement et ne nécessite que certaines données présentes dans les études.<sup>41</sup> Comme nous le voyons à l'équation (44), le calcul des poids optimaux du modèle à effets aléatoires nécessite un terme supplémentaire, la variance de l'effet aléatoire ( $\sigma_\theta^2$ ). Or, elle n'est pas donnée dans les études et doit donc être estimée. Pour ce faire, nous devons effectuer l'estimation des paramètres de l'équation (42).

En résumé, l'estimation des paramètres de notre régression nécessite l'estimation de  $\sigma_\theta^2$  et celle-ci dépend des paramètres inconnus de notre régression. Il y a deux approches qui peuvent résoudre ce dilemme. D'abord, on peut procéder par la méthode des moments, qui se résume en trois étapes. La première consiste à utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires ou la méthode des moindres carrés pondérés pour obtenir des estimations provisoires des paramètres de l'équation (42),  $\hat{\beta}_0, \dots, \hat{\beta}_p$ .<sup>42</sup> Ensuite, il s'agit d'utiliser l'espérance de la somme des résidus afin d'effectuer une estimation de la variance de l'effet aléatoire,  $\hat{\sigma}_\theta^2$ . Finalement, une nouvelle estimation des paramètres de la régression est effectuée à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés, où les poids sont donnés par,

$$w_i^* = 1/(\hat{\sigma}_\theta^2 + v_i). \quad (45)$$

L'autre méthode consiste à utiliser le maximum de vraisemblance. En supposant la normalité de  $VSV_i$ , cette méthode permet d'estimer les paramètres  $(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$  de

---

<sup>41</sup> Parmi celles-ci on retrouve l'erreur type associée au coefficient  $\hat{\phi}$ .

<sup>42</sup> Nous avons choisi de procéder par moindres carrés pondérés à cette étape.

l'équation (42), ainsi que la variance de l'effet aléatoire,  $\sigma_{\theta}^2$ . Cependant, cette méthode est surtout efficace en présence d'un échantillon de grande taille (Cooper et Hedges, 1994). Puisque notre méta-analyse se concentre uniquement sur l'analyse de la méthode hédonique d'estimation des salaires, l'échantillon retenu ne sera probablement pas assez volumineux pour appliquer cette méthode. L'utilisation de la méthode des moments sera donc plus adéquate.<sup>43</sup>

Avant de procéder à l'analyse de l'échantillon, il est important de préciser que la variable dépendante de notre modèle de régression (*VSIV*) n'est pas sous forme logarithmique. Compte tenu de la complexité de notre approche méthodologique, particulièrement dans la construction des poids optimaux, nous croyons que l'utilisation de la forme logarithmique aurait compliqué notre travail sans toutefois y apporter une amélioration notable.

---

<sup>43</sup> Pour obtenir la procédure exacte utilisée, sous forme matricielle, voir Cooper et Hedges (p. 318).

# Chapitre 7

## Analyse de l'échantillon

Maintenant que nous avons bien saisi la méthodologie derrière notre méta-analyse, nous allons faire une description de l'échantillon utilisé. D'abord, il est important d'expliquer précisément la façon dont les études ont été recueillies et les raisons pour lesquelles certaines ont été exclues. Ensuite, nous ferons une analyse descriptive des études retenues pour exécuter le travail.

### 7.1 Choix des études

La majorité des études ont été obtenues à l'aide des revues de littérature dans les travaux de Viscusi (1993, 2003) et Michaud (2001). D'autres articles ont cependant été recueillis à l'aide d'une recherche par mots-clé sur les moteurs de recherche Proquest, ScienceDirect, JSTOR, EconLit et SSRN.<sup>44</sup> En ne conservant que les études estimant la valeur d'une vie humaine par la méthode hédonique d'estimation des salaires, nous obtenons un total de 49 articles.

D'abord, nous avons exclu l'étude de Lott et Manning (2000), puisque leur travail se concentre uniquement sur les risques de décès par le cancer contracté sur les lieux de travail. Leur VSV ne peut donc pas être comparée aux estimations des autres études qui utilisent une définition du risque de décès beaucoup plus large. Ensuite, nous avons retiré les études qui n'obtiennent pas leur estimation à l'aide d'une régression similaire à l'équation (32), afin d'obtenir un échantillon plus homogène. Les études de Melinek (1974) et Needleman (1980) n'ont donc pas été retenues, puisqu'elles sont les seules à ne pas procéder par régression. Nous tenons également à ce que chaque estimation de la valeur de la vie soit effectuée sur des échantillons différents. Or, des 46 articles qui restent, 3 doivent être retirés puisque leurs échantillons ont

---

<sup>44</sup> Les mots-clé utilisés sont les suivants : "value of life", "wage + risk", "wage + compensation", "risk + compensation", "life + risk", "wage premium + risk". La période de recherche se situe entre janvier 2005 et août 2005.

déjà été utilisés dans d'autres études. Les trois articles en question sont ceux de Moore et Viscusi (1990a), de Sandy *et al.* (2001), ainsi que de Kniesner et Viscusi (2005).<sup>45</sup>

Puisque la valeur de la vie humaine obtenue à partir de chaque étude constitue la variable la plus importante de notre méta-analyse, toutes les études pour lesquelles il nous était impossible de la calculer par nous-même ont été écartées. Parmi ces études, on retrouve celles de Moore et Viscusi (1988b, 1989 et 1990b), d'Herzog et Schlottmann (1990), ainsi que celle de Dorman et Hagstrom (1998). Finalement, l'étude de Leigh (1987) ne sera pas retenue, puisque l'auteur ne publie pas la probabilité moyenne de décès de son échantillon. Cette variable est sans contredit l'une des plus importantes de notre méta-analyse.

L'échantillon final est donc constitué de 37 études. Dans la majorité des cas, elles contiennent plusieurs régressions et donc plusieurs estimations de la valeur de la vie. Comme nous ne voulons pas plus d'une estimation provenant d'un même échantillon, une seule valeur de la vie sera retenue pour les études qui n'utilisent qu'un seul échantillon. Plusieurs estimations peuvent provenir d'une même étude, si seulement elles ont été calculées à partir d'échantillons différents et indépendants. Nous sommes conscients que l'ajout de ces estimations aura un impact sur l'indépendance des observations, puisqu'elles ont été produites dans le cadre d'un même article et donc dans un même esprit d'analyse. Cependant, nous croyons que l'ajout de ces estimations peut nous aider à mieux discerner la provenance de la variabilité dans les résultats, ce qui est l'objectif premier de ce travail. De plus, sur un total de cinq observations, seulement deux articles sont concernés par cette décision.<sup>46</sup>

---

<sup>45</sup> Les études qui utilisent les mêmes échantillons sont respectivement Moore et Viscusi (1989), Sandy et Elliott (1996) et Viscusi (2004). Le choix des articles s'est fait simplement selon l'ordre chronologique de parution. Le premier article à avoir utilisé l'échantillon en question a été préservé.

<sup>46</sup> Ces deux articles sont de Leigh et Folsom (1984), ainsi que de Kniesner et Leeth (1991).



## 7.2 Statistiques descriptives

Nous pouvons maintenant procéder au calcul de la valeur de la vie, et ce, pour chacune des 40 observations retenues.<sup>47</sup> Pour ce faire, nous utilisons l'équation (39). Lorsque les spécifications contiennent des variables d'interaction, le calcul de la valeur de la vie se fait à la moyenne de chacune des variables.<sup>48</sup>

Chacune des valeurs ont d'abord été calculées à l'aide des données originales provenant des études. Ensuite, puisque la majorité des études proviennent des États-Unis, nous avons décidé d'utiliser le dollar américain de l'année 2000 comme unité monétaire commune. Ceci permet de réduire au minimum le nombre de conversions à effectuer et ainsi les erreurs de calcul possibles. La première étape consiste à convertir les valeurs en dollars américains. Pour les études non américaines, nous avons utilisé la parité du pouvoir d'achat (PPA) comme facteur de conversion.<sup>49</sup> Comme le soulignent Summers et Heston (1991), pour pouvoir comparer les revenus de plusieurs pays, il faut absolument tenir compte de la PPA, plutôt qu'effectuer une conversion simplement à l'aide du taux de change. Les biens et services sont habituellement moins chers dans les pays pauvres comparativement aux pays riches et l'utilisation du taux de change comme facteur de conversion ne permet pas de comparer la valeur intrinsèque des salaires. La deuxième étape consiste à ajuster ces valeurs en dollars de 2000, à l'aide d'un indice des prix à la consommation (IPC).<sup>50</sup> Ces 40 observations sont présentées en résumé au tableau 7 et de façon encore plus détaillée en annexe 4.

---

<sup>47</sup> Nous aurions pu simplement utiliser les VSV présentées dans les études. Par souci de rigueur, nous avons préféré les calculer nous même. Une validation peut ensuite être effectuée en comparant nos valeurs avec celles obtenues dans les études.

<sup>48</sup> Par exemple, si la spécification retenue contient une variable de risque élevée au carré, ainsi qu'une variable d'interaction du risque avec l'âge,  $\ln(w_i) = X_i\beta + p_i\phi_1 + p_i^2\phi_2 + p_i\text{age}_i\phi_3 + u_i$ , alors le calcul de la VSV se fera ainsi :  $(\hat{\phi}_1 + 2\bar{p}\hat{\phi}_2 + \overline{\text{age}}\hat{\phi}_3) \cdot (\text{salaire moyen annuel}) \cdot 1 / (\text{unité du risque})$ .

<sup>49</sup> Ces valeurs proviennent du *PennWorld Table 6.0* (<http://pwt.econ.upenn.edu>).

<sup>50</sup> Cet indice est obtenu par le *Council of Economic Advisers* (2005).

**Tableau 7**  
**Échantillon d'études retenues**

#	Auteurs	Année	Pays	VSV*
1	Smith	1974	États-Unis	9 231 222
2	Thaler et Rosen	1975	États-Unis	977 980
3	Viscusi (b)	1978	États-Unis	2 444 383
4	Brown	1980	États-Unis	2 941 140
5	Olson	1981	États-Unis	12 374 191
6	Marin et Psacharopoulos	1982	Grande-Bretagne	6 049 041
7	Arnould et Nichols	1983	États-Unis	1 351 335
8	Dorsey et Walzer	1983	États-Unis	11 768 688
9	Low et McPheters	1983	États-Unis	1 391 218
10	Dillingham et Smith	1984	États-Unis	3 294 506
11	Leigh et Folsom - 1	1984	États-Unis	10 067 308
12	Leigh et Folsom - 2	1984	États-Unis	11 193 983
13	Dillingham	1985	États-Unis	4 189 995
14	Weiss <i>et al.</i>	1986	Autriche	8 369 952
15	Garen	1988	États-Unis	16 416 982
16	Moore et Viscusi (a)	1988	États-Unis	9 162 972
17	Meng	1989	Canada	4 041 961
18	Meng et Smith	1990	Canada	1 216 395
19	Berger et Gabriel	1991	États-Unis	7 616 966
20	Gegax <i>et al.</i>	1991	États-Unis	2 732 627
21	Kniesner et Leeth - 1	1991	Japon	12 812 755
22	Kniesner et Leeth - 2	1991	Australie	4 367 434
23	Kniesner et Leeth - 3	1991	États-Unis	461 958
24	Leigh	1991	États-Unis	7 149 454
25	Cousineau <i>et al.</i>	1992	Canada	4 804 628
26	Martinello et Meng	1992	Canada	3 144 141
27	Siebert et Wei	1994	Grande-Bretagne	14 181 264
28	Lanoie <i>et al.</i>	1995	Canada	24 198 149
29	Leigh	1995	États-Unis	11 111 731
30	Sandy et Elliott	1996	Grande-Bretagne	53 626 554
31	Liu <i>et al.</i>	1997	Taiwan	1 198 975
32	Miller <i>et al.</i>	1997	Australie	17 980 328
33	Kim et Fishback	1999	Corée du Sud	1 552 525
34	Meng et Smith	1999	Canada	2 353 931
35	Arabsheibani et Marin	2000	Grande-Bretagne	30 756 987
36	Gunderson et Hyatt	2001	Canada	24 361 374
37	Shanmigam	2001	Inde	16 070 278
38	Leeth et Ruser	2003	États-Unis	2 723 710
39	Viscusi	2003	États-Unis	16 137 876
40	Viscusi	2004	États-Unis	5 106 991

\* Les valeurs statistiques d'une vie humaine sont en dollars américains de 2000.

La valeur moyenne obtenue des VSV provenant des 40 études s'établit à environ 9,5 millions de dollars et la médiane à 6,6 millions de dollars (tableau 8). Parmi ces études, 22 proviennent des États-Unis, et leur valeur moyenne est de 6,8 millions de

dollars. Ce qui retient notre attention dans ce tableau c'est la moyenne et la médiane des valeurs provenant de Grande-Bretagne (26,2 et 22,5 millions de dollars). Ces valeurs sont nettement supérieures à la moyenne. Il pourrait donc être intéressant de tenir compte de cet aspect dans notre méta-analyse.<sup>51</sup>

**Tableau 8**  
**Valeur de la vie moyenne selon le pays d'origine**

	Nombre	Moyenne	Médiane	Écart-type
États-Unis	22	6 811 237	6 128 222	4 967 967
Canada	7	9 160 083	4 041 961	10 392 347
Grande-Bretagne	4	26 153 462	22 469 126	21 003 845
Australie	2	11 173 881	11 173 881	9 625 769
Autriche	1	8 369 952	8 369 952	-
Corée du Sud	1	1 552 525	1 552 525	-
Inde	1	16 070 278	16 070 278	-
Japon	1	12 812 755	12 812 755	-
Taiwan	1	1 198 975	1 198 975	-
<b>Total</b>	<b>40</b>	<b>9 523 347</b>	<b>6 599 247</b>	<b>10 183 847</b>

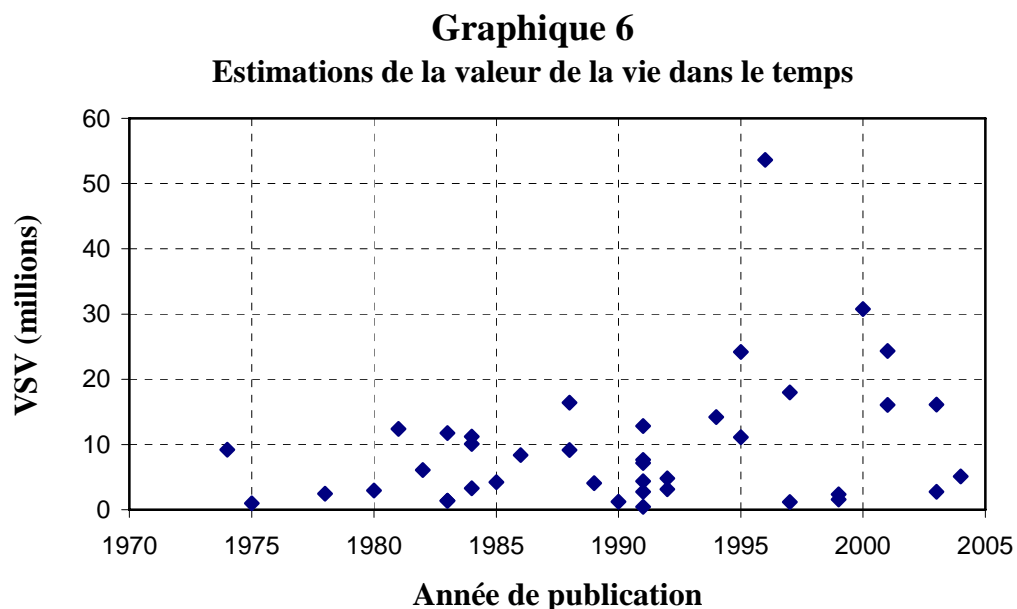
Au tableau 9, nous présentons une analyse descriptive des facteurs méthodologiques les plus importants. On constate, entre autres, que 95 % des études utilisent une mesure de risque observée, 13 % traitent le risque de décès comme étant endogène et 10 % ont recours aux données de la *Society of Actuaries* (SOA).

**Tableau 9**  
**Statistiques descriptives de l'échantillon**

<b>Variabiles</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Écart-type</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
Valeur de la vie (\$ US 2000)	9 523 347	10 183 847	461 958	53 626 554
Revenu moyen (\$ US 2000)	29 395	9 248	3 038	49 019
Probabilité moyenne (x 10 000)	1,91	2,47	0,32	10,98
Échantillon juste blanc	0,15	-	0,00	1,00
Échantillon juste homme	0,49	-	0,00	1,00
Échantillon juste syndiqué	0,15	-	0,00	1,00
Échantillon sans col blanc	0,48	-	0,00	1,00
Prise en compte blessures	0,58	-	0,00	1,00
Prise en compte compensation	0,20	-	0,00	1,00
Risque endogène	0,13	-	0,00	1,00
Risque observé	0,95	-	0,00	1,00
SOA	0,10	-	0,00	1,00

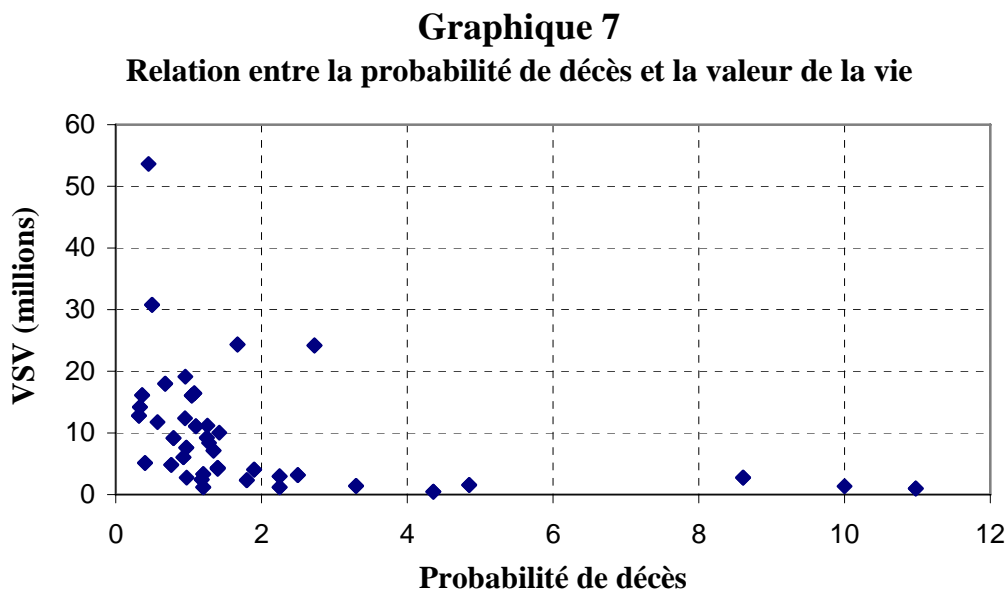
<sup>51</sup> Ceci pourra se faire en insérant le pays d'origine des études comme variable explicative dans nos modèles.

Après 30 ans de recherches et de publications dans le domaine, nous pourrions nous attendre à une certaine convergence dans les valeurs obtenues. Lorsque nous examinons le graphique 6, nous constatons qu'en fait il en est tout autrement. Les études plus récentes semblent plutôt diverger. De plus, il est intéressant d'observer une relation positive entre les valeurs de la vie et l'année de publication. Plusieurs hypothèses peuvent expliquer ce résultat. D'abord, nous avons mentionné plus tôt que l'utilisation de la probabilité de décès en tant que variable endogène entraîne habituellement des valeurs plus élevées. Or, on utilise cette technique seulement depuis 1988. Ensuite, on peut supposer que les travailleurs sont davantage informés qu'auparavant en ce qui concerne les risques inhérents à leurs emplois et qu'ils exigent une compensation plus adéquate. Finalement, il est possible que les travailleurs accordent tout simplement une valeur plus élevée à leur vie, compte tenu du prolongement de l'espérance de vie et de la durée de la retraite.

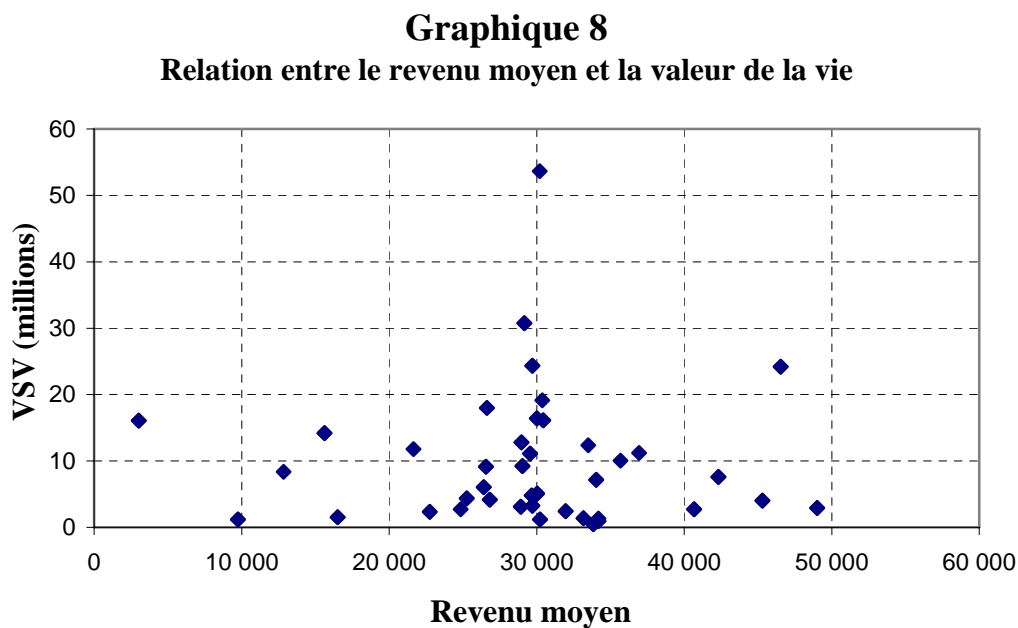


Au graphique 7 nous présentons la relation entre la valeur de la vie et la probabilité de décès. À première vue, cette relation semble négative. Lorsqu'on analyse le graphique de plus près, on constate qu'il y a trois valeurs extrêmes qui amplifient cette relation. Ces valeurs proviennent des études de Thaler et Rosen (1975), Arnould et Nichols (1983), ainsi que celle de Gegax *et al.* (1991). Dans les trois cas, les

auteurs utilisent les données de la *Society of Actuaries* (SOA) pour attribuer le risque de mortalité sur les lieux de travail. Nous allons tenir compte de ces faits lors de notre méta-analyse. Il sera peut-être nécessaire de retirer les études qui utilisent la SOA.



On s'attend à une relation positive entre le revenu moyen et la valeur de la vie. Cependant, à l'aide du graphique 8, on ne peut l'affirmer avec certitude. La méta-analyse pourra probablement nous en dire davantage sur cette relation.



La provenance des études retenues est également un facteur important à considérer. En effet, le processus de sélection et de publication des revues scientifiques est différent d'une revue à l'autre et peut être source de biais. Entre autres, il est possible que certaines favorisent les études qui obtiennent des résultats qui suivent les tendances dans la littérature. De plus, selon la ligne de pensée du périodique, il se peut qu'on ne sélectionne que les articles ayant des résultats très élevés ou très faibles.<sup>52</sup>

Grâce au *Journal Citation Reports* de l'*Institute for Scientific Information* (ISI), nous pouvons évaluer et comparer la qualité des revues scientifiques à l'aide d'un indicateur statistique appelé facteur d'impact (*impact factor*).<sup>53</sup> Cet indicateur se calcule en divisant le nombre de citations provenant d'une certaine revue durant l'année par le nombre d'articles publiés par celle-ci au cours des deux dernières années. Par exemple, un facteur d'impact de 1 signifie, qu'en moyenne, les articles ayant été publiés dans cette revue lors des deux dernières années, ont été cités une seule fois. Le site internet de l'ISI ne publie que les facteurs d'impact des années 1999 à 2003. Nous sommes conscients qu'il n'est pas tout à fait approprié d'utiliser un facteur d'impact calculé récemment, mais attribué à des articles ayant été publiés il y a des dizaines d'années. Il est fort probable que la qualité d'une revue scientifique fluctue au fil des années. Pour atténuer ceci nous avons utilisé la moyenne des facteurs d'impact de ces cinq années.

**Tableau 10**  
**Classification des observations selon la qualité de la revue**

Facteur d'impact moyen (FI)	Nombre	VSV moyenne	Écart-type
$4 \leq \text{FI}$	1	2 941 140	-
$3 \leq \text{FI} < 4$	0	-	-
$2 \leq \text{FI} < 3$	3	2 792 785	2 826 172
$1 \leq \text{FI} < 2$	19	10 590 979	8 060 961
$0 \leq \text{FI} < 1$	13	10 420 004	14 732 531
Non inscrit ou non publié	4	8 231 437	3 489 965
Total	40	9 523 347	10 183 847

<sup>52</sup> Il ne faut pas oublier que certains auteurs peuvent eux-mêmes s'abstenir de publier leurs résultats pour ne pas nuire à leur réputation de chercheur. Par exemple, ils peuvent agir ainsi lorsque les résultats obtenus ne sont pas significatifs ou lorsqu'ils vont à l'opposé de ce qui est attendu.

<sup>53</sup> Il s'agit de la méthode proposée et utilisée par la direction de la recherche du HEC Montréal.

Au tableau 10, nous constatons qu'une seule observation fut publiée dans une revue détenant un facteur d'impact plus élevé que 4 et que la majorité des revues se situent entre 1 et 2. Ceci n'est pas surprenant compte tenu que 10 des 40 observations sont tirées d'articles publiés dans le *Journal of Risk and Uncertainty*, qui obtient un facteur d'impact moyen de 1,0456. À première vue, nous ne pouvons affirmer qu'il existe une relation entre la qualité de la revue et la valeur statistique d'une vie humaine. Il sera quand même intéressant d'utiliser cette statistique dans notre méta-analyse.

## Chapitre 8

### Analyse des résultats

Nous sommes maintenant en mesure d'effectuer la méta-analyse sur l'échantillon retenu. Pour ce faire nous devons appliquer la méthodologie du modèle à effets aléatoires décrite à la section 6.3.

#### 8.1 Restriction du modèle

Nous avons vu à l'équation (44) que la construction des poids optimaux nécessite la variance de la valeur de la vie ( $v_i$ ). Nous calculons cette variance en utilisant l'erreur type associée au coefficient  $\hat{\phi}$ . Cette statistique est souvent présentée dans les analyses de régressions dans le but de mesurer la précision des estimations. Elle correspond à la racine carrée de la variance. L'erreur type de la valeur de la vie est calculée ainsi :<sup>54</sup>

$$ET(VSV) = \frac{ET(\hat{\phi}) \cdot (\text{salaire moyen annuel})}{(\text{unité de la probabilité de décès})}. \quad (46)$$

Ensuite, nous devons effectuer quelques calculs pour obtenir une erreur type dans une même unité que la valeur de la vie, soit en dollars américains de 2000. S'il y a un ou plusieurs termes d'interaction entre la probabilité de décès et d'autres variables explicatives, alors le calcul de l'erreur type nécessite des termes de covariance. Par exemple, prenons le cas avec un seul terme d'interaction dans l'équation du salaire :

$$\ln(w) = X\beta + p\phi_1 + (p \cdot \text{age})\phi_2 + u. \quad (47)$$

On obtient l'expression de la valeur de la vie :

$$VSV = \frac{(\hat{\phi}_1 + \overline{\text{age}} \hat{\phi}_2) \cdot (\text{salair e moyen annuel})}{(\text{unité de la probabilité de décès})}. \quad (48)$$

---

<sup>54</sup> Le salaire moyen annuel ainsi que l'unité de la probabilité de décès, que l'on retrouve à l'équation (46), correspondent exactement aux mêmes variables utilisées à l'équation (39).



L'erreur type de la valeur de la vie s'obtient alors ainsi :

$$ET(VSV) = \frac{\left[ \sqrt{\sigma_1^2 + (\overline{age})^2 \sigma_2^2 + 2 \overline{age} \text{cov}(\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2)} \right] \cdot (\text{salaire moyen annuel})}{(\text{unité de la probabilité de décès})}. \quad (49)$$

Cependant, les covariances nécessaires au calcul des erreurs types ne sont habituellement pas publiées par les auteurs. Il nous est donc impossible de calculer les erreurs types des VSV provenant des articles qui utilisent des termes d'interaction. En nous référant à l'annexe 4, nous constatons qu'il y a huit observations affectées par ce problème. Pour l'instant, nous allons retirer ces huit observations de notre échantillon et utiliser les 32 restantes pour estimer les déterminants de la variabilité des valeurs de la vie.

## 8.2 Résultats de la méta-analyse

Au tableau 11, nous présentons les résultats de notre méta-analyse. Il est important de préciser deux aspects du présent tableau. D'abord, la statistique sigma2 située au bas du tableau représente la variabilité non expliquée par le modèle. Plus cette valeur est faible, moins il y a de la variabilité qui échappe au modèle. Ensuite, la valeur moyenne d'une vie qui y est présentée ne correspond pas à une simple moyenne arithmétique des 32 observations, mais plutôt à une moyenne qui tient compte des poids optimaux associés à chacune des valeurs.<sup>55</sup>

---

<sup>55</sup> En fait, il s'agit de la valeur de la constante  $\beta_0$  lorsqu'aucune variable explicative n'est insérée dans le modèle de régression, comme si on supposait que chaque étude était semblable.

**Tableau 11**  
**Résultats de la méta-analyse**

Variables	Spécifications				
	1	2	3	4	5
Constante	-7,10E+08 (3,29)	-7,81E+08 (3,78)	-8,50E+08 (4,02)	-9,84E+08 (4,52)	-1,01E+09 (4,44)
Année de publication	335 114 (3,22)	369 740 (3,71)	401 469 (3,94)	464 614 (4,44)	479 170 (4,36)
Revenu moyen (log)	4 896 217 (2,64)	5 079 834 (2,90)	5 602 916 (3,13)	6 348 381 (3,52)	5 886 691 (2,97)
Probabilité de décès moyenne	-656 039 (2,52)	-485 427 (1,93)	-336 340 (1,24)	-147 900 (0,53)	-318 792 (0,84)
Endogénéité du risque	12 144 598 (4,12)	12 769 291 (4,46)	13 191 741 (4,59)	12 917 337 (4,51)	12 740 607 (4,34)
Compensation	-3 581 246 (1,98)	-4 073 194 (2,38)	-4 697 596 (2,67)	-4 866 783 (2,78)	-4 836 143 (2,64)
Échantillon blanc	-	4 760 292 (2,47)	6 073 123 (2,86)	7 111 574 (3,30)	7 165 757 (3,21)
Échantillon syndiqué	-	-	-3 618 915 (1,48)	-4 603 245 (1,87)	-4 790 231 (1,86)
Étude de Grande-Bretagne	-	-	-	6 708 723 (2,40)	6 814 157 (2,35)
SOA	-	-	-	-	2 080 352 (0,70)
N	32	32	32	32	32
Sigma2	8,41E+12	7,15E+12	7,15E+12	7,02E+12	7,82E+12
Valeur de la vie moyenne (\$ US 2000)			5 863 609		

Notes :

- La variable dépendante : VSV.
- La statistique de Student absolue entre parenthèse.

Avant d'analyser les paramètres, il est intéressant de mentionner qu'à chaque spécification, un test d'hypothèse a été réalisé afin de déterminer si la variance de l'effet aléatoire est nulle. En fait, il s'agit de vérifier si le modèle à effets aléatoires est vraiment essentiel à notre analyse. L'hypothèse d'une variance de l'effet aléatoire

nulle a été rejetée pour toutes les spécifications présentées ou non. Le modèle à effets aléatoires est donc approprié pour notre travail.

On constate, qu'en moyenne, les valeurs de la vie augmentent avec les années. Selon certains auteurs, c'est l'utilisation de nouveaux outils économétriques, comme l'endogénéité de la probabilité de décès, qui explique ce résultat.<sup>56</sup> Toutefois, nous ne pouvons pas en faire autant puisqu'une variable binaire tenant compte de cette endogénéité est présente dans chacun des modèles. Cette variable ne semble pas affecter la significativité du coefficient associé à l'année de publication. Un tel résultat peut cependant être attribué à l'effet d'une publication sélective des revues scientifiques qui semble favoriser les résultats plus élevés ces dernières années.

Nous obtenons une relation positive entre la valeur statistique d'une vie et le revenu moyen de l'échantillon. Il est donc vrai que les gens plus fortunés ont une disposition à payer supérieure. Compte tenu que nous utilisons un modèle *level-log*, il nous faut diviser le coefficient associé au revenu moyen par la valeur de la vie moyenne afin d'obtenir l'élasticité-revenu. Nous trouvons que l'élasticité-revenu de la valeur de la vie se situe entre 0,84 et 1,08. Ce résultat, est très similaire à ce qu'a obtenu Miller (2000). Il est suffisamment élevé pour nous permettre de souligner l'importance d'utiliser un échantillon représentatif lorsqu'on attribue une valeur de la vie à une certaine population.

Nous avons vu que la relation entre la probabilité de décès moyenne et la valeur statistique d'une vie humaine est ambiguë en théorie. Selon nos résultats cette relation semble être négative. Pour les spécifications 1 et 2, nous obtenons un coefficient significatif au niveau de 5 % et 10 % respectivement. Toutefois, pour les 3 spécifications suivantes, nous observons des coefficients non significatifs. Nous ne pouvons donc pas confirmer avec certitude que la relation soit négative. Il se pourrait que cette baisse de significativité de la variable soit due à un problème de

---

<sup>56</sup> Nous avons déjà mentionné que cette technique récente semble augmenter les valeurs de la vie obtenues.

multicolinéarité. À défaut d'effectuer un test formel de multicolinéarité, nous pouvons analyser la matrice de corrélation, située à l'annexe 5.<sup>57</sup> Nous retrouvons un coefficient de corrélation significatif entre la probabilité de décès et SOA, une variable qui prend la valeur 1 lorsque la *Society of Actuaries* est la source de la probabilité de décès et 0 autrement. Ce résultat est peu surprenant. Nous avons déjà mentionné que les études utilisant cette source sont caractérisées par une probabilité de décès moyenne très élevée. Toutefois, la variable SOA ne se retrouve que dans la spécification 5, elle ne peut donc pas expliquer les résultats obtenus aux spécifications 3 et 4. Puisque que SOA est la seule variable qui se retrouve dans les modèles et qui soit corrélée de façon significative avec la probabilité de décès, nous ne croyons pas que la multicolinéarité soit la source des faibles niveaux de significativité.<sup>58</sup> Nous allons revenir à cette problématique après l'analyse des autres paramètres estimés.

Nous pouvons affirmer que les études qui utilisent le risque de décès comme variable endogène ont des valeurs de la vie supérieures. Ceci confirme les résultats obtenus par Garen (1988), Siebert et Wei (1994), Sandy et Elliott (1996), Shanmugam (2001), ainsi que Gunderson et Hyatt (2001). Il faut également souligner le très haut niveau de significativité du paramètre estimé dans chacune des spécifications, ainsi que l'envergure de celui-ci. Les études qui traitent le risque de façon endogène obtiennent, en moyenne, des valeurs de la vie entre 12 et 13 millions de dollars supérieures à celles qui procèdent autrement, *ceteris paribus*. En prenant comme hypothèse que la variable de risque doit être traitée de cette façon, les études qui procèdent autrement sous-estiment considérablement la VSV. Il est donc primordial que les chercheurs forment un consensus quant à la pertinence d'utiliser cette méthodologie.

---

<sup>57</sup> Un test plus formel peut être effectué à l'aide du facteur d'inflation de la variance (*variance inflation factor*). Son utilisation serait cependant problématique compte tenu la complexité de notre méthodologie. L'utilisation d'une matrice de corrélation, afin de détecter une relation significative entre la probabilité de décès et une autre variable indépendante, est une solution de rechange, qui peut cependant nous donner des indices de la présence de multicolinéarité.

<sup>58</sup> Nous sommes conscients qu'un coefficient de corrélation non significatif, présenté à l'annexe 5, peut cacher une certaine relation, surtout lorsqu'il s'agit de variables binaires. Nous allons cependant porter notre attention sur les fortes corrélations seulement.

Les études qui incorporent une variable mesurant la compensation en cas d'accident de travail obtiennent, en moyenne, des valeurs de la vie entre 3,5 et 5 millions de dollars inférieures aux autres études. Il est donc vrai que les individus profitant d'indemnités exigent, en général, une compensation moins élevée suite à une hausse de leur risque de décès.

Nos résultats nous indiquent que la DAP est plus élevée pour les échantillons entièrement composés de travailleurs de race blanche. Ces résultats confirment ceux obtenus par Viscusi (2003). Il faut préciser que ceci n'implique pas que la valeur de la vie d'une personne de race noire est inférieure à celle d'une personne de race blanche. Ces résultats nous indiquent simplement que la DAP des travailleurs de race blanche est, en général, supérieure aux travailleurs de race noire. La discrimination raciale sur le marché du travail est-elle responsable de ces résultats? Il serait intéressant d'étudier la question plus en profondeur. Ce n'est cependant pas l'objectif de ce mémoire.

Nous avons vu qu'il n'y a pas de consensus à propos de l'effet de la syndicalisation sur la disposition à payer des travailleurs. Nos résultats semblent cependant correspondre à ce qu'obtiennent Marin et Psacharopoulos (1982), Meng (1989), ainsi que Sandy et Elliott (1996), soit une relation négative entre la syndicalisation et la DAP. Les paramètres estimés ne sont toutefois pas très significatifs. En fait, seulement deux des trois spécifications qui incluent cette variable obtiennent des coefficients significatifs, et ce, à un niveau de confiance de seulement 10 %. Une relation claire et nette n'était toutefois pas attendue.

À l'aide du tableau 8, nous avons souligné que la moyenne des valeurs de la vie des études provenant de Grande-Bretagne est très élevée par rapport aux autres pays. Notre méta-analyse suggère effectivement une relation positive et significative. Ce résultat ne signifie pas nécessairement que les travailleurs britanniques attribuent une plus grande valeur à la vie humaine. Il faudrait investiguer davantage afin de trouver les raisons qui expliquent ces différences entre pays. Est-ce que les institutions

britanniques utilisent des procédures différentes lors de la collecte d'information sur les travailleurs? Est-ce que ce sont plutôt les chercheurs britanniques qui utilisent des méthodologies particulières qui influencent à la hausse les VSV?<sup>59</sup> Il s'agit de voies de recherche intéressantes.

Finalement, à la spécification 5, nous avons inclus la variable binaire SOA afin de tenir compte de l'effet de la source de la variable de risque. L'utilisation de cette source ne semble toutefois pas avoir d'impact sur la valeur statistique d'une vie humaine. Cependant, lorsqu'on analyse attentivement l'annexe 5, on constate que la variable SOA est corrélée significativement avec deux autres variables indépendantes. D'abord on y constate une corrélation négative avec la variable « année de publication ». Ceci n'est pas surprenant puisque la *Society of Actuaries* est une source de données qui a principalement été utilisée dans les années 70 et 80. Ensuite, nous retrouvons une corrélation positive entre SOA et la probabilité de décès moyenne. Encore une fois, ces résultats ne nous surprennent pas, puisque nous savions que l'utilisation de cette source engendrait des probabilités de décès beaucoup plus élevées que la moyenne.<sup>60</sup>

Suite à ces constatations nous ne croyons pas que la variable SOA devrait être utilisée dans un modèle qui inclut la variable de probabilité de décès moyenne, ni la variable « année de publication ». C'est pour cette raison que nous avons refait une analyse qui inclut la variable SOA dans chacune des spécifications et qui exclut les deux variables corrélées avec SOA. Ainsi, nous pouvons réellement vérifier l'impact de cette source sur les valeurs statistiques d'une vie humaine estimées. Les résultats sont présentés à l'annexe 6. Nous constatons que l'exclusion des deux variables a un impact important sur le paramètre estimé SOA. Il devient négatif et relativement

---

<sup>59</sup> Chaque étude utilise la méthode hédonique d'estimation des salaires. Par contre, chacune d'elles n'a pas été réalisée dans le même cadre de travail ni dans le même esprit d'analyse. Chaque chercheur a sa façon de travailler et sa façon de résoudre les problématiques.

<sup>60</sup> Pour notre échantillon complet, composé de 40 observations, on constate que les études qui utilisent la SOA ont une probabilité de décès moyenne de 7,96 morts par 10 000 travailleurs, tandis que les autres obtiennent une probabilité de 1,40. Pour notre échantillon réduit à 32 observations, les probabilités sont respectivement de 7,28 et 1,50.

significatif.<sup>61</sup> On peut conclure que l'utilisation de la *Society of Actuaries*, comme source de données sur le risque, a un impact sur l'estimation de la valeur de la vie. Nous devons donc nous assurer que la relation négative observée entre la probabilité de décès moyenne et la valeur statistique d'une vie humaine, présentée au tableau 11, n'est pas simplement due à la présence d'études utilisant la SOA dans notre échantillon. L'incorporation d'une variable binaire n'étant pas appropriée, nous avons pris la décision de retirer les observations qui utilisent la SOA de notre échantillon, pour ensuite estimer de nouveau les paramètres. Malgré qu'il n'y ait que trois observations concernées, lorsqu'on analyse attentivement le graphique 7 à la section 7.2, on s'aperçoit que quelques observations peuvent à elles seules influencer les résultats, lorsqu'elles correspondent à des valeurs extrêmes .

---

<sup>61</sup> Le paramètre est significatif à 5 % pour la première spécification et à 10 % pour les spécifications 2 et 3. Le paramètre est non significatif pour la spécification 4.

**Tableau 12**  
**Résultats de la méta-analyse (sans SOA)**

Variables	Spécifications			
	1	2	3	4
Constante	-8,29E+08 (3,38)	-9,02E+08 (3,81)	-8,78E+08 (3,82)	-9,96E+08 (4,22)
Année de publication	397 154 (3,35)	432 049 (3,77)	419 944 (3,77)	475 149 (4,17)
Revenu moyen (log)	4 661 556 (2,23)	4 914 203 (2,47)	4 948 056 (2,56)	5 606 813 (2,88)
Probabilité de décès moyenne	-1 928 822 (3,29)	-1 590 198 (2,77)	-1 543 579 (2,79)	-1 239 987 (2,18)
Endogénéité du risque	11 129 173 (3,67)	11 746 697 (3,98)	12 260 997 (4,19)	12 120 680 (4,16)
Compensation	-3 928 681 (2,03)	-4 394 831 (2,39)	-4 567 507 (2,55)	-4 725 900 (2,66)
Échantillon blanc	-	3 901 022 (1,89)	4 979 976 (2,23)	5 996 964 (2,63)
Échantillon syndiqué	-	-	-3 445 325 (1,08)	-4 216 413 (1,32)
Étude de Grande-Bretagne	-	-	-	5 696 197 (1,99)
N	29	29	29	29
Sigma <sup>2</sup>	9,29E+12	7,99E+12	7,31E+12	7,15E+12
Valeur de la vie moyenne (\$ US 2000)	6 519 243			

Notes :

- La variable dépendante : VSV
- La statistique de Student absolue entre parenthèse.

Les nouveaux résultats présentés au tableau 12 sont assez surprenants. Le coefficient associé à la probabilité de décès demeure négatif et il est davantage significatif qu'au tableau 11, et ce, pour chacune des spécifications. Nous aurions pourtant pu croire le contraire. Ceci nous amène donc à conclure que la relation entre la probabilité de décès moyenne et la valeur statistique d'une vie humaine est effectivement négative.



L'interprétation économique de ceci stipule qu'en général, les individus déjà exposés à un plus grand risque de décès sont moins réticents à une augmentation de leur risque, comparativement à ceux qui sont moins exposés. Ainsi, nous réfutons l'intuition de Pratt et Zeckhauser (1996), puisqu'ils prédisaient plutôt un résultat inverse à l'aide de leur *dead-anyway effect*. Nos résultats corroborent les travaux théoriques de Dachraoui *et al.* (2004), ainsi que ceux de Breyer et Felder (2005). D'autres travaux devront cependant être réalisés afin de réexaminer les propriétés théoriques de la DAP. Entre autres, si nous retournons à la section 2.3 de ce mémoire, nous constatons qu'il est théoriquement impossible d'obtenir à la fois un signe négatif à l'équation (11) et positif à l'équation (12). C'est pourtant ce que nous obtenons de façon empirique.<sup>62</sup> Pour les autres paramètres estimés présentés au tableau 12, nous n'observons aucune différence majeure avec les résultats du tableau 11. On peut souligner que l'élasticité-revenu de la valeur de la vie diminue légèrement, se situant maintenant entre 0,72 et 0,86.

Nous avons retiré préalablement huit observations en raison de l'impossibilité de calculer les erreurs types. Nous croyons que ces observations contiennent toutefois de l'information pertinente à notre analyse. Nous allons donc tenter d'estimer l'erreur type des valeurs de la vie obtenues dans ces études, afin de pouvoir bénéficier de cette information. En premier lieu, nous effectuons une régression par moindres carrés ordinaires sur les 32 observations pour lesquelles nous avons préalablement calculé l'erreur type. La variable dépendante de ce MCO consiste en un rapport ET/VSV (erreur type/valeur de la vie). Une seule variable indépendante est utilisée dans ce modèle de régression, il s'agit de la taille de l'échantillon. De façon générale, plus l'échantillon utilisé sera grand, plus l'estimation de la valeur de la vie sera juste (faible rapport ET/VSV).<sup>63</sup> Plusieurs chercheurs utilisent d'ailleurs la taille de l'échantillon pour approximer l'erreur type, puisqu'il s'agit d'une variable facilement accessible. En second lieu, nous utilisons l'équation de la régression et la taille des échantillons des huit études retirées, pour estimer ET/VSV. Ensuite, puisque nous

---

<sup>63</sup> Il est à noter que le coefficient de corrélation entre les variables « taille de l'échantillon » et « ET/VSV » est de -0,325 et est significatif à 10 % (bilatéral).

connaissions les valeurs statistiques d'une vie, nous pouvons facilement déterminer les erreurs types. Finalement, nous refaisons la même analyse qu'aux tableaux 11 et 12 à l'aide des 40 observations. Les résultats sont présentés à l'annexe 7. Nous ne discernons aucun changement important, autre qu'une significativité accrue de la variable « probabilité de décès » et une significativité réduite de la variable « échantillon syndiqué ». Ces résultats valident les conclusions établies précédemment.

Plusieurs variables explicatives, qui ne sont pas présentes dans les tableaux des résultats, ont quand même été testées dans diverses spécifications. Leur exclusion repose en grande partie sur les faibles niveaux de significativité obtenus, ainsi que de l'instabilité des résultats. D'abord nous voulions mesurer les conséquences reliées au fait de tenir compte du risque de blessure lors de l'estimation de la valeur statistique d'une vie humaine. Les résultats obtenus nous amènent à la même conclusion qu'Arabsheibani et Marin (2000); il n'y a aucun impact. Nous voulions également tester l'influence de l'auteur sur la VSV. Notre attention s'est particulièrement arrêtée sur l'auteur le plus prolifique dans le domaine, W. Kip Viscusi. Il n'y a cependant pas de relation entre notre variable binaire « Viscusi » et la VSV. La variable « facteur d'impact » a aussi été insérée à plusieurs occasions dans le but de mesurer l'impact de la qualité des revues scientifiques. Aucune relation n'a toutefois été observée. Nos différents essais nous ont également permis de conclure que l'utilisation d'un échantillon composé uniquement de cols blancs n'influence pas la VSV. De plus, l'emploi d'une mesure de risque observé ne semble pas influencer significativement la VSV. Finalement, nous obtenons des résultats mitigés concernant la variable « homme seulement ». Dans certaines spécifications, nous pouvons observer une relation positive et légèrement significative (niveau de 10 %) entre l'utilisation d'un échantillon composé uniquement d'hommes et la VSV. Cependant, l'instabilité dans les résultats d'une spécification à l'autre nous empêche de conclure qu'il existe réellement une relation.

Lorsqu'on compare nos résultats à ceux des précédentes méta-analyses (tableau 6), nous constatons une similitude avec l'étude de Liu *et al.* (1997), ainsi qu'avec celle

de Viscusi et Aldy (2003), en ce qui a trait aux variables de risque et de revenu. Pour ce qui est de l'élasticité-revenu de la valeur statistique d'une vie humaine, nos résultats sont semblables à ceux obtenus par Miller (2000).

### 8.3 Implications pour les gouvernements

Si nous faisons un survol des résultats obtenus dans cet exercice, nous pouvons conclure qu'il est primordial que l'échantillon utilisé lors de l'estimation de la valeur statistique d'une vie humaine soit représentatif de la population ciblée par le projet gouvernemental. En effet, nous avons bien vu que la disposition à payer des individus varie avec le revenu moyen, la probabilité de décès moyenne et la race. Ceci signifie qu'il faudrait que les gouvernements ajustent les VSV calculées à l'aide de la DAP d'autres pays, afin de pouvoir les appliquer à leur pays. Cette « conversion » de VSV est toutefois très difficile, compte tenu des nombreux facteurs pouvant influencer les résultats. L'idéal consisterait à mesurer la VSV directement à partir d'un échantillon de la population cible. Les coûts engendrés seraient cependant considérables.

Nous présentons un tableau résumé, tiré de Zhang *et al.* (2004), qui présente des valeurs de la vie récemment utilisées dans différents pays (tableau 13). Lorsqu'on compare les valeurs de la vie utilisées, on constate qu'il n'y a pas seulement des différences entre pays, mais également entre divisions administratives à l'intérieur d'un même gouvernement. De plus, on constate que la Belgique et les États-unis sont les deux pays qui utilisent les valeurs les plus élevées. À l'opposé, l'Australie et la France utilisent des valeurs plutôt faibles. Le Canada se situe entre les deux. On observe cependant des écarts considérables entre les différents ministères. Les valeurs utilisées par Santé Canada et Environnement Canada sont plus du double de celles utilisées par Transport Canada.<sup>64</sup> Il faut préciser que des variabilités tout aussi importantes sont observées entre les agences américaines.

---

<sup>64</sup> On apprend, à l'aide du rapport de Zhang *et al.*, que la valeur associée à Transport Canada a été utilisée lors d'une étude produite en 1991 et qu'elle se base sur la méthode de la disposition à payer. On constate également que les auteurs ont obtenu la VSV de Santé Canada, dans un article de Krupnick *et al.* (2002) et que la valeur utilisée par Environnement Canada vient d'une étude de Chestnut *et al.* (1999).

**Tableau 13**  
**Valeurs de la vie utilisées par les agences des différents pays**

Pays	Année de l'évaluation	Agences	VSV (M\$ CA 2002)
Australie	1999-2000	Department of Transport and Regional Services	0,306; 1,47; 1,170
Australie	2000	Commonwealth Bureau of Transport Economics	1,27
Australie	2002	NSW Roads and Traffic Authority	1,109
Belgique	1996	SSTC, Services Fédéraux des Affaires Scientifiques, Techniques et Culturelles	6,426
Canada	1991	Transport Canada	1,762
Canada	1996	Environnement Canada	4,461
Canada	1999	Santé Canada	4,565
États-Unis	1996	Federal Aviation Administration (FAA)	3,71
États-Unis	1996	Food and Drug Administration	3,34; 6,81
États-Unis	1999	Environmental Protection Agency	4,83; 7,8
États-Unis	2000	Consumer Product Safety Commission	6,19
États-Unis	2002	U.S. Department of Transportation	3,63
États-Unis	2002	National Highway Traffic Safety Administration (NHTSA) <sup>1</sup>	3,5 (M\$ US 2001)
France	1995	Commissariat General du Plan	1,182
Grande-Bretagne	1996	Department of Transport – Aviation	1,788
Grande-Bretagne	2001	Department of Transport – Road Safety	1,49
Norvège	1999	Public Roads Administration	2,184
Nouvelle-Zélande	1990	Land Transport Division, Ministry of Transport	2
Suède	1999	SIKA – Swedish National Road Administration	1,759

1. Blincoe, L. J. *et al.* (2002).  
Source : ZHANG, Anming *et al.* (2004). « Towards Estimating the Social and Environmental Costs of Transportation in Canada », a Report for Transport Canada, UBC Centre for Transportation Studies, 450 p.

Il n'est pas surprenant de constater des différences de VSV entre pays. La sécurité est un bien normal. Par conséquent, les valeurs de la vie utilisées dans les pays riches devraient être plus élevées que dans les pays pauvres. Dans un même ordre d'idée, il serait pertinent d'utiliser des VSV différentes à l'intérieur d'un même pays, puisque chaque projet gouvernemental ne cible pas les mêmes segments de la population. Selon la théorie économique traditionnelle, cette façon de procéder permet une allocation efficace des ressources. Par contre, les gouvernements doivent également tenir compte de considérations éthiques et d'équité. La valeur statistique d'une vie

humaine devrait-elle être unique pour l'ensemble des ministères d'un même gouvernement, au détriment de l'efficacité économique? Cette question dépasse grandement le cadre de notre travail, mais soulève, encore une fois, toute la complexité rattachée à l'application d'une telle valeur.

## **Conclusion**

Depuis plus de 30 ans, les économistes tentent de mesurer la valeur statistique d'une vie humaine, de plusieurs façons différentes. Dans ce travail, nous avons présenté la disposition à payer comme étant la méthode la plus adéquate pour mesurer les préférences individuelles en matière de risque. Elle est également recommandée par le Guide de l'analyse coûts-avantages à Transports Canada (1994). Toutefois, nous avons pu voir qu'elle a également des faiblesses. D'abord, nous avons réalisé que les propriétés théoriques de la DAP sont plutôt fragiles et ne semblent pas concorder empiriquement avec celles de la VSV. Ensuite, lorsqu'on effectue un survol des nombreuses études qui ont tenté d'estimer la VSV à l'aide de la DAP, on constate des écarts considérables, ce qui s'avère problématique pour les gouvernements. L'utilisation d'une VSV qui ne reflète pas adéquatement la volonté à payer des citoyens, entraînera de mauvaises décisions de la part des décideurs publics. Le présent mémoire a été principalement motivé par cette nécessité d'identifier la provenance de ces écarts.

Pour réaliser cet objectif, nous avons employé un outil statistique de plus en plus présent dans les travaux d'économie et de finance : la méta-analyse. Nous ne sommes toutefois pas les premiers à utiliser cet outil afin d'identifier les sources de la variabilité dans les études qui estiment la VSV. Par contre, ce travail se distingue des autres, par l'utilisation d'une technique d'analyse innovatrice reposant sur le modèle à effets aléatoires (Cooper et Hedges, 1994). Ce modèle a la particularité de tenir compte de l'hétérogénéité dans les estimations de la valeur de la vie. Nous croyons que cet aspect est tout à fait indiqué et essentiel à notre travail.

Les résultats de la méta-analyse nous permettent de conclure que la variabilité des résultats provient, en grande partie, de différences méthodologiques. Nous avons vu que les caractéristiques des échantillons utilisés par les chercheurs ont un impact considérable sur les VSV obtenues. En effet, les échantillons composés d'individus plus fortunés, de race blanche et moins exposés au risque de décès entraînent des

VSV plus élevées. Ces résultats informent les décideurs publics quant à l'importance de la représentativité des échantillons utilisés. Il est toutefois essentiel que l'aspect d'équité des projets gouvernementaux soit considéré dans la prise de décisions (Drèze, 1992).

Plusieurs autres facteurs méthodologiques ont également un impact important sur les VSV estimées. Entre autres, les chercheurs qui tiennent compte de la nature endogène de la variable de risque obtiennent des VSV considérablement plus élevées. De plus, la forme des spécifications utilisées influence aussi les résultats. Lorsqu'une variable mesurant le niveau de compensation salariale allouée aux travailleurs est incluse dans les modèles, nous obtenons des VSV réduites. Finalement, nous constatons que le pays d'origine des études, l'année de leur publication, ainsi que la source de la variable de risque utilisée, influencent de façon significative la VSV.

Plusieurs points nous incitent à recommander qu'une étude soit réalisée au Québec. D'abord, la présence d'un régime d'assurance automobile sans égard à la faute (*no-fault*), ainsi qu'un régime d'assurance maladie et hospitalière, en font un environnement d'étude bien particulier. Celui-ci a probablement un impact sur la DAP des individus et le calcul de la VSV devrait considérer cet aspect. De plus, nos résultats ont mis en évidence l'importance d'utiliser un échantillon représentatif. Une étude réalisée au Québec pourrait construire un échantillon à même la population et ainsi obtenir une VSV beaucoup plus précise. La réalisation d'une telle étude permettrait donc d'atténuer les aspects méthodologiques qui influencent la VSV et ainsi de mesurer plus adéquatement la DAP des québécois pour une réduction de leur risque.

## Annexe 1 : La différentielle totale de l'espérance d'utilité

$$EU(w) \equiv (1-p)U_v(w) + pU_m(w)$$

Nous effectuons la différentielle totale de  $EU$  :

$$dEU = \frac{\partial EU}{\partial w} dw + \frac{\partial EU}{\partial p} dp$$

$$dEU = pU'_m(w)dw + (1-p)U'_v(w)dw + U_m(w)dp - U_v(w)dp = 0.$$

Puisque l'équation somme à 0 nous pouvons transférer une partie des termes à la droite de l'égalité :

$$pU'_m(w)dw + (1-p)U'_v(w)dw = -U_m(w)dp + U_v(w)dp.$$

Nous pouvons mettre  $dw$  et  $dp$  en facteur :

$$dw[pU'_m(w) + (1-p)U'_v(w)] = -dp[U_m(w) - U_v(w)].$$

Il ne reste plus qu'à isoler pour trouver :

$$\frac{-dw}{dp} = \frac{U_m(w) - U_v(w)}{pU'_m(w) + (1-p)U'_v(w)}.$$

Pour enfin trouver :

$$\frac{dw}{dp} = \frac{U_v(w) - U_m(w)}{(1-p)U'_v(w) + pU'_m(w)}.$$



## Annexe 2 : La dérivée de la disposition à payer par rapport à $p$ et $w$

### Par rapport à $p$

$$DAP = \frac{dw}{dp} = \frac{U_v(w) - U_m(w)}{(1-p)U'_v(w) + pU'_m(w)} = (U_v(w) - U_m(w)) \left( (1-p)U'_v(w) + pU'_m(w) \right)^{-1}$$

$$\frac{dDAP}{dp} = \frac{d^2w}{dp^2} = - \frac{(U_v(w) - U_m(w))}{\left( (1-p)U'_v(w) + pU'_m(w) \right)^2} (-U'_v(w) + U'_m(w))$$

$$\frac{dDAP}{dp} = \frac{d^2w}{dp^2} = - \frac{(U_v(w) - U_m(w))(U'_m(w) - U'_v(w))}{\left[ pU'_m(w) + (1-p)U'_v(w) \right]^2} = - \frac{(U_v(w) - U_m(w))(U'_m(w) - U'_v(w))}{(EU'(w))^2}$$

### Par rapport à $w$

$$DAP = \frac{dw}{dp} = \frac{U_v(w) - U_m(w)}{(1-p)U'_v(w) + pU'_m(w)}$$

Sachant que

$$F(X) = \frac{f(x)}{g(x)} \Rightarrow F'(x) = \frac{f'(x)g(x) - f(x)g'(x)}{[g(x)]^2}$$

On trouve que

$$\begin{aligned} \frac{dDAP}{dw} &= \frac{d^2w}{dpdw} \\ &= \frac{(U'_v(w) - U'_m(w)) \left( (1-p)U'_v(w) + pU'_m(w) \right) - (U_v(w) - U_m(w)) \left( (1-p)U''_v(w) + pU''_m(w) \right)}{\left[ (1-p)U'_v(w) + pU'_m(w) \right]^2} \\ &= \frac{EU'(w)(U'_v(w) - U'_m(w)) - EU''(w)(U_v(w) - U_m(w))}{[EU'(w)]^2} \end{aligned}$$

### Annexe 3 : Développement de l'équation (23)

$$\sum_i \lambda_i \frac{dp_i}{dz} (U_{mi} - U_{vi}) + \lambda = 0 \quad (1)$$

$$-\lambda_i [p_i U'_{mi} + (1 - p_i) U'_{vi}] - \lambda = 0 \quad i = 1 \dots n. \quad (2)$$

Avec (2) on trouve :

$$\lambda_i = \frac{-\lambda}{[p_i U'_{mi} + (1 - p_i) U'_{vi}]} = \frac{-\lambda}{[EU_i]} \quad i = 1 \dots n. \quad (3)$$

où  $EU_i = p_i U'_{mi} + (1 - p_i) U'_{vi}$ .

(3) dans (1),

$$\sum_i \frac{-\lambda}{[EU_i]} \frac{dp_i}{dz} (U_{mi} - U_{vi}) + \lambda = 0$$

$$-\lambda \sum_i \frac{dp_i}{dz} \frac{(U_{mi} - U_{vi})}{[EU_i]} = -\lambda$$

$$\lambda \sum_i \frac{dp_i}{dz} \frac{(U_{vi} - U_{mi})}{[EU_i]} = -\lambda$$

En divisant chaque côté par  $(\lambda)$  nous obtenons :

$$\sum_i \frac{dp_i}{dz} \frac{(U_{vi} - U_{mi})}{[EU_i]} = -1$$

## Annexe 4 : Description détaillée des études retenues

#	Auteurs	Année	Pays	Taille de l'échantillon	Revenu moyen <sup>1</sup>	Probabilité moyenne <sup>2</sup>	Compensation	Endogénéité du risque	Échantillon blanc	Échantillon syndiqué	VSV <sup>1</sup>	Erreur type (VSV) <sup>1</sup>
1	Smith	1974	États-Unis	3183	29 029	1,25	0	0	1	0	9 231 222	3 846 343
2	Thaler et Rosen	1975	États-Unis	907	34 195	10,98	0	0	0	0	977 980	594 995
3	Viscusi (b)	1978	États-Unis	496	31 953	1,182	0	0	0	0	2 444 383	1 405 920
4	Brown	1980	États-Unis	470	49 019	2,25	0	0	0	0	2 941 140	588 228
5	Olson	1981	États-Unis	5993	33 509	0,9508	0	0	0	0	12 374 191	-
6	Marin et Psacharopoulos	1982	Grande-Bretagne	5509	26 415	0,93	0	0	0	0	6 049 041	1 338 283
7	Arnould et Nichols	1983	États-Unis	1832	34 195	10	1	0	0	0	1 351 335	-
8	Dorsey et Walzer	1983	États-Unis	1697	21 636	0,5756	1	0	0	1	11 768 688	-
9	Low et McPheters	1983	États-Unis	72	33 172	3,3	0	0	0	0	1 391 218	1 008 129
10	Dillingham et Smith	1984	États-Unis	879	29 707	1,2	0	0	1	1	3 294 506	1 565 559
11	Leigh et Folsom - 1	1984	États-Unis	1529	35 694	1,42	0	0	1	0	10 067 308	-
12	Leigh et Folsom - 2	1984	États-Unis	361	36 946	1,26	0	0	1	0	11 193 983	-
13	Dillingham	1985	États-Unis	514	26 825	1,4	0	0	0	0	4 189 995	2 323 006
14	Weiss <i>et al.</i>	1986	Autriche	4225	12 841	1,28	0	0	0	0	8 369 952	-
15	Garen	1988	États-Unis	2863	30 013	1,08	0	1	0	0	16 416 982	3 538 143
16	Moore et Viscusi (a)	1988	États-Unis	1349	26 559	0,7918	0	0	1	0	9 162 972	2 390 341
17	Meng	1989	Canada	718	45 313	1,9	0	0	0	0	4 041 961	2 336 394
18	Meng et Smith	1990	Canada	777	30 236	1,2	0	0	0	0	1 216 395	2 252 583
19	Berger et Gabriel	1991	États-Unis	22837	42 316	0,97	0	0	0	0	7 616 966	1 336 310
20	Gegax <i>et al.</i>	1991	États-Unis	228	40 664	8,6075	0	0	0	1	2 732 627	1 379 418

21	Kniesner et Leeth - 1	1991	Japon	20	28 975	0,32	0	0	0	0	12 812 755	6 707 897
22	Kniesner et Leeth - 2	1991	Australie	44	25 260	1,4	1	0	0	0	4 367 434	1 753 567
23	Kniesner et Leeth - 3	1991	États-Unis	8868	33 843	4,36	1	0	0	0	461 958	310 247
24	Leigh	1991	États-Unis	1502	34 045	1,34	0	0	0	0	7 149 454	2 175 732
25	Cousineau <i>et al.</i>	1992	Canada	32713	29 658	0,764	0	0	0	0	4 804 628	464 664
26	Martinello et Meng	1992	Canada	4352	28 925	2,5	0	0	0	0	3 144 141	949 892
27	Siebert et Wei	1994	Grande-Bretagne	1353	15 627	0,332	0	1	0	1	14 181 264	6 746 558
28	Lanoie <i>et al.</i>	1995	Canada	63	46 535	2,73	0	0	0	1	24 198 149	7 657 642
29	Leigh	1995	États-Unis	1528	29 552	1,1016	0	0	0	0	11 111 731	2 084 361
30	Sandy et Elliott	1996	Grande-Bretagne	440	30 211	0,452	0	1	0	1	53 626 554	-
31	Liu <i>et al.</i>	1997	Taiwan	18987	9 748	2,252	0	0	0	0	1 198 975	106 623
32	Miller <i>et al.</i>	1997	Australie	18850	26 638	0,68	0	0	0	0	17 980 328	1 369 408
33	Kim et Fishback	1999	Corée du Sud	321	16 516	4,85	0	0	0	0	1 552 525	324 796
34	Meng et Smith	1999	Canada	1503	22 743	1,8	1	0	0	0	2 353 931	609 827
35	Arabsheibani et Marin	2000	Grande-Bretagne	3608	29 176	0,5	0	0	0	0	30 756 987	6 179 825
36	Gunderson et Hyatt	2001	Canada	2014	29 709	1,67	0	1	0	0	24 361 374	3 460 422
37	Shanmigam	2001	Inde	522	3 038	1,04407	0	1	0	0	16 070 278	7 183 853
38	Leeth et Ruser	2003	États-Unis	45001	24 860	0,9757	1	0	0	0	2 723 710	-
39	Viscusi	2003	États-Unis	83625	30 449	0,362	1	0	1	0	16 137 876	1 522 441
40	Viscusi	2004	États-Unis	99033	30 041	0,402	1	0	0	0	5 106 991	600 822

1. En dollars américains de 2000.

2. Nombre de décès par 10 000 travailleurs.

## Annexe 5 : Matrice de corrélation des variables indépendantes

		Année de publication	Revenu moyen (log)	Prob. de décès moyenne	Endogénéité	Compensation	Juste blanc	Juste union	Grande-Bretagne	SOA
Année	Corrélation de Pearson	1	-0,363	-0,292	0,245	0,368	-0,181	0,002	0,043	-0,372
	Sig. (bilatéral)		(0,041)*	(0,105)	(0,176)	(0,038)*	(0,321)	(0,993)	(0,816)	(0,036)*
Revenu moyen (log)	Corrélation de Pearson	-0,363	1	0,157	-0,482	0,033	0,048	0,091	-0,108	0,263
	Sig. (bilatéral)	(0,041)*		(0,392)	(0,005)**	(0,859)	(0,796)	(0,620)	(0,555)	(0,146)
Prob. de décès moyenne	Corrélation de Pearson	-0,292	0,157	1	-0,168	-0,072	-0,189	0,194	-0,205	0,737
	Sig. (bilatéral)	(0,105)	(0,392)		(0,359)	(0,697)	(0,299)	(0,287)	(0,260)	(0,000)**
Endogénéité	Corrélation de Pearson	0,245	-0,482	-0,168	1	-0,163	-0,143	0,143	0,203	-0,122
	Sig. (bilatéral)	(0,176)	(0,005)**	(0,359)		(0,374)	(0,435)	(0,435)	(0,266)	(0,507)
Compensation	Corrélation de Pearson	0,368	0,033	-0,072	-0,163	1	0,098	-0,163	-0,138	-0,138
	Sig. (bilatéral)	(0,038)*	(0,859)	(0,697)	(0,374)		(0,595)	(0,374)	(0,450)	(0,450)
Juste blanc	Corrélation de Pearson	-0,181	0,048	-0,189	-0,143	0,098	1	0,143	-0,122	-0,122
	Sig. (bilatéral)	(0,321)	(0,796)	(0,299)	(0,435)	(0,595)		(0,435)	(0,507)	(0,507)
Juste union	Corrélation de Pearson	0,002	0,091	0,194	0,143	-0,163	0,143	1	0,203	0,203
	Sig. (bilatéral)	(0,993)	(0,620)	(0,287)	(0,435)	(0,374)	(0,435)		(0,266)	(0,266)
Grande-Bretagne	Corrélation de Pearson	0,043	-0,108	-0,205	0,203	-0,138	-0,122	0,203	1	-0,103
	Sig. (bilatéral)	(0,816)	(0,555)	(0,260)	(0,266)	(0,450)	(0,507)	(0,266)		(0,573)
SOA	Corrélation de Pearson	-0,372	0,263	0,737	-0,122	-0,138	-0,122	0,203	-0,103	1
	Sig. (bilatéral)	(0,036)*	(0,146)	(0,000)**	(0,507)	(0,450)	(0,507)	(0,266)	(0,573)	

\* Corrélation est significative au niveau de 5 % (bilatéral).

\*\* Corrélation est significative au niveau de 1 % (bilatéral).

## Annexe 6 : Résultats de la méta-analyse (test de SOA)

Variables	Spécifications			
	1	2	3	4
Constante	-3,04E+07 (1,55)	-2,87E+07 (1,54)	-2,91E+07 (1,56)	-3,03E+07 (1,63)
Revenu moyen (log)	3 560 666 (1,86)	3 336 120 (1,83)	3 380 231 (1,86)	3 467 593 (1,90)
SOA	-5 247 906 (2,39)	-4 542 959 (2,17)	-3 928 476 (1,79)	-3 480 995 (1,57)
Endogénéité du risque	14 033 231 (4,67)	14 588 347 (4,98)	14 866 533 (5,06)	14 665 995 (4,98)
Compensation	-778 705 (0,46)	-949 291 (0,59)	-1 140 995 (0,71)	-840 395 (0,52)
Échantillon blanc	-	4 238 228 (2,13)	4 948 844 (2,32)	5 335 718 (2,49)
Échantillon syndiqué	-	-	-2 328 582 (0,93)	-2 698 516 (1,07)
Étude de Grande-Bretagne	-	-	-	4 620 276 (1,62)
N	32	32	32	32
Sigma2	9,77E+12	8,55E+12	8,50E+12	8,51E+12
Valeur de la vie moyenne (\$ US 2000)		5 863 609		

Notes :

- La variable dépendante : VSV

- La statistique de Student absolue entre parenthèse.

## Annexe 7 : Résultats de la méta-analyse (avec erreurs types estimées)

Variables	Spécifications								
	Avec SOA				Sans SOA				
	1	2	3	4	5	6	7	8	
Constante	-3,97E+08 (2,12)	-4,66E+08 (2,59)	-4,76E+08 (2,62)	-6,23E+08 (3,32)	-5,21E+08 (2,40)	-5,85E+08 (2,80)	-5,80E+08 (2,75)	-7,08E+08 (3,25)	
Année de publication	184 754 (2,03)	219 159 (2,52)	223 620 (2,55)	291 584 (3,22)	248 762 (2,35)	280 942 (2,76)	278 546 (2,72)	337 123 (3,20)	
Revenu moyen (log)	3 626 952 (2,18)	3 551 251 (2,25)	3 626 666 (2,29)	4 761 568 (2,93)	3 488 098 (1,86)	3 407 577 (1,91)	3 397 342 (1,92)	4 425 177 (2,42)	
Probabilité de décès moyenne	-634 069 (2,93)	-469 696 (2,23)	-443 487 (2,04)	-287 572 (1,30)	-2 084 163 (3,74)	-1 800 054 (3,36)	-1 793 931 (3,40)	-1 491 716 (2,77)	
Endogénéité du risque	12 902 625 (4,53)	13 479 523 (4,86)	13 588 788 (4,88)	13 410 361 (4,85)	11 595 421 (3,91)	12 140 100 (4,22)	12 207 269 (4,23)	12 148 468 (4,23)	
Compensation	-2 232 200 (1,52)	-2 484 263 (1,80)	-2 589 727 (1,86)	-2 690 067 (1,96)	-3 562 007 (2,05)	-3 747 619 (2,29)	-3 731 196 (2,30)	-3 735 292 (2,33)	
Échantillon blanc	-	4 358 706 (2,56)	4 623 587 (2,59)	5 506 240 (3,07)	-	3 502 495 (1,93)	3 579 507 (1,90)	4 382 707 (2,30)	
Échantillon syndiqué	-	-	-1 035 050 (0,50)	-1 621 242 (0,79)	-	-	-297 019 (0,11)	-501 825 (0,19)	
Étude de Grande-Bretagne	-	-	-	6 193 274 (2,59)	-	-	-	5 164 928 (2,05)	
N	40	40	40	40	36	36	36	36	
Sigma <sup>2</sup>	7,64E+12	6,50E+12	6,52E+12	6,27E+12	8,82E+12	7,51E+12	7,26E+12	7,03E+12	
Valeur de la vie moyenne (\$ US 2000)		5 774 145				6 628 822			

## Bibliographie

ARABSHEIBANI, G. Reza et Alan MARIN (2000). « Stability of Estimates of the Compensation for Danger », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 10, n° 3, p. 247–269.

ARNOULD, Richard J. et Len M. NICHOLS (1983). « Wage-Risk Premiums and Worker's Compensation: A Refinement of Estimates of Compensating Wage Differentials », *Journal of Political Economy*, vol. 91, p. 332–340.

ARTHUR, W. Brian (1981). « The Economics of Risks to Life », *American Economic Review*, vol. 71, n° 1, p. 54-64.

BERGER, Mark C. et Paul E. GABRIEL (1991). « Risk Aversion and the Earnings of U.S. Immigrants and Natives », *Applied Economics*, vol. 23, p. 311-318.

BLINCOE, Lawrence J., Angela G. SEAY, Eduard ZALOSHNIJA, Ted R. MILLER, Eduardo O. ROMANO, Stephen LUCHTER, Rebecca S. SPICER (2002). « The Economic Impact of Motor Vehicle Crashes, 2000 », Washington D.C.: National Highway Traffic Safety Administration, DOT HS 809 446, 86 p.

BLOMQUIST, G. (1979). « Value of Life Saving: Implications of Consumption Activity », *Journal of Political Economy*, 87(3), 540–558.

BOWLAND, Bradley J. et John C. BEGHIN (2001). « Robust Estimates of Value of a Statistical Life for Developing Economies », *Journal of Policy Modeling*, vol. 23, p. 385–396.

BREYER, Friedrich et Stefan FELDER (2005). « Mortality Risk and the Value of a Statistical Life: The Dead-Anyway Effect Revis(it)ed », *The Geneva Risk and Insurance Review*, vol. 30, n° 1, p. 41-56.

BROWN, Charles (1980). « Equalizing Differences in the Labor Market », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 94, n° 1, p. 113–134.

CABALLÉ, Jordi et Alexey POMANSKY (1996). « Mixed Risk Aversion », *Journal of Economic Theory*, vol. 71, p. 485-513.

CHESTNUT, L.G., D. MILLS et R.D. ROWE (1999). « Air Quality Valuation Model Version 3.0 (AQVM 3.0) Report 2: Methodology », prepared for Environment Canada, *Health Canada by Status Consulting Inc.*, Boulder, CO.



COOPER, Harris et Larry V. HEDGES (1994). « The Handbook of Research Synthesis », Russel Sage Foundation, New York.

COUNCIL OF ECONOMIC ADVISERS (2005). « Economic Report of the President », Washington, DC: Government Printing Office.

COUSINEAU, Jean-Michel, Robert LACROIX et Anne-Marie GIRARD (1992). « Occupational Hazard and Wage Compensating Differentials », *The Review of Economics and Statistics*, p. 166-169.

DACHRAOUI, Kaïs, Georges DIONNE, Louis EECKHOUDT et Philippe GODFROID (2004). « Comparative Mixed Risk Aversion: Definition and Application to Self-Protection and Willingness to Pay », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 29, n° 3, p. 261-276.

DARDIS, Rachel (1980). « The Value of Life: New Evidence from the Marketplace » *American Economic Review*, vol. 70, n° 5, p. 1077–1082.

DAY, Brett (1999). « A meta-analysis of wage-risk estimates of the value of statistical life », *Centre for Social and Economic Research on the Global Environment*, University College London, mimeo.

de BLAEIJ, Arianne, Raymond J.G.M. FLORAX, Piet RIETVELD et Erik VERHOEF (2003). « The Value of Statistical Life in Road Safety: A Meta-Analysis », *Accident Analysis and Prevention*, vol. 35, p. 973-986.

DESVOUSGES, William H., F. Reed JOHNSON, H. Spencer BANZHAF, R.R. RUSSELL, Erin E. FRIES, K.J. DIETZ et S.C. HELMS (1995). « Assessing the Environmental Externality Costs for Electricity Generation », *Research Triangle Park*, NC: Triangle Economic Research.

DILLINGHAM, Alan E. (1985). « The Influence of Risk Variable Definition on Value-of-Life Estimates », *Economic Inquiry*, vol. 24, p. 227–294.

DILLINGHAM, Alan E. et Robert S. SMITH (1984). « Union Effects on the Valuation of Fatal Risk » dans *Proceedings of the Industrial Relations Research Association 36th Annual Meeting*, San Francisco, décembre, p. 270–277.

DIONNE, Georges, Paul LANOIE (2004). « Public Choice about the Value of a Statistical Life for Cost-Benefit Analyses: The Case of Road Safety », *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. 38, n° 2, p. 247-274.

DIONNE, Georges et Pierre-Carl MICHAUD (2002). « Statistical Analysis of Value-of-Life Estimates Using Hedonic Wage Method », cahier de recherche HEC Montréal, n° 02-01.

DIONNE, Georges, Jérôme GAGNÉ, Paul LANOIE, Stéphane MESSIER et Pierre-Carl Michaud (2002). « Évaluation des bénéfices liés à une amélioration de la sécurité routière: Revue de la littérature et proposition pour le Québec », Chaire de recherche du Canada en gestion des risques, HEC Montréal et CRT, Université de Montréal.

DOLAN, P. (1997). « Modeling Valuations for EuroQol Health States », *Medical Care*, vol. 35, p. 1095–1108.

DORMAN, Peter et Paul HAGSTROM (1998). « Wage Compensation for Dangerous Work Revisited », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 52, n° 1, p. 116–35.

DORSEY, Stuart et Norman WALZER (1983). « Workers Compensation, Job Hazards, and Wages », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 36, p. 642-654.

DREYFUS, Mark K. et W. Kip VISCUSI (1995). « Rates of Time Preference and Consumer Valuations of Automobile Safety and Fuel Efficiency », *Journal of Law and Economics*, vol. 38, n° 1, p. 79-105.

DRÈZE, Jacques (1962). « L'utilité sociale d'une vie humaine », *Revue française de recherche opérationnelle*, vol. 1, p. 93-118.

DRÈZE, Jacques (1992). « From the "Value of Life" to the Economics and Ethics of Population: the Path is Purely Methodological », *Recherches Économiques de Louvain*, vol. 58, n° 2, p. 147-166.

DUBLIN Louis I. et Alfred J. LOTKA (1947). « The Money Value of a Man », New York: The Ronald Press Company.

ECKHOUDT, Louis et James K. HAMMITT (2001). « Risk Aversion and the Value of Mortality Risk », Center for Risk Analysis, Harvard University working paper.

ECKHOUDT, Louis et James K. HAMMITT (2004). « Does Risk Aversion increase the Value of Mortality Risk? », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 47, p. 13-29.

FEENY, David H., William J. FURLONG, Michael BOYLE et George W. TORRANCE (1995). « Multi-Attribute Health Status Classification Systems: Health Utilities Index », *Pharmacoeconomics*, vol. 7, n° 6, p. 490-502.

FEENY, David H., George W. TORRANCE et William J. FURLONG (1996). « Health Utilities Index », dans Bert Spilker, editor, *Quality of Life and Pharmacoeconomics in Clinical Trials*. Second Edition. Philadelphia: Lippincott-Raven Press, p. 239-252.

FEIN, Rashi (1958). « Economics of mental illness », New York: Basic Books.

FISHER, Ann, Lauraine G. CHESTNUT et Daniel M. VIOLETTE (1989). « The Value of Reducing Risks of Death: A Note on New Evidence », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 8, n° 1, p. 88-100.

FLORAX, Raymond J. G. M. (2001). « Methodological Pitfalls in Meta-Analysis: Publication Bias », VU Research Memorandum, n° 2001–28, Amsterdam.

FORTIN Bernard et Paul LANOIE (2000). « Effects of Workers' Compensation: A Survey », dans *Handbook of Insurance*, Georges Dionne (Éd.), Kluwer Academic Publishers, Boston, p. 421-457.

FOX-RUSHBY, J. (2002). « Disability Adjusted Life Years (DALYs) for Decision-Making? An Overview of the Literature », *Office of Health Economics*, London, 172 p.

FURLONG, William, David FEENY, George W. TORRANCE, Charles GOLDSMITH, Sonja DEPAUW, Michael BOYLE, Margaret DENTON et Zenglong ZHU (1998). « Multiplicative Multi-Attribute Utility Function for the Health Utilities Index Mark 3 (HUI3) System: A Technical Report », McMaster University Centre for Health Economics and Policy Analysis Working Paper, n° 98-11, Hamilton, Ontario: McMaster University.

GAREN, John (1988). « Compensating Wage Differentials and the Endogeneity of Job Riskiness », *Review of Economics and Statistics*, p. 9-16.

GEGAX, Douglas, Shelby GERKING et William SCHULZE (1991). « Perceived risk and the marginal value of safety », *The Review of Economics and Statistics*, p. 589–597.

GLASS, Gene V. (1976). « Primary, Secondary and Meta-analysis of Research » *Educational Researcher*, vol. 5, p. 3-8.

GLASS, Gene V., B. MCGRAW et M.L. SMITH (1981). « Meta-analysis in Social Research », Sage Publications: Beverly Hills, CA.

GRAHAM, J. D., K. M. THOMPSON, S. J. GOLDIE, M. SEGUI-GOMEZ et M. C. WEINSTEIN (1997). « The Cost-Effectiveness of Air Bags by Seating Position », *Journal of the American Medical Association*, vol. 278, p. 1418-1425.

GUNDERSON, Morley et Douglas HYATT (2001). « Workplace Risks and Wages: Canadian Evidence from Alternative Models », *Canadian Journal of Economics*, vol. 34, n° 2, p. 377-395.

HAMMITT, James K. (2002). « QALYs Versus WTP », *Risk Analysis*, vol. 22, n° 5, p. 985-1001.

HERZOG, Henry W. et Alan M. SCHLOTTMANN (1990). «Valuing Risk in the Workplace: Market Price, Willingness to Pay, and the Optimal Provision of Safety », *Review of economics and statistics*, p. 463-470.

HUBER, Peter J. (1964). « Robust Estimation of a Location Parameter », *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 35, p. 73-101.

HUBER, Peter J. (1981). « Robust Statistics », New York: John Wiley & Sons, Inc.

HUNTER, John E. et Frank L. SCHMIDT (2004). « Methods of Meta-Analysis: Correcting Error and Bias in Research Findings », 2nd Edition, Newbury Park: Sage Publications.

JOHANNESSON, Magnus (1995). « The Relationship between Cost Effectiveness Analysis and Cost Benefit Analysis », *Social Science and Medicine*, vol. 41, p. 483-489.

JONES-LEE, M.-W. (1976). « The Value of Life: An Economic Analysis », Chicago: University Press.

KIM, Seung-Wook et Price V. FISHBACK (1999). « The Impact of Institutional Change on Compensating Wage Differentials for Accident Risk: South Korea, 1984-1990 », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 18, p. 231-248.

KIND P. (1996). « The EuroQol Instrument: An Index of Health-Related Quality of Life », dans Spilker B, editor, *Quality of life and pharmacoeconomics in clinical trials*, 2nd ed. Philadelphia (PA): Lippincott-Raven Press, p. 191-201.

KNIESER, Thomas J. et John D. LEETH (1991). « Compensating Wage Differentials for Fatal Injury Risk in Australia, Japan and the United States », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 4, n° 1, p. 75–90.

KNIESER, Thomas J. et W. Kip VISCUSI (2005). « Value of a Statistical Life: Relative Position vs. Relative Age », *Harvard Law and Economics Discussion Paper*, n° 502.

KRUPNIK, Alan, Anna ALBERINI, Maureen CROPPER, Nathalie B. SIMON, Bernie O'BRIEN, Ron GOEREE et Martin HEINTZELMAN (2002). « Age, Health and the Willingness to Pay for Mortality Risk Reductions: A Contingent Valuation Survey of Ontario Residents », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 24, n° 2, p. 161-186.

LANOIE, Paul (1993). « La valeur économique d'une vie humaine : où en sommes-nous? », dans *L'analyse coûts-avantages, défis et controverses*, de Gauthier et Thibault, Économica, Paris, 526 p.

LANOIE, Paul, Carmen PEDRO et Robert LATOUR (1995). « The Value of a Statistical Life: A Comparison of two Approaches », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 10, p. 235-257.

LE PEN, Claude (1993). « Capital humain et la santé (valeur et qualité de la vie humaine) », Paris, Dauphine, *miméo*.

LEETH, John D. et John RUSER (2003). « Compensating Wage Differentials for Fatal and Nonfatal Injury Risk by Gender and Race », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 27, n° 3, p. 257-277.

LEIGH, Paul J. (1987). « Gender, Firm Size, Industry and Estimates of the Value-of-Life », *Journal of Health Economics*, vol. 6, n° 3, p. 255-273.

LEIGH, Paul J. (1991). « No Evidence of Compensating Wages for Occupational Fatalities », *Industrial Relations*, vol. 30, n° 3, p. 382-395.

LEIGH, Paul J. (1995). « Compensating Wages, Value of a Statistical Life, and Inter-industry Differentials », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 28, p. 83-97.

LEIGH, Paul J. et Roger N. FOLSOM (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*, vol. 24, n° 1, p. 56-66.

LIU, Jin Tan, James K. HAMMITT et Jin Long LIU (1997). « Estimated Hedonic Wage Function and Value of Life in a Developing Country », *Economics Letters*, vol. 57, n° 3 (décembre), p. 353-358.

LOTT, John et Richard MANNING (2000). « Have Changing Liability Rules Compensated Workers Twice for Occupational Hazards? Earnings Premiums and Cancer Risks », *Journal of Legal Studies*, vol. 29, p. 99-130.

LOW, Stuart A. et Lee R. MCPHETERS (1983). « Wage Differentials and Risk of Death: An Empirical Analysis », *Economic Inquiry*, vol. 21, n° 2 (avril), p. 271-280.

MARIN, Alan et George 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*, vol. 90, p. 827-853.

MARTINELLO, Felice et Ronald MENG (1992). « Workplace Risks and the Value of Hazard Avoidance », *Canadian Journal of Economics*, vol. 25, n° 2, p. 333-345.

MCDOWELL, Ian (mcdowell@uottawa.ca). *EuroQol EQ-5D*, [courrier électronique à Martin Lebeau] (martin.lebeau@hec.ca), 27 février 2006.

MCDOWELL, Ian et Claire NEWELL (1996). « Measuring Health: A Guide to Rating Scales and Questionnaires », 2nd ed., Oxford University Press, p. 446-456.

MELINEK, Stanley J. (1974). « A Method of Evaluating Human Life for Economic Purposes », *Accident Analysis and Prevention*, vol. 6, p. 103-114.

MENG, Ronald (1989). « Compensating Differences in the Canadian Labor Market », *Canadian Journal of Economics*, vol. 22, p. 413-424.

MENG, Ronald et Douglas A. SMITH (1990). « The Valuation of Risk of Death in Public Sector Decision-Making », *Canadian Public Policy*, vol. 16, p. 137-144.

MENG, Ronald et Douglas A. SMITH (1999). « The Impact of Workers' Compensation on Wage Premiums for Job Hazards in Canada », *Applied Economics*, vol. 31, p. 1101-1108.

MICHAUD, Pierre-Carl (2001). « Évaluation des bénéfices et choix des projets impliquant la sauvegarde de vies humaines », Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maître ès sciences, HEC Montréal.

MILLER, Paul, Charles MULVEY et Keith NORRIS (1997). « Compensating Differentials for Risk of Death in Australia », *Economic Record*, vol. 73, p. 363-372.

MILLER, Ted R. (1990). « The Plausible Range for the Value of Life—Red Herrings among the Mackerel », *Journal of Forensic Economics*, vol. 3, n° 3, p. 17–39.

MILLER, Ted R. (2000). « Variations between Countries in Values of Statistical Life », *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. 34, n° 2, p. 169–188.

MINCER, Jacob (1974). « Schooling, Experience, and Earnings », Columbia University Press, New York.

MISHAN, Ezra J. (1971). « Evaluation of Life and Limb: A Theoretical Approach », *Journal of Political Economy*, vol. 79, p. 687-705.

MOORE, Michael et W. Kip VISCUSI (1988a). « Doubling the Estimated Value of Life: Results Using New Occupational Fatality Data », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 7, p. 476–490.

MOORE, Michael et W. Kip VISCUSI (1988b). « The Quantity-Adjusted Value of Life », *Economic Inquiry*, vol. 26, n° 3, p. 369-388.

MOORE, Michael et W. Kip VISCUSI (1989). « Rates of Time Preference and Valuations of the Duration of Life », *Journal of Public Economics*, vol. 38, n° 3, p. 297-317.

MOORE, Michael et W. Kip VISCUSI (1990a). « Discounting Environmental Health Risks: New Evidence and Policy Implications », *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 18, p. 51–62.

MOORE, Michael et W. Kip VISCUSI (1990b). « Models for Estimating Discount Rates for Long-Term Health Risks Using Labor Market Data », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 3, 381–401.

MROZEK, Janusz R. et Laura O. TAYLOR (2002). « What Determines the Value of Life? A Meta-Analysis », *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 21, n° 2, p. 253–270.

MURRAY, Christopher J.L. (1994). « Quantifying the Burden of Disease: the Technical Basis for Disability-adjusted Life Years ». *Bulletin of the World Health Organisation*, vol. 72, n° 3, p. 429-445.

MUSHKIN, Selma J. (1962). « Health as an Investment », *Journal of Political Economy*, vol. 70, n° 2, p. 129-157.

NEEDLEMAN, Lionel (1980). « The Valuation of Changes in the Risk of Death by Those at Risk », *Manchester School of Economics and Social Studies*, vol. 48, n° 3, p. 229-254.

OLSON, Craig A. (1981). « An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs », *Journal of Human Resources*, vol. 16, p. 167-185.

PLISKIN, Joseph S., Donald S. SHEPARD et Milton C. WEINSTEIN (1980). « Utility Functions for Life Years and Health Status », *Operations Research*, vol. 28, n° 1, p. 206-224.

PRATT, John W. et Richard J. ZECKHAUSER (1996). « Willingness to Pay and the Distribution of Risk and Wealth », *Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 4, p. 747-763.

RICE, Dorothy P. (1967). « Estimating the cost of illness », *American Journal of Public Health*, vol. 57, p. 424-440.

ROOT, Norman et Deborah SEBASTIAN (1981). « BLS Develops Measure of Job Risk by Occupation », *Monthly Labor Review*, vol. 106 (octobre), p. 26-30.

SANDY, Robert et Robert F. ELLIOTT (1996). « Unions and Risk: Their Impact on the Compensation for Fatal Risk », *Economica*, vol 63, n° 250 (mai), p. 291-309.

SANDY, Robert, Robert F. ELLIOTT, W. Stanley SIEBERT et Xiangdong WEI (2001). « Measurement Error and the Effects of Unions on the Compensating Differentials for Fatal Workplace Risks », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 23, n° 1, p. 33-56.

SECRÉTARIAT DU CONSEIL DU TRÉSOR (1998). « Guide de l'analyse avantages-coûts », 75 p.

SHANMUGAM, K. R. (2001). « Self Selection Bias in the Estimates of Compensating Differentials for Job Risks in India », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 22, n° 3, p. 263-275.

SCHELLING, Thomas C. (1968). « The Life you Save May be your Own », dans *Problems in Public Expenditure Analysis*, S. Chase, ed., Washington, Brookings Institution, p. 127-162.

SIEBERT, W. Stanley et Xiangdong WEI (1994). « Compensating Wage Differentials for Workplace Accidents: Evidence for Union and Nonunion Workers in the UK », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 9, p. 61-76.



SMITH, Adam (1776). « The Wealth of Nations », Chicago: University of Chicago Press.

SMITH, Robert S. (1974). « The Feasibility of an “Injury Tax” Approach to Occupational Safety », *Law and Contemporary Problems*, vol. 38, p. 730–744.

SMITH, V. Kerry et William H. DESVOUSGES (1987). « An Empirical Analysis of the Economic Value of Risk Changes », *Journal of Political Economy*, vol. 95, p. 89-114.

SUMMERS, Robert et Alan HESTON (1991). « The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988 », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, p. 327-68.

TAKEUCHI, Kenji (2000). « A Meta-Analysis of the Value of Statistical Life », Discussion Paper, Institute of Social Sciences, Meiji University.

THALER, Richard et Sherwin ROSEN (1975). « The Value of Saving A Life: Evidence From The Labor Market » dans *Household Production and Consumption*, de Nester Terleckyj. NBER Press, Columbia University.

THALER, Richard (1974). « The Value of Saving a Life: A Market Estimate », thèse de doctorat, University of Rochester, Dept. of Economics.

TRANSPORT CANADA (1994). « Guide de l'analyse coûts-avantages à Transports Canada », Rapport de Transport Canada, TP11875F.

VISCUSI, W. Kip (1978a). « Wealth Effects and Earnings Premiums for Job Hazards » *Review of Economics and Statistics*, vol. 60, n° 3, p. 408–416.

VISCUSI, W. Kip (1978b). « Labor Market Valuations of Life and Limb: Empirical Evidence and Policy Implications », *Public Policy*, vol. 26, p. 359–386.

VISCUSI, W. Kip (1993). « The Value of Risks to life and Health », *Journal of Economic Literature*, vol. 31, p. 1912-1946.

VISCUSI, W. Kip (2000). « Risk equity », Discussion Paper, n° 294, Harvard Law School, Cambridge.

VISCUSI, W. Kip (2003). « Racial Differences in Labor Market Values of a Statistical Life », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 27, n° 3, p. 239-256.

VISCUSI, W. Kip (2004). « The Value of Life: Estimates with Risks by Occupation and Industry », *Economic Inquiry*, vol. 42, n° 1, p. 29-48.

VISCUSI, W. Kip (2005). « The Value of Life », Discussion Paper, n° 517, Harvard Law School, Cambridge.

VISCUSI, W. Kip et Joseph E. ALDY (2003). « The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Market Estimates Throughout the World », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 27, p. 5-76.

VISCUSI, W. Kip et Joni HERSCH (1998). « Smoking and Other Risky Behaviors », *Journal of Drug Issues*, vol. 28, n° 3, p. 645-661.

WAGSTAFF, Adam (1991). « QALYs and the Equity-Efficiency Trade-Off », *Journal of Health Economics*, vol. 10, p. 21-41.

WEINSTEIN, Milton C., Donald S. SHEPARD et Joseph S. PLISKIN (1980). « The Economic Value of Changing Mortality Probabilities: A Decision-Theoretic Approach », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 94, p. 373-396.

WEISS, Peter, Gunther MAIER et Shelby GERKING (1986). « The Economic Evaluation of Job Safety: A Methodological Survey and Some Estimates for Austria », *Empirica*, vol. 13, n° 1, p. 53-67.

WOLF, Frederic M. (1986). « Meta-Analysis: Quantitative Methods for Research Synthesis », Sage Publications.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2000). « Introductory Econometrics: A Modern Approach », South-Western College Publishing.

ZHANG, Anming, Anthony E. BOARDMAN, David GILLEN et W.G. WATERS II (2004). « Towards Estimating the Social and Environmental Costs of Transportation in Canada », a Report for Transport Canada, UBC Centre for Transportation Studies, 450 p.