Non classifié **ENV/EPOC/WPNEP(2010)10/FINAL**

Organisation de Coopération et de Développement Économiques
Organisation for Economic Co-operation and Development **25-Feb-2011**

Français - Or. Anglais

DIRECTION DE L'ENVIRONNEMENT
COMITE DES POLITIQUES D'ENVIRONNEMENT

ENV/EPOC/WPNEP(2010)10/FINAL
Non classifié

Groupe de travail sur les politiques d'environnement nationales

Méta-analyse de la valeur de la vie statistique dans les études de préférences déclarées : autres questions relatives à la sensibilité des modèles et au transfert d'avantages

Le présent rapport a été rédigé par Henrik Lindhjem, de Vista Analyse (Norvège) et Stale Navrud, Département d'économie et de gestion des ressources, Université norvégienne des sciences de la vie, avec la contribution de Vincent Biausque, Ecole nationale de la statistique et de l'administration économique (Paris) et du Secrétariat de l'OCDE.

Il consiste en une description technique des méta-analyses qui ont été effectuées des estimations de la valeur d'une vie statistique dans les études portant sur les préférences déclarées et apporte une contribution à un guide d'utilisation des valeurs VVS dans les évaluations des politiques destiné aux responsables publics qui est actuellement en préparation.

Pour plus d'informations, veuillez contacter Nils Axel Braathen, Division de l'intégration de l'environnement et de l'économie, Direction de l'environnement de l'OCDE, tél: + 33 (0)1 45 24 76 97, courriel : Nils-Axel.Braathen@oecd.org

JT03297038

Document complet disponible sur OLIS dans son format d'origine
Complete document available on OLIS in its original format

Français - Or. Anglais

NOTE DU SECRÉTARIAT

Le présent rapport a été rédigé par Henrik Lindhjem, de Vista Analyse (Norvège) et Ståle Navrud, Département d'économie et de gestion des ressources, Université norvégienne des sciences de la vie, avec la contribution de Vincent Biausque, École nationale de la statistique et de l'administration économique (Paris) et du Secrétariat de l'OCDE.

Il consiste en une description technique des méta-analyses qui ont été effectuées des estimations de la valeur d'une vie statistique dans les études portant sur les préférences déclarées et apporte une contribution à un guide d'utilisation des valeurs de VVS dans les évaluations des politiques destiné aux responsables publics qui est actuellement en préparation.

Ce document est publié sous la responsabilité du Secrétaire général de l'OCDE.

Copyright OCDE, 2011

Les demandes pour des permissions de reproduire ou traduire tout ou une partie de cette étude devraient être adressées à : Head of Publications Service, OECD, 2 rue André Pascal, 75775 Paris Cedex 16, France.

TABLE OF CONTENTS

NOTE DU SECRÉTARIAT 2

MÉTA-ANALYSE DE LA VALEUR DE LA VIE STATISTIQUE DANS LES ÉTUDES DE PRÉFÉRENCES DÉCLARÉES : AUTRES QUESTIONS RELATIVES À LA SENSIBILITÉ DES MODÈLES ET AU TRANSFERT D'AVANTAGES 4

1. Introduction 4
   1.1 Contexte et objectifs 4
   1.2 Structure du rapport 5
2. Considérations relatives aux métadonnées et à la sélection 6
   2.1 Métadonnées 6
   2.2 Arbitrages des méta-analyses et sensibilité des choix 7
   2.3 Sélection fondée sur la qualité et d'autres critères 8
3. Autres méta-régressions et analyse de sensibilité 11
   3.1 Analyse préliminaire, définitions des variables et résultats escomptés 11
   3.2 La méthode de méta-régression 14
   3.3 Ensemble de données complet - pas de sélection 15
   3.4 Procédure de sélection de premier niveau 17
   3.5 Estimations dégagées des études faisant appel au même questionnaire de « pratique optimale »19
   3.6 Estimations recommandées par les auteurs 20
   3.7 Synthèse des résultats et nouveaux problèmes de sensibilité 21
4. Considérations aux fins de transfert d'avantages et d'action publique 22
   4.1 Introduction – Quelques considérations théoriques et pratiques 22
   4.2 Précision du transfert d'avantages : transferts hors échantillon 23
   4.3 Comparaison entre les différentes techniques de transfert d'avantages– laquelle choisir ? 30
5. Synthèse et conclusions 35
   5.1 Objectifs et méthode 35
   5.2 Principaux résultats I : sensibilité des résultats aux procédures de sélection 36
   5.3 Principaux résultats II : précision des modèles méta-analytiques aux fins de transfert d'avantages et d'action publique 37
   5.4 Principaux résultats III : comparaison entre les méthodes de transfert méta-analytique d'avantages et les méthodes de transfert d'avantages simples 37
   5.5 Remarque finale 38

ANNEXE 1 : SENSIBILITÉ À LA MÉTHODE DE PONDÉRATION 39

A1.1 Jeu de données complet brut 39
A1.2 Procédure de sélection de premier niveau 40
A1.3 Estimations dégagées des études faisant appel au même questionnaire de « pratique optimale »41
A1.4 Estimations recommandées par les auteurs 42

ANNEXE 2: SENSIBILITÉ AU TRONCAGE 44

A2.1 Jeu de données complet brut 44
A2.2 Procédure de sélection de premier niveau 45
A2.3 Estimations tirées des études faisant appel au même questionnaire de « pratique optimale ».. 46
A2.4 Estimations recommandées par les auteurs 47

BIBLIOGRAPHIE 49

MÉTA-ANALYSE DE LA VALEUR DE LA VIE STATISTIQUE DANS LES ÉTUDES DE PRÉFÉRENCES DÉCLARÉES : AUTRES QUESTIONS RELATIVES À LA SENSIBILITÉ DES MODÈLES ET AU TRANSFERT D'AVANTAGES

1. Introduction

1.1 Contexte et objectifs

1. Le présent rapport est le résultat attendu des travaux réalisés dans le cadre du projet « PIMAVE – Conséquences pour l'action des pouvoirs publics de la méta-analyse des estimations de la valeur d'une vie statistique » financé par la Commission européenne et coordonné par l'intermédiaire de la Direction de l'environnement de l'OCDE. Il s'inspire des travaux présentés dans Braathen *et al.* (2009) et les prolonge. Depuis cette étude, les métadonnées ont été actualisées par des recherches plus récentes (mars 2010) et de nouvelles informations ont été ajoutées, issues d'études et recueillies auprès des auteurs, afin d'établir une base de données plus complète et détaillée.

2. À partir de cet ensemble de données actualisées, le présent rapport vise les principaux objectifs suivants :

- Analyser les procédures de sélection des estimations de la VVS en fonction de la qualité des études et d'autres facteurs pour que l'échantillon soit plus maniable et adapté à l'analyse statistique, et qu'il puisse être utilisé dans des applications de transfert d'avantages à des fins d'action publique.
- Appliquer d'autres modèles de méta-régression sur des sous-ensembles des données résultant des critères de sélection ci-dessus pour examiner la robustesse et la sensibilité des résultats.
- Évaluer certains modèles méta-analytiques aux fins de transfert d'avantages et d'action publique et estimer leur fiabilité.

3. Un critère de sélection relevant du premier des points ci-dessus a fait l'objet d'une attention particulière : contacter les auteurs en personne pour leur demander s'ils jugent que les estimations devraient être intégrées à l'analyse ou pas. Plusieurs autres critères objectifs et subjectifs pour gérer le grand nombre d'estimations de la VVS disponibles dans notre ensemble de métadonnées sont également analysés. Bon nombre d'entre eux procèdent à la sélection en fonction d'indicateurs de la qualité de l'étude sous-jacente ou de l'estimation en question.

4. Le jeu complet de données pour cette phase du projet est encore constitué de la totalité des études que nous avons pu trouver au plan mondial qui sont rédigées en anglais et font appel à des méthodes de préférence déclarée (à savoir l'évaluation contingente, le classement contingent ou les expériences relatives au choix) pour estimer le consentement à payer (CAP) *des adultes* pour une réduction des risques de mortalité dérivant des politiques en matière d'environnement, de santé et de transport. Nous n'avons ainsi pas pris en compte les études de préférences révélées (les études risque-salaire hédonique par exemple) car nous les avons jugées trop différentes, au plan méthodologique et conceptuel, des études des préférences

déclarées.[1] Nous n'avons pas non plus pris en considération le nombre restreint, mais croissant, d'études des préférences déclarées qui demandent aux parents d'évaluer la variation du risque de mortalité pour leurs enfants en particulier.

5. Ce rapport a été essentiellement rédigé par Henrik Lindhjem[2], qui a bénéficié des commentaires et de la contribution de Ståle Navrud[3], Nils Axel Braathen[4] et Vincent Biausque[5]. Il se fonde sur une partie des travaux présentés dans Biausque (2010) et les approfondit. Il a également bénéficié des observations d'Alan Krupnick, de Resources for the Future (en tant que lecteur critique de Braathen *et al.*, 2009) et d'autres participants à la conférence « Évaluation des incidences de la dégradation de l'environnement », qui s'est tenue à Prague et les 17 et 18 septembre 2009,[6] ainsi que de Stephen White, de la Commission européenne.

6. Ce document est étroitement lié au résultat final du projet PIMAVE, le rapport d'orientation, dont Ståle Navrud est l'auteur principal. L'objectif de ces deux rapports et de Biausque (2010) est de montrer comment on peut analyser le jeu de métadonnées et utiliser les résultats dans le cadre d'études et aux fins de transfert d'avantages et d'action publique. Néanmoins, ils n'entendent pas être exhaustifs à cet égard, ce qui serait impossible étant donné l'ampleur et la complexité de la base de données et au vu des contraintes de temps et de ressources. Comme l'ensemble des métadonnées est disponible en ligne, il serait utile que les chercheurs et responsables publics intéressés les utilisent pour procéder à d'autres analyses et en adapter certaines composantes à leurs finalités spécifiques (voir la base de données complète à l'adresse www.oecd.org/env/policies/VSL). Le caractère Open source de la base de données offre la possibilité de mieux contrôler la qualité des informations qu'elle contient et de corriger les erreurs et mauvaises interprétations ; de nouvelles études peuvent en outre y être ajoutées à mesure de leur parution. Le présent rapport, Biausque (2010) et le document d'orientation ont pour objectif de montrer aux chercheurs et aux responsables publics comment faire un usage plus approfondi de la base de données. À terme, le renforcement de la transparence et une meilleure appréhension du consentement à payer des individus pour une réduction des risques devraient se traduire par une allocation plus efficace des fonds publics aux politiques de réduction des risques de mortalité qui importent le plus.

1.2 Structure du rapport

7. Le chapitre suivant analyse brièvement les caractéristiques de la base de données et les questions associées à la sélection des estimations de la VVS à partir d'une évaluation de la qualité des études sous-jacentes ou d'autres facteurs. Comme les études méta-analytiques n'évoquent guère ce sujet et n'expliquent généralement pas pourquoi et comment des études ont été exclues d'un jeu de données, il est utile de se pencher sur ce point ici puisque nous avons d'emblée écarté certaines études de notre base de données brute.

8. Le chapitre 3 explique et analyse les nouvelles méta-régressions effectuées sur le jeu de données par rapport à Braathen *et al.* (2009). Ces travaux comportent une analyse préliminaire et exploratoire approfondie visant à rétrécir l'ensemble de données, à tester les critères de sélection et à établir l'assise qui permettra de choisir les variables explicatives susceptibles d'être les plus importantes parmi les nombreuses variables pertinentes sur les plans théorique et empirique codées dans la base de données. Nous avons retenu quatre modes principaux de sélection des données, auxquels nous avons appliqué plusieurs modèles de méta-régression avec diverses combinaisons de variables exploratoires. Les résultats font apparaître des

---

1 Ce que recommande également l'Agence pour la protection de l'environnement des États-Unis (2006).
2 Institut norvégien de recherche sur la nature (NINA) et Vista.
3 Département d'économie et de gestion des ressources, Université norvégienne des sciences de la vie
4 OCDE, Direction de l'environnement.
5 École nationale de la statistique et de l'administration économique, Paris.
6 www.oecd.org/document/22/0,3343,en_21571361_36146795_37920982_1_1_1_1,00.html.

sensibilités et établissent les fondements nécessaires pour choisir les fonctions de méta-analyse éventuellement utilisables pour le transfert d'avantages. Le chapitre présente en conclusion d'autres considérations relatives à la sensibilité qui ne sont pas analysées en détail ici. L'analyse décrite au chapitre 3 élargit et affine celle contenue dans Braathen *et al.* (2009).

9. Le chapitre 4 analyse certaines des questions à prendre en considération lors du choix et de l'application des fonctions de méta-analyse évaluées en vue de générer des estimations de VVS à des fins de transfert d'avantages. Par ailleurs, il examine brièvement les problèmes de fiabilité et de sensibilité du transfert méta-analytique d'avantages par rapport aux techniques simples plus couramment utilisées dans la pratique. Le chapitre 5 résume et conclut l'étude.

10. Le présent rapport peut se lire comme un document autonome, mais renvoie à Braathen *et al.* (2009) et à Biausque (2010) pour des descriptions plus détaillées de la base de données et une analyse approfondie de la modélisation économétrique.

2. Considérations relatives aux métadonnées et à la sélection

Le présent chapitre fait d'abord brièvement le point sur le jeu de données avant d'examiner les procédures de sélection des estimations de la VVS fondées sur la qualité des études et d'autres facteurs afin qu'il soit plus maniable et adapté à l'analyse statistique et puisse être utilisé dans des applications de transfert d'avantages à des fins d'action publique.

2.1 Métadonnées

11. La base de données a été établie et actualisée sur une période de trois ans, les dernières données ayant été saisies au début de 2010. À la connaissance des auteurs, elle contient le plus vaste jeu d'informations de toutes les métabases de données de l'économie environnementale. Le jeu complet contient plus de 1 000 observations d'estimations moyennes de la VVS[7] tirées d'études des préférences déclarées conduites dans le monde entier.

12. On trouvera d'autres précisions et une description de la base de données aux chapitres 3 et 4 de Braathen *et al.* (2009) et dans les annexes à ce rapport. La base de données elle-même est publiée sur le site de l'OCDE[8].

13. Le tableau 1 présente les statistiques sommaires pour l'échantillon complet et les échantillons tronqués des estimations moyennes de VVS. La VVS moyenne de la base de données s'établit aux environs de 6 millions USD (valeur de 2005). Si l'on pondère cette estimation de manière à ce que chaque *étude* ait un poids égal (plutôt que chaque *estimation*, puisque chaque étude fournit un plus grand nombre d'estimations), cette moyenne passe aux environs de 7 millions USD. Si l'on élimine les 2,5 % supérieurs et inférieurs de l'échantillon, ces deux valeurs diminuent pour afficher quasiment le même chiffre de 4,5 millions USD.

14. Les estimations affichent d'amples variations, d'un minimum de 4 450 USD à un maximum de 197 millions USD. La distribution présente une forte concentration sur la droite, comme le montrent les valeurs des médianes, nettement inférieures à celles des moyennes. Cette variation ne tient pas seulement

---

7 Nous examinons les estimations *moyennes* de la VVS tirées des échantillons d'enquête notifiées dans les études, et non les médianes (dont un moins grand nombre d'études rendent compte), ou bien les estimations de VVS particulières dégagées de jeux de données complets d'études de préférence.

8 www.oecd.org/env/policies/VSL.

au grand nombre de pays (pauvres et riches) pris en considération. Pour les États-Unis, les valeurs minimale et maximale de VVS signalées sont de 37 222 USD et de 138 millions USD respectivement.

Tableau 1. Récapitulatif des estimations de la valeur de la vie statistique (VVS).
En dollars USD de 2005.

	Échantillon complet	Échantillon tronqué**
VVS moyenne (écart type)	6 256 797 (453 874)	4 577 084 (181 355)
VVS moyenne pondérée* (écart type)	7 360 216 (824 671)	4 592 717 (301 182)
Médiane	2 554 708	2 554 708
Valeur minimale	4 450	57 626
Valeur maximale	197 000 000	35 700 000
Nombre d'observations	937	891

*Pondérée par l'inverse du nombre d'observations de chaque enquête sur les préférences déclarées
**Dont 2,5% des valeurs supérieures et inférieures ont été retirées

15. Les statistiques sommaires pour les trois catégories de risque utilisées dans la classification sont également indiquées : environnement, santé et circulation routière. Voir le tableau 2. La moyenne (non pondérée et non tronquée) s'établit respectivement à 8,7 millions USD, 4,7 millions USD et 6,9 millions USD. Ces écarts seront analysés en plus grand détail dans les régressions présentées au chapitre suivant.

Tableau 2. VVS par catégorie de risque

Non pondérée et non tronquée, en dollars USD de 2005.

	Environnement	Santé	Circulation
Moyenne (écart type)	8 690 887 (1 459 615)	4 698 226 (394 035)	6 9396 34 (812 836)
Médiane	3 027 388	1 462 561	3 041 077
Valeur minimale	24 421	4450	21 086
Valeur maximale	197 000 000	75 400 000	112 000 000
Nombre d'observations	217	455	265

2.2 Arbitrages des méta-analyses et sensibilité des choix

16. Comme les méta-analystes le savent bien, il existe un arbitrage entre le nombre de variables explicatives possibles et intéressantes susceptibles d'être prises en compte pour expliquer les variations de la VVS et les informations effectivement disponibles concernant ces variables dans les études rassemblées. En choisissant un nombre limité de variables, on obtiendra un jeu de données moins lacunaire compte tenu de la plus forte probabilité de trouver ces informations dans un plus grand nombre d'études. L'exercice consistant à procéder à un choix équilibré du nombre d'études et de variables pour obtenir un jeu de données final aux fins d'analyse et de transfert d'avantages relève, dans une certaine mesure, davantage de l'art que de la science. Les études méta-analytiques ne donnent guère d'orientations à cet égard, même si des ouvrages récents ont commencé à analyser ces questions et la sensibilité des résultats à ce choix (Lindhjem et Navrud 2008 ; Nelson et Kennedy 2009 ; Rosenberger et Johnston 2009 ; Johnston et Rosenberger 2010).

17. Un problème apparenté est que même si la variable que nous essayons d'appréhender et d'expliquer, la VVS, est uniformément définie dans l'ensemble des études, les estimations de la VVS peuvent varier en raison de nombreux facteurs hétérogènes, tels que les différences méthodologiques, les variations nationales, les types de risques évalués, etc. Or, le nombre de variations (ou l'hétérogénéité)

contenues dans un jeu de métadonnées et susceptibles d'être utilement modélisées dans les méta-régressions avec un éventail de variables explicatives est limité.[9] Les ouvrages spécialisés ne s'accordent pas sur cette limite. L'USEPA (2006) énonce peut-être la théorie la plus prudente, alors que l'on peut citer plusieurs publications où la valeur analysée est définie de façon très ambiguë et où les facteurs explicatifs possibles présentent une forte hétérogénéité. Dans les ouvrages d'économie environnementale, ces exemples concernent entre autres les récifs de coraux, les terres humides (Brander, Florax *et al.*, 2006 ; Brander, van Beukering *et al.*, 2007) et la biodiversité (Jacobsen et Hanley 2009 ; Richardson et Loomis 2009).

18. De nombreuses études méta-analytiques ne décrivent pas précisément leurs protocoles de collecte, de codage, d'intégration et d'analyse des études dans les méta-analyses définitives. Rares sont en outre les informations sur les analyses de sensibilité des résultats dérivant de ces protocoles et de ces choix effectuées durant le processus de collecte et de codage des données. Notre approche a donc consisté à prendre en considération le plus grand nombre d'études possibles et à coder un large éventail de variables tirées de chacune d'elles (d'où, inévitablement, quelques valeurs manquantes dans le jeu de données). Par ailleurs, les données extraites des études ont été complétées par des informations dégagées des statistiques officielles et obtenues auprès des auteurs et, dans une certaine mesure, par nos propres calculs fondés sur les informations contenues dans les études. La base de données est en conséquence très détaillée et très riche, mais oblige également à choisir certains protocoles de sélection des données pour procéder à une analyse, choix qui sera déterminé par l'objectif de cette dernière. Par ailleurs, on insiste ici sur la nécessité d'une analyse de sensibilité à la suite de ce choix.

19. Braathen *et al.* (2009) comportait quelques considérations liminaires relatives à la sensibilité, car des modèles différents intégrant des variables distinctes ont entraîné le retrait de diverses observations des régressions, selon que les informations concernant une certaine variable étaient disponibles pour une estimation donnée ou pas. Dans ce qui suit, nous examinons plusieurs critères fondés sur des facteurs subjectifs et plus objectifs éventuellement applicables pour exclure certaines études et observations des analyses. De manière générale, dans les méta-analyses, la sélection des études en fonction de la qualité est un point controversé car on ne s'accorde pas toujours quant à ce qui constitue la qualité en général, et la qualité requise à une fin précise en particulier. Il existe toutefois de bonnes raisons d'analyser les moyens de procéder à cette sélection car les études bien conçues offrent de meilleures informations, plus proches, en un certain sens, de la « réalité ». Il convient toutefois d'expliquer clairement comment ces choix sont faits et quelles sont leurs implications potentielles.

2.3 Sélection fondée sur la qualité et d'autres critères

20. Nous analysons au chapitre suivant certains critères de sélection et ceux servant de base aux méta-régressions.

Sélection fondée sur des critères de qualité

21. De nombreuses caractéristiques d'une étude peuvent signaler une plus faible qualité de l'enquête sur les préférences déclarées en particulier, et de l'étude par enquête plus généralement. Si une étude compte un pourcentage élevé de personnes donnant en apparence une réponse de protestation à la question d'évaluation, cette situation tient très probablement à certains aspects de la description du scénario ou à d'autres failles du questionnaire. Il est cependant difficile de définir ce que serait un niveau acceptable de protestation, et si celle-ci varie d'une culture à l'autre. Le recours à ce type de critère peut donc être trop

[9] Par ailleurs, on évite généralement, en économétrie, d'inclure un trop grand nombre de variables explicatives par rapport au nombre d'observations, ce qui aboutirait à un modèle sur-spécifié.

ambigu, d'autant que toutes les études ne rendent pas compte de cette information. Aucune estimation n'a donc été écartée sur cette base.

22. Un critère similaire consiste à écarter des études en fonction de la réalisation et de la réussite d'un « test de portée » externe. Cela signifie que l'on a attribué à deux échantillons indépendants différents niveaux de variation du risque pour vérifier si le CAP des personnes interrogées varie positivement avec celle-ci (Hammitt et Graham 1999). Ce critère de qualité émane des recommandations du comité de la NOAA concernant les enquêtes sur les préférences déclarées (Arrow, Solow *et al.*, 1993). Il a été appliqué par Krupnick (2007) pour sélectionner des études dans un examen des ouvrages consacrés à la relation entre la VVS et l'âge. Or, des études récentes, s'appuyant sur des raisons théoriques et empiriques, ont minimisé l'importance que des effets de portée substantiels auraient sur la qualité des études (Amiran et Hagen, 2010).

23. Un autre critère, plus général, consiste à sélectionner une étude selon qu'elle est publiée ou pas. Dans la littérature méta-analytique, il n'est généralement pas recommandé d'exclure des études sur cette base. Les études publiées n'apporteront peut-être pas toujours les informations les plus appropriées nécessaires aux fins de méta-analyse (parce que l'objectif consiste souvent à fournir des détours méthodologiques, et non à rendre compte d'estimations de valeurs en soi, par exemple), et il arrive souvent que des documents de travail et des rapports soient de meilleure qualité que les études publiées dans des revues scientifiques de mauvaise qualité. Qui plus est, les études publiées peuvent différer systématiquement, par certains aspects, des études non publiées. Pour réduire cet éventuel biais de publication, mieux vaut « privilégier l'inclusion » (Stanley et Jarrel, 2005).

24. Deux critères éventuellement plus objectifs sont associés à la qualité des études par enquête plus généralement. Si le taux de réponse de l'enquête sur les préférences déclarées est trop bas, cela indique qu'un nombre insuffisant de personnes moins intéressées ont été interrogées, ce qui a pu donner des estimations supérieures des valeurs. C'est un point que l'on peut soutenir en principe mais, dans la pratique, rares sont les études qui indiquent précisément leur taux de réponse net, et la façon dont les taux de réponse sont calculés et communiqués varient (pour les enquêtes en ligne effectuées à partir d'échantillons recrutés préalablement par exemple).

25. Les études récentes peuvent être considérées de meilleure qualité compte tenu des innovations et des perfectionnements méthodologiques intervenus au fil du temps. Néanmoins, au lieu de choisir une année arbitraire (à savoir les années suivant les recommandations du comité de la NOAA) et d'exclure les études plus anciennes, l'année de l'enquête est généralement intégrée aux régressions pour neutraliser de tels effets.[10] C'est le cas de certaines des régressions présentées ici.

26. Un autre critère relativement objectif est la taille de l'échantillon. Les grands échantillons fournissent statistiquement des estimations plus précises et sont généralement associés à des études dotées d'un budget supérieur et (on l'espère) de meilleure qualité. Notre sélection a retenu ce critère. Par ailleurs, nous avons appliqué (quelque peu arbitrairement, il est vrai) un critère minimal de 100 personnes pour le sous-échantillon servant de base à une estimation de la VVS, et de 200 personnes pour l'échantillon complet d'une étude, ce que Krupnick a également fait (2007).

27. D'autres caractéristiques des enquêtes sur les préférences déclarées pourraient être prises en considération, mais leur utilisation est délicate ou controversée dans la pratique. Il s'agit par exemple du format des questions relatives au CAP (choix dichotomique recommandé par le comité de la NOAA ou

[10] Il se peut bien évidemment que cette variable saisisse d'autres évolutions temporelles, telles les effets de l'augmentation de la richesse, dont ne rendent pas compte les chiffres du PIB ou l'évolution de l'importance ou de la rareté relatives du bien évalué dans le temps.

autres formats), ou de savoir si une étude a utilisé des protocoles de rapport et abouti à des résultats compatibles avec la théorie économique dans l'analyse de régression (SEPA 2006 ; Krupnick 2007).

28. Une autre possibilité, à laquelle nous avons fait appel ici, consiste à demander aux auteurs eux-mêmes d'évaluer si une estimation doit être intégrée à la méta-analyse ou pas. Dans ce cas précis, la question était la suivante :

> « Il serait extrêmement utile que vous nous indiquiez si vous pensez qu'une estimation donnée de la VVS doit être intégrée à notre analyse. Nous souhaiterions que vous choisissiez entre quatre « options » : « uniquement », « oui », « peut-être » et « non ». Veuillez utiliser la réponse « uniquement » pour indiquer *l'estimation privilégiée* pour une étude donnée (le cas échéant), « oui » pour indiquer que l'estimation est une parmi d'autres qu'il conviendrait d'intégrer, « peut-être » pour signaler un doute, et « non » si vous estimez qu'une estimation donnée ne devrait absolument pas être intégrée dans la méta-analyse. »

29. Cet exercice a permis de recueillir l'avis des auteurs concernant 627 observations sur un total de 1095, soit un peu moins de 60 %. Nous avons décidé de retirer de l'échantillon initial toutes les estimations ayant reçu une réponse « non ». Le nombre d'auteurs désireux de recommander une estimation de VVS spécifique (ayant répondu « uniquement » à notre question) était trop faible pour que nous puissions nous servir de cette information. Nous avons donc plutôt utilisé leur avis d'exclusion.

Considérations d'hétérogénéité et sélection fondée sur d'autres critères

30. Pour assurer une plus grande homogénéité, seules les études dont la VVS moyenne avait été directement calculée, plutôt que celles fondées sur le calcul d'une médiane par exemple (voire celles rendant seulement compte de la VVS médiane) ont été prises en considération. Nous avons en outre exclu les études qui demandaient aux personnes leur consentement à accepter (CAA) une compensation en échange d'une intensification des risques, celui-ci étant considéré comme conceptuellement différent du CAP pour une réduction des risques (ou, moins couramment, pour éviter leur augmentation). Le CAA n'est pas limité par les revenus, et présente également des problèmes associés aux réponses de protestation.

31. Quelques études portaient sur un groupe professionnel donné ou sur d'autres groupes (scientifiques vivant à proximité d'une centrale nucléaire, migrants journaliers d'une certaine catégorie ou groupe similaire). Nous nous sommes efforcés d'intégrer les études fondées sur des échantillons plus représentatifs d'une population plus vaste. Les tranches d'âge ciblées dans les différentes études présentent toutefois quelques variations. Nous n'avons pas essayé de les séparer en fonction de leur représentativité de la population au sens large, mais nous sommes plutôt efforcés d'exercer un contrôle statistique de l'âge des personnes interrogées dans les régressions préliminaires. Nous avons également intégré certaines estimations qui étaient divisées en sous-groupes, par exemple en fonction de l'âge, du revenu ou de paramètres similaires.

32. Au cours de l'analyse préliminaire, nous avons examiné et vérifié l'effet d'une limitation du jeu de données aux pays occidentaux ou de l'OCDE par opposition à d'autres pays ou à d'autres types de division géographique, dans l'idée que les préférences de risques pouvaient différer selon les pays. Aucune différence notable de cette sorte n'a été observée, au-delà de celles qui peuvent être neutralisées par les écarts de revenus.

33. Par ailleurs, dans notre analyse de sensibilité présentée aux chapitres 3 et 4, nous avons envisagé de tronquer les données pour les estimations très élevées ou très faibles de la VVS. Les analyses préliminaires ont en outre signalé une relation étroite entre la variation du risque proposée aux personnes interrogées et le niveau de revenu. Nous avons donc décidé d'inclure ces deux variables dans la plupart des

régressions même si, comme celles-ci ne sont pas indiquées dans toutes les études, nous perdons certaines observations (voir chapitre 3). Dans l'analyse économétrique, nous nous interrogeons également sur la façon de traiter le problème posé par les quelques études qui apportent (beaucoup) plus d'estimations que d'autres aux métadonnées.

34. Dans le chapitre suivant, nous introduisons les critères de sélection étape par étape, dans différentes méta-régressions, pour examiner la robustesse des résultats. Comme il convient d'atténuer davantage l'hétérogénéité des données (ce qu'un large éventail de variables explicatives dans les régressions ne permet pas toujours de faire correctement) nous avons développé une idée de Braathen *et al.* (2009). Dans l'une des simulations, nous limitons l'hétérogénéité méthodologique en analysant uniquement les estimations tirées des études qui utilisent des variations d'un même questionnaire fondé sur une « pratique optimale », l'hypothèse étant que si l'on peut modérer en partie la variation méthodologique, on pourra expliquer un pourcentage plus élevé des variations des estimations de la VVS par les caractéristiques de risques et d'autres facteurs intéressant l'action publique.

35. Pour chacun des quatre sous-ensembles de métadonnées produites par les critères de sélection, nous avons procédé à plusieurs méta-régressions comportant les variables explicatives jugées importantes d'après la théorie et l'analyse statistique préliminaire approfondie sur le jeu de données. La gamme (presque) complète de variables est définie dans Braathen *et al.* (2009), dont nous avons utilisé un sous-ensemble pour la présente étude.

3. Autres méta-régressions et analyse de sensibilité

36. Ce chapitre examine d'abord l'analyse préliminaire approfondie effectuée pour limiter le nombre de variables explicatives à inclure dans les méta-régressions. Nous recensons et définissons ces variables et examinons, d'après les fondements théoriques ou d'après des études empiriques antérieures, en quoi elles devraient être associées à la VVS. Nous expliquons ensuite l'approche économétrique retenue.

37. Dans un deuxième temps, nous introduisons les critères de sélection des données mentionnés étape par étape et démontrons la sensibilité des résultats à ces critères et à l'intégration de différents types de variables explicatives dans les modèles de régression. Cette démarche a pour objectif de mieux comprendre en quoi les variables, méthodologiques, socio-économiques, relatives au contexte de risque et autres déterminent les estimations de la VVS observées, et de rechercher des modèles susceptibles d'être utilisés à des fins de transfert d'avantages et d'action publique. Si, par exemple, il existe peu ou pas de variables utiles à l'action publique affichant une relation robuste à la VVS, on ne pourra, sur la base des données, préconiser une méthode différente d'évaluation des risques de mortalité à partir de ces variables.

3.1 Analyse préliminaire, définitions des variables et résultats escomptés

38. Les variables explicatives relèvent de trois grandes catégories : 1) caractéristiques de la variation du risque et contexte dans lequel celui-ci est évalué (type de risque, possibilité de l'atténuer, ampleur du risque, etc.) ; 2) caractéristiques des méthodes appliquées dans les différentes études (façon dont les questions relatives aux CAP sont posées, méthode d'enquête, procédures d'estimation économétrique, etc.) ; et 3) caractéristiques de la population invitée à évaluer la variation du risque (socio-économiques, telles que le revenu et l'âge). Par ailleurs, les méta-analystes prennent parfois en compte des variables qui couvrent les aspects qualitatifs des études ou d'autres sortes de variables. La théorie ou les études empiriques permettent a priori d'anticiper pour bon nombre d'entre elles une relation avec la VVS, d'autres étant généralement plus exploratoires.

39. Braathen *et al.* (2009) répertorie au tableau 2 cinquante variables relevant des quatre catégories, et retenues sur la base de la théorie et des anticipations empiriques. Bon nombre d'entre elles avaient

préalablement été testées dans cette étude. Nous appuyant sur ces travaux, nous avons conduit d'autres analyses exploratoires pour le présent projet. Nous avons notamment testé un plus grand nombre de combinaisons et de recodages des variables sur différents sous-échantillons. Nous ne rendons pas compte ici de tous les résultats, mais résumons quelques points importants pour expliquer le choix des variables présentées au tableau 3 ci-dessous et utilisées dans les méta-régressions suivantes.

Tableau 3. Variables explicatives de la méta-analyse et relations anticipées avec la VVS.

Variable	Description	Signe
Variable dépendante		
lnvsl	Logarithme naturel des estimations moyennes de la VVS en dollars USD de 2005 ajustés pour tenir compte de la PPA (CAP annuel moyen divisé par la variation annuelle du risque, ajusté en fonction des PPA fondées sur la CIE*)	
Variables contextuelles de l'évaluation du risque :		
lnrchrisk	Continu : logarithme de la variation du risque de mortalité sur une base annuelle pour 1000 (normalisé par année à partir des informations de l'étude).	0/-
public	Binaire : 1 pour un bien public ; 0 pour un bien privé (le risque ne concerne que la personne interrogée ou son ménage).	+/-
environ	Binaire : 1 si la variation du risque est liée à l'environnement ; 0 si elle est associée à la santé	?
circulation	Binaire : 1 si la variation du risque est liée à la circulation ; 0 si elle est associée à la santé	+/?
latence	Binaire : 1 si la variation du risque intervient après un certain temps ; 0 si elle intervient immédiatement	-
risquecancer	Binaire : 1 si l'enquête fait référence au risque de cancer ; 0 dans le cas contraire	+
ménage	Binaire : 1 si le CAP est déclaré au nom du ménage ; 0 s'il concerne uniquement la personne interrogée	+
Variables méthodologiques :		
pas_d_explication	Binaire : 1 si aucune illustration ou explication particulière des risques n'a été fournie au cours de l'enquête ; 0 dans le cas contraire	+/?
turnbull	Binaire : 1 si le CAP a été estimé au moyen de la méthode non paramétrique de Turnbull ; 0 en cas d'utilisation d'une méthode paramétrique	-
Revenu et année de l'enquête :		
lngdp	Continu : logarithme du PIB moyen, exprimé en dollars USD 2005, ajusté en fonction de la CIE	+
lnyear	Continu : logarithme de l'année de collecte des données, ajusté de manière à commencer à ln2.	+/-

*CIE – Consommation individuelle effective. Mesure des biens et services particuliers que les ménages consomment réellement par opposition à ce qu'ils achètent réellement.

40. Parmi les variables contextuelles de l'évaluation du risque, nous n'avons constaté aucune relation cohérente entre les estimations de la VVS et la durée de la variation du risque, selon que le risque soit aigu ou chronique, que le niveau de souffrance ou le degré de maîtrise individuelle du risque aient été mentionnés dans l'enquête ou pas, ou que la variation du risque ait été présentée de manière particulière (échelles, grilles, etc.) aux personnes interrogées. Nous avons observé un certain degré de signification statistique selon que la variation du risque était latente ou immédiate, qu'elle concernait des particuliers ou les membres de leurs familles par opposition au public en général, qu'elle était associée au cancer, et selon son ampleur elle-même. Ces quatre variables ont donc été intégrées dans les principales méta-régressions présentées ici. Quelques éléments donnent à penser que les risques de référence peuvent influer sur la VVS

dans certaines régressions de Biausque (2010) (Appendice). Peu d'études mentionnent le risque de référence et, en théorie, celui-ci n'est pas censé influencer sensiblement le CAP et la VVS, tout au moins quand il est faible (voir par exemple Eeckhoudt et Hammitt, 2001). Cette variable n'a donc pas été prise en compte dans d'autres régressions.

41. Le risque de cancer est associé à une certaine crainte, et il est permis de penser qu'il influencera positivement le CAP et la VVS qui lui correspondent (van Houtven, Sullivan *et al.*, 2008). La latence des risques devrait normalement aboutir à un CAP et une VVS plus faibles puisque la variation du risque interviendra à un moment ultérieur. On sait que les personnes interrogées déprécient le futur à un taux positif et devraient accorder une valeur supérieure à une variation immédiate du risque. La relation entre la variation du risque et le CAP devrait, du point de vue de la théorie économique courante, être positive et à peu près proportionnelle. En conséquence, la variation du risque ne devrait pas influer sur la VVS, tout au moins si elle est modérée et pour des risques de référence faibles (Hammitt et Graham 1999). Néanmoins, on observe généralement dans les études pratiques des préférences déclarées que le CAP des personnes interrogées est généralement très peu sensible à l'ampleur de la variation du risque ; les variations modérées du risque aboutissent donc généralement à des estimations supérieures de la VVS. À notre connaissance, aucune méta-analyse n'a attesté ce résultat sur un grand nombre d'études auparavant.

42. Il est plus délicat de déterminer l'effet de la variation du risque lorsque celle-ci influe sur l'individu ou les membres de sa famille par comparaison au public en général. Un effet, celui de l'altruisme, irait dans le sens d'une hausse du CAP et de la VVS pour les variations du risque public. En revanche, les variations du risque privé sont généralement un élément que la famille ou le particulier contrôlent par l'achat d'un casque ou d'un produit destiné à réduire le risque. Autrement dit, la variation du risque est plus concrète et directe quand elle est privée que dans le cas d'un programme public de réduction des risques éventuellement associé à des effets diffus, abstraits, incertains et retardés. Ce facteur irait dans l'autre sens, de sorte que l'effet net est une question empirique. La variable « ménage » est également prise en compte pour indiquer si la personne interrogée a été invitée à indiquer le CAP pour elle-même ou au nom de sa famille. Cette intégration découle d'ouvrages spécialisés récents qui soulignent l'importance des modèles d'allocation des ressources familiales pour déterminer les dépenses consacrées aux produits ménagers et autres (voir par exemple Lindhjem et Navrud, 2009).

43. S'agissant des variables relatives aux caractéristiques des risques, nous avons également pris en compte le type et la catégorie de risque, à savoir l'environnement, la santé[11] ou les conditions de circulation. Les ouvrages spécialisés comportent certains éléments qui donnent à penser que les caractéristiques des risques ordinaires dans chacune de ces catégories peuvent aboutir à des CAP différents et à des estimations de la VVS correspondantes. Il se peut toutefois que les catégories elles-mêmes soient trop générales pour que les données fournissent des indications précises. Au cours de l'analyse préliminaire, nous avons obtenu quelques résultats distincts que nous avons décidé d'intégrer dans les principales méta-régressions dans la mesure où ils constituent des variables très utiles pour l'action publique.

44. En ce qui concerne les variables méthodologiques, plusieurs de celles qui sont généralement prises en considération dans les études méta-analytiques ont été testées au cours de l'analyse préliminaire :

[11] La distinction entre les catégories « environnement » et « santé » n'est pas toujours évidente, en partie parce que certains risques sanitaires sont provoqués par des problèmes écologiques - tels la pollution atmosphérique ou aquatique. Pour établir la présente classification, nous avons pris en compte la référence *explicite* à un problème environnemental dans la question posée à l'échantillon. Dans le cas contraire, l'étude a été rangée dans la catégorie « associée à la santé ». C'est par exemple le cas de certaines études réputées qui font appel au questionnaire élaboré par Krupnick, Alberini and Cropper *et al.*, et dont les titres des rapports correspondants font dans plusieurs cas référence à des problèmes écologiques (voir le chapitre 3.5).

méthodes d'enquête, méthode d'obtention du CAP (choix dichotomique, ouvert, etc.), système de paiement, etc. Aucune relation nette avec la VVS n'a été observée pour ces variables. En revanche, certains schémas associés à la façon dont la variation des risques a été présentée aux personnes interrogées ont été constatés. En particulier, en l'absence d'explications orales ou visuelles claires de cette variation, la VVS est généralement supérieure. Autrement dit, les personnes interrogées semblent surévaluer les risques qui ne sont pas soigneusement expliqués et illustrés. Nous avons donc intégré cette variable aux principales régressions. Nous avons également pris en compte la variable « Turnbull », qui indique si les auteurs ont utilisé une approche non paramétrique,[12] laquelle aboutit généralement à une estimation modérée ou correspondant à la borne inférieure du CAP et, partant, de la VVS.

45. Pour ce qui est des variables socio-économiques et autres variables, nous avons décidé de retenir uniquement le PIB par habitant et l'année de l'enquête (pour un sous-ensemble des régressions). La plupart des études indiquent le revenu moyen de l'échantillon total, mais pas des sous-échantillons à partir desquels bon nombre de nos estimations sont dérivées. Pour ne pas perdre ces observations et celles des études où les revenus des échantillons ne sont pas du tout notifiés, nous avons donc décidé de prendre plutôt le PIB par habitant pour variable représentative de la richesse individuelle. La corrélation observée entre le logarithme du PIB et le logarithme du revenu notifié est très élevée (plus de 0,9) ; il s'agit donc d'une bonne variable approximative. On peut anticiper une relation positive avec la VVS.

46. La relation entre l'année de l'enquête et la VVS est empiriquement indéterminée. Il se peut que les nouvelles études utilisent des méthodes plus rigoureuses, aboutissant à des estimations plus modérées, argument parfois avancé dans la littérature méta-analytique. L'augmentation de la richesse ou de la rareté du bien évalué peut en revanche accroître les valeurs au fil du temps, comme mentionné au chapitre 2.

47. Quelques recherches ont été conduites sur la relation entre les différentes caractérisations de l'âge dans les échantillons à partir desquels les estimations de la VVS ont été dégagées, mais aucun lien net ne ressort des données. Biausque (2010) a observé pour un sous-ensemble de données des signes d'une relation inversée en U entre la VVS et l'âge moyen dans l'échantillon. On sait que cette relation est mise en cause tant sur le plan théorique qu'empirique, et que des études différentes obtiennent des résultats distincts (Krupnick, 2007). Cette variable a donc été écartée de la suite des analyses.

48. Braathen *et al.* (2009) ont recherché des différences de VVS entre des pays et groupes de pays (pays de l'OCDE contre pays non membres de l'OCDE par exemple) autres que celles dues aux revenus, mais aucun schéma n'est clairement apparu. Une autre analyse réalisée pour le présent rapport n'a rien révélé de nouveau. Il semble donc que la variable du PIB est la plus à même de différencier les pays. Une certaine corrélation négative entre le degré de diminution du risque et celui du PIB par habitant a été observée (voir Biausque, 2010, page 17). Cela signifie que les études conduites dans les pays à faible revenu ont utilisé des enquêtes comportant des diminutions du risque plus accentuées, peut-être pour traduire des variations plus réalistes étant donné les risques de référence relativement supérieurs.

49. Enfin, nous avons décidé de ne pas intégrer d'autres variables de Braathen *et al.* (2009) associées à la qualité des études et à d'autres facteurs, par exemple le fait qu'une étude ait été publiée ou pas (voir l'analyse au chapitre 2).

3.2 La méthode de méta-régression

50. Nous avons examiné et testé plusieurs modèles de méta-régression et utilisé le suivant, fondé sur une pratique relativement courante dans les études méta-analytiques :

[12] Excepté dans les cas d'une moyenne simple dérivant d'une question ouverte sur le CAP.

$$(1)\ \ln vsl_{si} = \beta_0 + \beta_1 \ln gdp_{si} + \sum_k \beta_k X_{si}(k) + \varepsilon_{si}$$

où $\ln gdp_{si}$ est le logarithme naturel du PIB par habitant de l'observation i dans le groupe d'étude *s,* et X_{si} un vecteur de variables fictives binaires (sauf pour un modèle comportant le logarithme de l'année d'enquête). Ce modèle est estimé au moyen des moindres carrés ordinaires. Néanmoins, comme le nombre d'observations varie amplement selon les groupes d'études *s,* les moindres carrés ordinaires sont pondérés par l'inverse du nombre d'observations dans chaque groupe de façon à donner le même poids à tous les groupes (plutôt que de donner un poids égal à chaque estimation de la VVS). Aucun consensus ne semble se dégager quant à la stratégie optimale dans le cas où de nombreuses estimations dérivent des mêmes études. Mrozek et Taylor (2002), une méta-analyse fréquemment citée des estimations de la VVS à partir d'études du marché du travail, applique ce schéma de pondération de la même manière que le font d'autres méta-analyses dans le domaine de l'économie environnementale (voir par exemple van Houtven *et al.*, 2007).

51. Nous avons par ailleurs fait appel à la méthode de « groupement » pour estimer les écart-types afin de prendre en compte la corrélation entre différentes observations d'un même groupe. Cette méthode est également couramment employée dans la littérature méta-analytique (Nelson et Kennedy, 2009). Braathen *et al.* (2009) ont utilisé un modèle d'effets aléatoires, mais nous avons retenu ici une méthode plus simple d'interprétation et d'utilisation pour le transfert d'avantages. Notre choix a été motivé par une raison technique, à savoir la crainte que le modèle d'effets aléatoires ne fasse intervenir des hypothèses plus puissantes qu'un groupement de MCO et n'induise un biais dans les estimations. La méthode de groupement des MCO (avec ou sans pondération) demeure la plus courante dans les études méta-analytiques.

52. Nous appliquons en outre un modèle log-log, celui-ci correspondant le mieux aux données. Comme mentionné au chapitre 2, la distribution de la VVS est fortement concentrée et présente une longue queue du côté droit. L'utilisation du double log a pour avantage supplémentaire une interprétation aisée des coefficients en termes d'élasticité.

53. L'USEPA (2006) recommande de pondérer les estimations à son degré de précision, de préférence selon l'écart-type (ou bien la taille de l'échantillon). Les informations relatives à l'écart-type n'étaient disponibles que pour 254 observations, tirées des études ou calculées à partir des données contenues dans celles-ci. Biausque (2010) présente quelques régressions préliminaires de cette méthode de pondération. Nous n'étudions pas cette approche plus avant ici.

54. Nous présentons ci-après les résultats des méta-régressions de quatre échantillons différents, à commencer par l'ensemble de données complet brut.

3.3 Ensemble de données complet - pas de sélection

55. Aux fins de comparaison, nous rendons d'abord compte des résultats pour l'ensemble du jeu de données, sans application d'aucun critère de sélection. Nous appliquons cinq modèles de régression en augmentant progressivement le nombre des variables explicatives (voir les résultats au tableau 4). On notera que la variable de variation des risques n'est pas prise en considération ici, car de nombreuses études ne fournissent pas cette information. En comparaison au tableau 1 (937 estimations), 15 estimations ont été écartées qui se fondaient sur le consentement à accepter (CAA) une compensation pour une augmentation du risque, plutôt que sur le CAP pour une réduction de celui-ci (ou pour éviter son augmentation) (voir également l'analyse exposée au chapitre 2.3).

Tableau 4. Résultats des régressions, échantillon complet.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV	Modèle V
lngdp	1.507***	1.479***	1.544***	1.498***	1.331***
	(0.204)	(0.203)	(0.194)	(0.196)	(0.212)
envir.		-0.00717	0.278	0.124	0.159
		(0.431)	(0.444)	(0.353)	(0.330)
circulation		0.550**	0.590**	0.651**	0.459*
		(0.265)	(0.269)	(0.304)	(0.271)
public			-0.387	-0.399	-0.390
			(0.362)	(0.360)	(0.332)
ménage			-0.266	-0.215	-0.177
			(0.307)	(0.296)	(0.275)
risquecancer				0.733**	0.908**
				(0.360)	(0.345)
latence				-0.548	-0.489
				(0.384)	(0.337)
pas_d_explication					1.057***
					(0.292)
turnbull					-0.172
					(0.486)
constante	-0.551	-0.495	-1.022	-0.634	0.790
	(2.053)	(2.025)	(1.948)	(1.974)	(2.135)
Observations	922	922	922	922	922
R au carré	0.421	0.445	0.460	0.488	0.544

Écarts-type robustes entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

56. Si nous examinons d'abord le modèle I, nous pouvons constater que le seul log du PIB par habitant explique plus de 40 % de la variation des estimations de la VVS (le R au carré est égal à 42,1 %). Bien qu'il s'agisse d'un jeu de données complet brut, le R au carré soutient avantageusement la comparaison avec de nombreuses études méta-analytiques. Le nombre d'observations est le même pour les cinq modèles, de sorte qu'ils sont comparables entre eux.

57. Si l'on augmente le nombre de variables entre le modèle I et le modèle V, le pourcentage de variation expliqué dans ce dernier passe à 54 %. Le PIB par habitant est très significatif pour les cinq modèles, son élasticité par rapport à la VVS s'établissant entre 1,3 et 1,5. Ce sont là des chiffres élevés en comparaison à d'autres études (généralement fondées sur des enquêtes particulières plutôt que sur des méta-analyses). Les risques associés à la circulation affichent dans les cinq modèles une VVS significativement supérieure à celle de la catégorie « invisible » des risques associés à la santé (le coefficient de « circulation » est significatif et positif). Une prime de risque substantielle est observable pour le cancer dans les modèles IV et V qui comportent cette variable. Le modèle V montre également que les enquêtes au cours desquelles les personnes interrogées n'ont pas reçu une explication détaillée, orale ou visuelle, de la variation du risque affichent généralement une VVS plus élevée.

58. L'évaluation des risques latents semble identique à celle des risques immédiats, et les variables « Turnbull », « ménage » et « public » sont également non significatives.

3.4 Procédure de sélection de premier niveau

59. Pour les trois sous-ensembles de données suivants, la réduction du risque signalée dans l'étude est intégrée sous forme de variable explicative. Nous perdons certaines observations, ces informations n'étant pas toujours indiquées, mais nous y gagnons dans la mesure où le modèle est plus adapté. Le modèle utilisé dorénavant s'exprime donc comme suit :

$$\mathrm{lnvsl}_{si} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{lngdp}_{si} + \beta_2 \mathrm{lnchrisk}_{si} + \sum_k \beta_k X_{si}(k) + \varepsilon_{si}$$

où $\mathrm{lnchrisk}_{si}$ est le logarithme naturel de la variation du risque, et les autres variables sont telles qu'expliquées à la section 3.2 et définies au tableau 3 ci-dessus.

60. Les critères de sélection appliqués sont les suivants (voir l'analyse au chapitre 2) :

- si une étude ne rend pas compte de la variation du risque, elle est exclue (243 observations écartées).
- Les sous-échantillons comptant moins de 100 observations et les échantillons principaux contenant moins de 200 observations sont éliminés (118 observations écartées).
- Les échantillons qui ne sont pas représentatifs d'une large portion de la population sont exclus (140 observations écartées).

61. Ce jeu de données devrait être de meilleure qualité que le jeux de données complet ci-dessus. Les résultats des cinq modèles de régression faisant appel aux mêmes variables explicatives que celles mentionnées à la section 3.3, à l'exception de la variable de variation du risque, sont présentés au tableau 5.

Tableau 5. Résultats des régressions, sélection de premier niveau

	Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV	Modèle V
lngdp	1.042***	1.060***	1.069***	1.025***	0.936***
	(0.204)	(0.167)	(0.146)	(0.155)	(0.197)
lnchrisk	-0.434***	-0.524***	-0.547***	-0.567***	-0.543***
	(0.0882)	(0.0854)	(0.0793)	(0.0596)	(0.0613)
envir.		-1.225***	-0.521*	-0.695*	-0.584*
		(0.362)	(0.294)	(0.348)	(0.337)
circulation		-0.436*	-0.214	-0.282	-0.333
		(0.254)	(0.288)	(0.256)	(0.206)
public			-1.053***	-0.956***	-0.913***
			(0.250)	(0.248)	(0.243)
ménage			0.0968	0.132	0.0921
			(0.266)	(0.221)	(0.223)
risquecancer				0.351	0.443
				(0.311)	(0.304)
latence				-0.467	-0.369
				(0.379)	(0.367)
pas_d_explication					0.667***
					(0.195)
Turnbull					-0.237
					(0.571)
Constante	-0.0290	-0.640	-0.919	-0.644	0.319
	(2.086)	(1.766)	(1.558)	(1.703)	(2.262)
Observations	421	421	421	421	421
R au carré	0.720	0.784	0.823	0.835	0.853

Écarts-type robustes entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

62. Le nombre d'observations a maintenant été ramené de 922 à 421. Comme auparavant, le PIB par habitant est très significatif, mais son élasticité a diminué, se situant aux alentours de 1. On constate avec intérêt que la variation du risque est également très significative, mais négative. Cela signifie que les déclarations relatives au CAP des personnes interrogées ne sont pas conformes à la théorie, mais à ce qui est couramment observé dans les enquêtes particulières de préférences déclarées. Le CAP n'augmente pas en proportion de la réduction des risques, ce qui donne une VVS inférieure. Il s'agit d'un résultat robuste également observé dans d'autres études fondées sur des jeux de données, des combinaisons de variables et des techniques de méta-régressions spécifiques dans Braathen et al. (2009). Il peut soulever des problèmes pour l'action publique et les études, car l'utilisation d'un niveau inférieur de variation du risque dans les enquêtes aboutirait à des estimations plus élevées de la VVS. Les raisons expliquant ce phénomène sont complexes, et ont peut-être trait à la difficulté des individus à comprendre les petites probabilités (Kahneman and Tversky 2000 ; Gilovich, Griffin *et al.*, 2002).

63. On peut également observer que la variable « circulation » n'est plus significative, même si le risque associé à l'environnement l'est (coefficient négatif de la variable « envir. »). La variable « public » est maintenant significative et négative, ce qui signifie peut-être que l'effet direct, que nous avons précédemment suggéré, d'une réduction du risque privé par rapport à un effet plus indirect d'un programme public l'emporte sur l'effet de l'altruisme. Enfin, la variable « pas_d_explication » demeure positive et significative.

64. Le R au carré est élevé pour tous les modèles. Il est intéressant d'observer que la combinaison de la variation du risque et du revenu explique près de 75 % de la variation des estimations de la VVS. L'ajout des autres variables explicatives porte le R au carré à 85 %, à savoir un chiffre élevé par rapport à toutes les autres études méta-analytiques.

3.5 Estimations dégagées des études faisant appel au même questionnaire de « pratique optimale »

65. Nous limitons ici le jeu de données aux études qui font appel à des variations du même questionnaire. On estime en effet que si l'on peut éliminer un plus grand nombre d'écarts méthodologiques, les effets d'autres variables plus pertinentes pour le transfert d'avantages ressortiront plus clairement. Le questionnaire en question est celui qui a été mis au point par Maureen Cropper, Anna Alberini et Alan Krupnick, (voir par exemple Alberini *et al.* (2004)). Il évalue les réductions des risques pour la santé, par exemple au moyen de grilles affichant la variation de risque et en formant les personnes interrogées à comprendre ces variations. En un certain sens, on peut considérer que les études qui font appel à cette méthode constituent une pratique optimale par rapport à de nombreuses autres techniques.

66. Le questionnaire a en outre été utilisé dans plusieurs pays, ce qui garantit la diversité de certaines variables intéressant l'action publique (le revenu par exemple). Les critères de sélection appliqués étaient les mêmes que ceux présentés à la section 3. 4, si ce n'est qu'on y a ajouté l'obligation d'utiliser uniquement les observations dégagées des études conduites avec le type de questionnaire mentionné.

67. Les variables « ménage », « envir. », « circulation », « risquecancer » et « public » ont été éliminées, les valeurs leurs correspondant étant identiques pour toutes les observations. L'année de l'enquête a été ajoutée aux deux modèles de régression présentés au tableau 6.

Tableau 6. Résultat des régressions – échantillon faisant appel au questionnaire de « pratique optimale »

	Modèle I	Modèle II
lngdp	0.591***	0.493***
	(0.102)	(0.0902)
lnchrisk	-0.554**	-0.508**
	(0.157)	(0.164)
latence		-0.227***
		(0.0525)
turnbull		-0.591*
		(0.249)
lnyear	0.486**	0.485***
	(0.152)	(0.131)
constante	3.029*	4.476**
	(1.505)	(1.335)
Observations	169	169
R au carré	0.762	0.814
Écarts-type robustes entre parenthèses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

68. Le nombre d'observations passe à 169. Les modèles expliquent 80 % environ de la variation des estimations de la VVS. On peut constater que la variation du risque et le revenu sont des variables très significatives qui revêtent le signe prévu. L'élasticité par rapport au revenu n'est plus que de 0,5, contre 1 dans les modèles précédents, ce qui correspond davantage aux résultats d'autres études spécialisées, bien

que des résultats égaux ou supérieurs à 1 aient été observés dans quelques-unes d'entre elles. Dans le modèle II, qui comportait les variables « turnbull » et « latence », les deux affichent les signes escomptés et sont significatives. Autrement dit, la VVS est en général inférieure pour la réduction des risques latents et pour les procédures d'estimation qui font appel à l'estimateur non-paramétrique conventionnel Turnbull qui donne une borne inférieure. On notera également que les études récentes fournissent généralement des estimations plus élevées de la VVS, pour des raisons inexpliquées. Il se peut que ce soit parce qu'elles saisissent des différences entre les pays qui ne s'expliquent pas par le PIB.

69. Ces résultats sont encourageants pour le transfert d'avantages dans la mesure où les coefficients affichent les signes prévus et que la variation de la VVS s'explique pour l'essentiel par d'autres facteurs que les différences méthodologiques entre les études (problème courant dans les méta-analyses et les transferts méta-analytiques des avantages).

3.6 Estimations recommandées par les auteurs

70. L'échantillon final se fonde sur les recommandations des auteurs d'exclure certaines estimations, comme expliqué au chapitre 2.3. Une description détaillée de ces résultats figure dans Biausque (2010), mais nous la reprenons brièvement ici aux fins de comparaisons et d'exhaustivité. En conséquence, outre les critères présentés à la section 3.4, la sélection a été effectuée en fonction des recommandations des auteurs d'exclure une estimation particulière d'une analyse plus approfondie des réponses au questionnaire (ce qui supprime 55 observations par rapport aux modèles présentés au tableau 5). Il convient de noter que bon nombre des estimations que les auteurs recommandent d'exclure sont de toute façon rejetées après application des autres critères décrits à la section 3.4. Les résultats figurent au tableau 7.

Tableau 7. Résultats des régressions portant sur l'échantillon établi en fonction des recommandations des auteurs

	Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV	Modèle V
lngdp	1.022***	1.029***	1.075***	1.006***	0.894***
	(0.206)	(0.166)	(0.150)	(0.157)	(0.200)
lnchrisk	-0.445***	-0.576***	-0.552***	-0.581***	-0.568***
	(0.0942)	(0.0951)	(0.0846)	(0.0625)	(0.0606)
envir		-1.395***	-0.634**	-0.882**	-0.790**
		(0.365)	(0.308)	(0.357)	(0.330)
circulation		-0.635**	-0.317	-0.369	-0.460**
		(0.283)	(0.296)	(0.266)	(0.211)
public			-0.949***	-0.800***	-0.713***
			(0.255)	(0.262)	(0.228)
ménage			-0.0405	-0.0279	-0.127
			(0.279)	(0.234)	(0.242)
risquecancer				0.460	0.587*
				(0.330)	(0.319)
latence				-0.419	-0.304
				(0.381)	(0.367)
pas_d_explication					0.715***
					(0.204)
turnbull					-0.277
					(0.571)
constante	0.0433	-0.726	-0.978	-0.575	0.509
	(2.098)	(1.727)	(1.575)	(1.703)	(2.294)
Observations	366	366	366	366	366
R au carré	0.719	0.798	0.832	0.845	0.865

Écarts-type robustes entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

71. Nous avons de nouveau appliqué les variables utilisées à la section 3.4 pour procéder à cinq régressions différentes. Comme on peut le constater, le R au carré est à nouveau très élevé puisqu'il s'établit entre 72 % et 87 %. La variable « envir. » est à nouveau négative, ce qui tient aux valeurs moins élevées de la VVS pour les variations de risques associés à l'environnement que pour les risques liés à la santé. La variable « circulation » est cette fois négative et significative dans les modèles II et V. La variable « public » est très significative et négative dans les trois modèles où elle est intégrée. Les variables « variation du risque » et « revenu » sont comme toujours significatives, l'élasticité du revenu se situant à nouveau aux alentours de 1. On observe une prime pour le risque de cancer au modèle V, mais pas au modèle IV. Les variables « latence » et « turnbull » ne sont pas significatives.

3.7 Synthèse des résultats et nouveaux problèmes de sensibilité

72. Dans l'ensemble, les quatre procédures de sélection distinctes ont produit les résultats suivants :

- le pouvoir explicatif des modèles augmente parallèlement à la rigueur des critères de sélection appliqués. L'hétérogénéité des données diminue progressivement. L'échantillon complet affiche aussi un R au carré assez élevé.

- Des résultats assez robustes. Les effets du revenu (PIB) et de la variation du risque sont respectivement fortement positifs et négatifs. L'élasticité de la VVS par rapport au revenu semble se situer aux alentours de 1 dans la plupart des régressions (mais à un niveau inférieur pour les études fondées sur le questionnaire de « pratique optimale » présentées à la section 3.5).
- De nombreux éléments montrent que les risques publics se voient attribuer une valeur inférieure aux risques privés.
- Certains donnent à penser que la valeur attribuée aux risques associés à l'environnement et à la circulation est inférieure à celle attribuée aux risques associés à la santé.
- Il apparaît que la latence de la variation du risque diminue la VVS, conformément aux prévisions.
- Aucune explication satisfaisante n'est donnée de ce que la variation du risque dans l'étude tend à augmenter le CAP et les estimations correspondantes de la VVS.
- Plusieurs éléments indiquent que les estimations effectuées au moyen de l'estimateur Turnbull sont inférieures aux autres, ce qui est conforme aux prévisions puisque cette procédure non-paramétrique donne une borne inférieure au CAP et à la VVS.

73. On trouvera en annexes une analyse de sensibilité approfondie de certains des résultats obtenus aux sections 3.3 à 3.6, qui a trait à la méthode de pondération appliquée et au troncage des valeurs élevées et basses des échantillons. Les résultats sont généralement robustes à ces modifications du modèle. Le R au carré diminue quelque peu dans tous les modèles, mais le caractère significatif de la majorité des variables persiste. L'élasticité du revenu semble diminuer légèrement, tandis que la variable « latence » est plus significativement négative que dans les modèles présentés au chapitre 3.

4. Considérations aux fins de transfert d'avantages et d'action publique

74. Le présent chapitre analyse d'abord certains éléments à prendre en considération pour choisir les modèles de méta-régression estimés qui seront utilisés pour le transfert d'avantages. La deuxième partie évalue brièvement la précision d'un sous-ensemble des modèles les plus adaptés à la prévision des valeurs. La dernière partie démontre l'utilisation des modèles de méta-régression et d'autres techniques de transfert d'avantages, plus simples, pour estimer la valeur de la VVS dans des conditions hypothétiques d'action publique.

4.1 Introduction – Quelques considérations théoriques et pratiques

75. Le chapitre précédent a examiné trois façons de sélectionner le jeu de données et d'appliquer des modèles de méta-régression à des sous-ensembles de ces données. La question suivante consiste à définir lesquels de ces modèles conviennent le mieux pour prédire les valeurs susceptibles d'être utilisées à des fins d'action publique. On entend par « prédiction » l'application de régressions qui estiment les coefficients déterminant l'influence de chaque variable (comme au chapitre 3), puis l'insertion des valeurs des variables correspondant à la situation concernée (un programme de risques publics donnant une variation du risque de 1/10 000 pour un pays affichant un PIB donné par exemple) et aboutissant à une estimation de la VVS. Dans une situation de transfert d'avantages particulière, les valeurs des variables méthodologiques devront être choisies en fonction d'un élément de « pratique optimale », ou fixées à un niveau égal à la moyenne de la variable dans le jeu de données ou autre élément similaire. Cette procédure consistant à utiliser la méta-fonction estimée pour prédire ou estimer une valeur à des fins d'action publique est parfois dénommée transfert méta-analytique d'avantages.

76. Plus les métamodèles ont un pouvoir explicatif élevé (plus le R au carré est élevé), plus leur prédiction des valeurs est généralement précise. Plus les variables qui influencent la VVS sont significatives, plus le R au carré et le pouvoir explicatif du modèle sont en général élevés. La section suivante évalue donc la précision de certains modèles de méta-régression du chapitre 3.

77. Il n'existe généralement pas de métamodèle unique qui soit le plus approprié ou le plus correct aux fins d'action publique. Aucun consensus ne se dégage à ce sujet des ouvrages spécialisés ou parmi les spécialistes. Comme indiqué, les résultats varient selon les spécifications des modèles et les sous-ensembles des données. En outre, même si certains résultats sont assez robustes, les valeurs des coefficients ne seront pas identiques. Ces différences de coefficients peuvent influer considérablement sur la VVS estimée dans un contexte particulier. Néanmoins, sur la base de l'analyse présentée au chapitre 3, les modèles dont les estimations se fondent sur un jeu de données sélectionnées semblent plus fiables que les modèles ayant fait appel au jeu de données complet brut.

78. La dernière partie de ce chapitre compare l'utilisation du transfert méta-analytique d'avantages à d'autres techniques (choisir une valeur dans une étude similaire, procéder à un ajustement simple en fonction des écarts de PIB, prendre la moyenne brute des études conduites dans un même pays ou de l'ensemble de l'échantillon, etc.).

4.2 Précision du transfert d'avantages : transferts hors échantillon

79. Nous comparons ici la précision des différents modèles de méta-régression. Une mesure fréquemment utilisée pour évaluer la précision des transferts d'avantages est l'erreur de transfert (TE), définie comme suit :

$$TE = \frac{|VSL_T - VSL_B|}{VSL_B} * 100\%$$

,

où T = valeur (prédite) transférée d'un (des) site(s) d'étude, B = valeur réelle estimée (« de référence ») au site d'application. TE est une mesure du pourcentage des valeurs estimées et transférées qui ne correspondent pas à la valeur réelle dans un contexte d'action public particulier, à supposer que nous connaissions cette valeur « réelle ». Quand une estimation de la VVS est nécessaire pour évaluer la valeur des risques de mortalité d'une politique proposée, la valeur réelle de la VVS est à l'évidence inconnue dans la pratique. Les études qui vérifient les erreurs de transfert font souvent appel à une valeur « de référence » pour cette valeur réelle (souvent l'estimation de la VVS tirée d'une étude de qualité) et testent ensuite l'efficacité des différentes techniques de transfert d'avantages à prédire cette valeur.

80. Pour que le transfert soit valide, il est habituellement exigé « que les valeurs, où les fonctions de valeurs générées sur le site de l'étude soient statistiquement identiques à celles estimées sur le site d'application » (Navrud et Ready, 2007b), autrement dit que l'erreur de transfert ne puisse être, sur le plan statistique, distinguée de zéro. Plus récemment, l'évaluation de la validité du transfert d'avantages s'est légèrement réorientée sur la notion de fiabilité pour une utilisation aux fins d'action publique, qui exige que l'erreur de transfert soit relativement faible (mais pas forcément nulle). Cette évolution tient à ce que l'on s'est rendu compte que le transfert d'avantages peut être jugé valide même si l'hypothèse classique selon laquelle TE=0 est rejetée - en fait, l'hypothèse nulle la plus appropriée est que TE > 0 puisque les avantages écologiques et autres devraient en théorie varier selon les contextes (Kristofersson et Navrud, 2005). Cela dit, il n'existe aucun accord quant au niveau d'erreur de transfert maximal pour que le transfert d'avantages soit fiable pour différentes applications d'action publique, même si des pourcentages de 20 % et 40 % ont été suggérés (Kristofersson et Navrud, 2007).

81. Pour évaluer la précision du transfert d'avantages de nos modèles de méta-régression par la mesure de l'erreur de transfert, nous faisons appel à une technique de division des données, ou simulation du transfert d'avantages. Nous estimons n fonctions différentes du transfert méta-analytique d'avantages sur n-1 données à chaque application, puisque l'estimation de la VVS prédite est retirée. Nous calculons

ensuite la TE moyenne et médiane globale pour l'ensemble des modèles réunis, ce que l'on désigne parfois sous le nom de pourcentage d'erreur absolue moyenne et médiane (Brander, Florax *et al*., 2006).

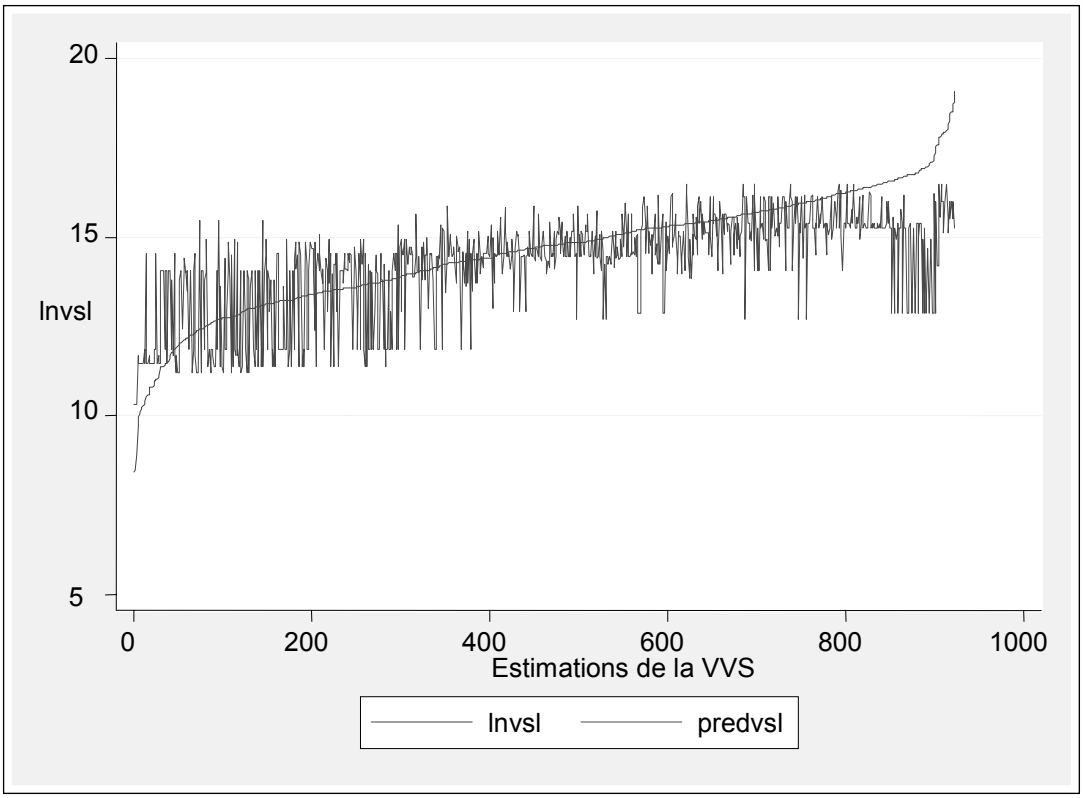
82. Nous appliquons ci-après cette procédure au modèle le plus simple (modèle I) et aux modèles les plus complets (Modèle V) des sections 3.3, 3.4 (pas de sélection et sélection de premier niveau) et 3.6 (estimations recommandées par les auteurs), et au modèle le plus complet de la section 3.5 (questionnaire « de pratique optimale »). Les résultats sont également présentés sous forme graphique, c'est-à-dire que les valeurs prédites (ligne en zigzag) et les valeurs de la VVS de l'échantillon sont comparées en ordre ascendant (de l'estimation la plus basse à la plus élevée de l'échantillon). L'écart représente la TE pour le transfert d'avantages de chaque valeur de VVS.

Échantillon complet - pas de sélection - modèle V

83. Le graphique 1 illustre les résultats de l'échantillon brut pour le modèle V. La TE moyenne et médiane s'établit respectivement à 121 % et 63 %, ce qui signifie que, dans l'ensemble, les valeurs transférées s'écartent de 121 %de la valeur « réelle » de référence, la valeur à prédire. Ce résultat est très élevé et conforme aux prévisions pour un modèle complet de l'échantillon brut. Comme on peut l'observer dans le graphique, les prédictions affichent un écart particulièrement prononcé aux extrémités supérieures et inférieures des valeurs, c'est-à-dire les plus éloignées dans les queues de distribution. Ceci est conforme aux prévisions.

84. Les modèles simples affichent une TE encore supérieure. La TE moyenne du modèle I, par exemple, où le PIB est la seule variable prise en considération, est de 236 %. La TE moyenne a également été estimée pour un modèle V tronqué dont on a retiré 2,5 % des valeurs supérieures et inférieures de la VVS. Cette version du modèle réduit quelque peu la TE, la ramenant à 99 %.

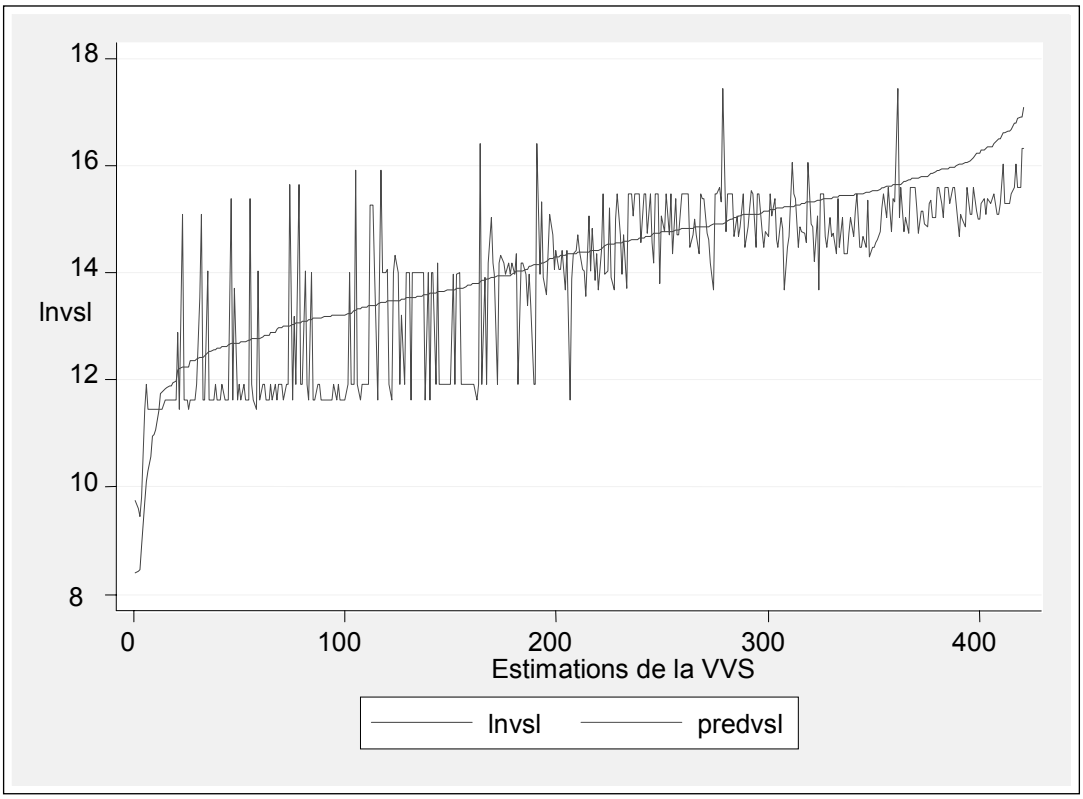
Graphique 1. Tracé d'lnVSL et d'lnVSL prédite ou transférée du modèle V de l'échantillon brut



Procédure de sélection de premier niveau –Modèle I simple

85. Nous avons effectué deux simulations de précision pour les modèles I et V de l'échantillon qui ont été assujettis à une sélection de premier niveau (la première est illustrée au graphique 2). La TE moyenne globale pour le modèle I (qui comprend uniquement les variables de variation du risque et du PIB) s'établit à 100 %, et la TE médiane à 60 %. La version tronquée a ramené la TE moyenne à 79,5 %. La sélection réduit donc légèrement la TE par rapport à l'échantillon complet. Celle-ci demeure néanmoins très élevée.

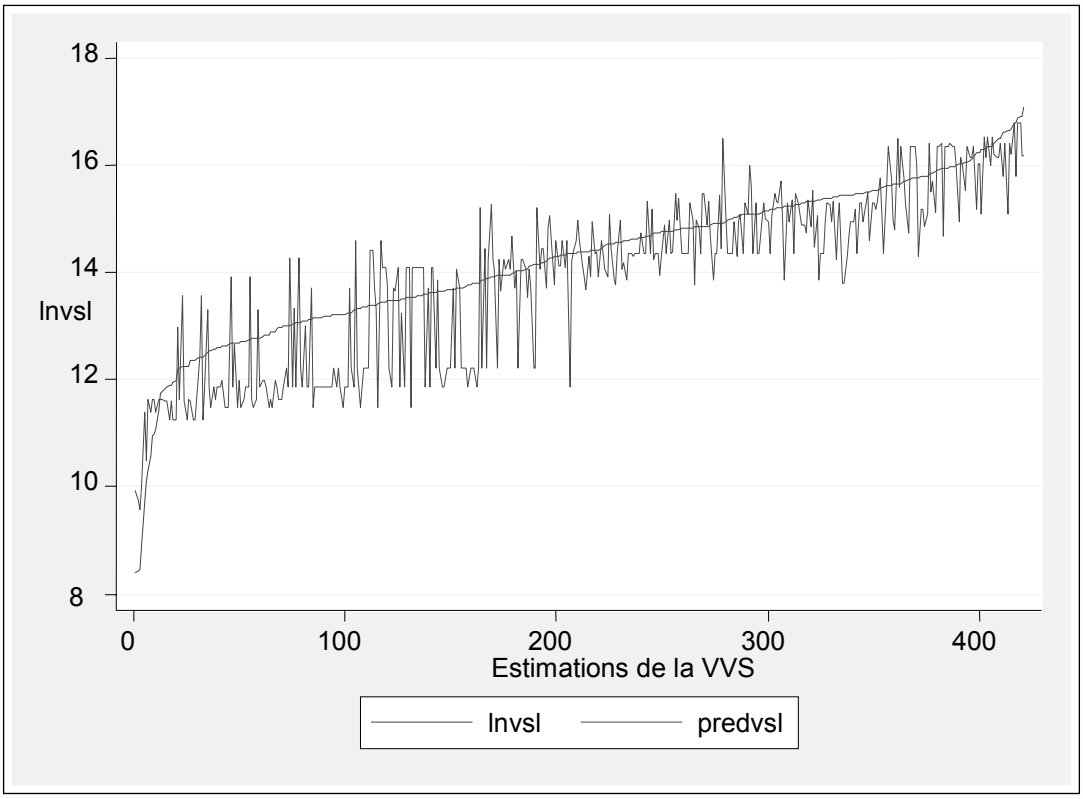
Graphique 2 Tracé d'lnVSL et lnVSL prédite ou transférée du modèle I de l'échantillon après sélection de premier niveau



Procédure de sélection de premier niveau – Modèle V complet

86. Le graphique 3 illustre la deuxième simulation de précision du transfert d'avantages pour l'échantillon après sélection du modèle V. La TE moyenne globale s'établit à 60 %, la médiane à 49 %. La précision s'accentue, conformément aux prévisions, lorsque le pouvoir explicatif augmente et qu'un plus grand nombre de variables explicatives est pris en compte. Une TE de 60 % soutient favorablement la comparaison avec des tests analogues présentés dans les études spécialisées (Lindhjem et Navrud, 2008).

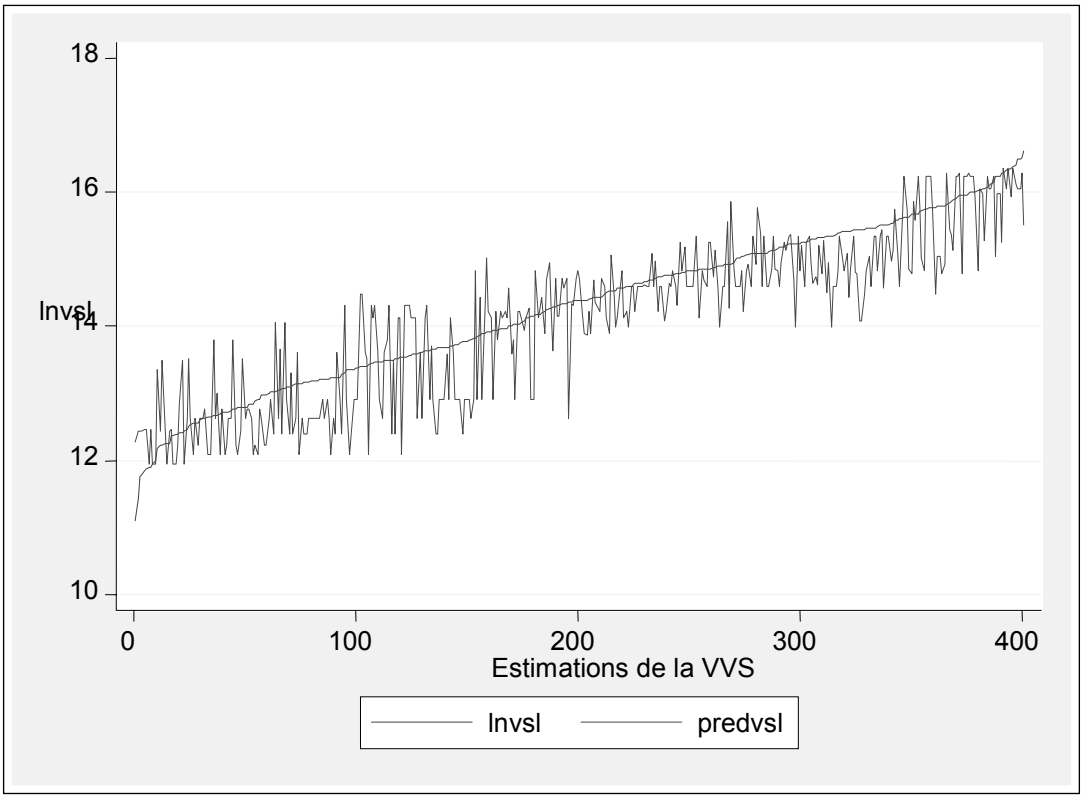
Graphique 3 Tracé de lnVSL et lnVSL prédite ou transférée du modèle V de l'échantillon après sélection de premier niveau



Procédure de sélection de premier niveau – Modèle V complet, tronqué

87. Lorsque l'on tronque le même modèle que celui illustré au graphique 3 (c'est-à-dire lorsque l'on supprime les 2,5 % supérieurs et inférieurs des observations de la VVS), la TE recule à 45 % (voir graphique 4). Une version non pondérée de ce modèle a également été testée : la TE moyenne demeure quasiment identique, à 46 %.

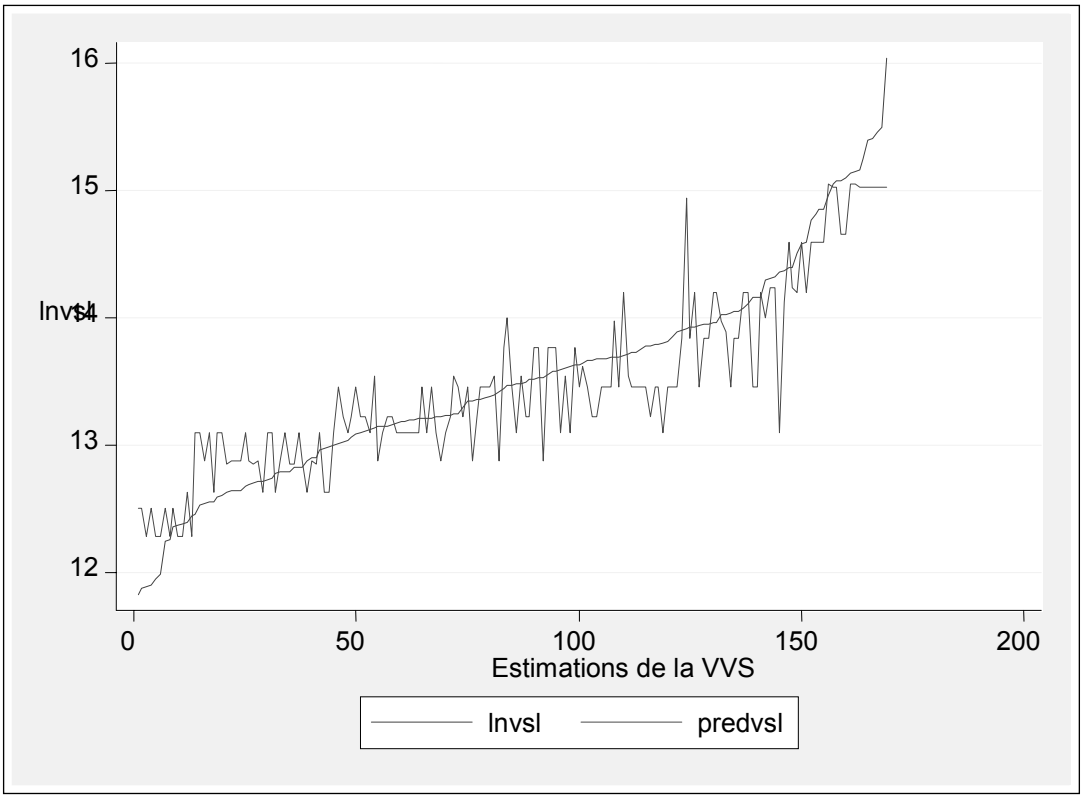
Graphique 4 Tracé de lnVSL et lnVSL prédite ou transférée de la version tronquée du modèle V de l'échantillon brut



Estimations résultant d'études fondées sur le même questionnaire « de pratique optimale »

88. Nous avons conduit le même test pour les études fondées sur un questionnaire similaire de pratique optimale, à savoir le modèle II de la section 3.5 qui contient cinq variables explicatives. Dans ce cas, nous avons éliminé une bonne part de la variation et de l'hétérogénéité en ne retenant que les études fondées sur une méthodologie similaire. L'on s'attendrait donc à ce que le modèle prédise les estimations hors échantillon plus précisément que les modèles antérieurs. C'est bien ce que nous observons : la TE moyenne globale s'établit à 26 %, la TE médiane à 22 %. Cette expérience, conduite sur la version tronquée du modèle, donne une TE moyenne de 25 % (médiane de 22 %). Il s'agit là d'un niveau de précision élevée, proche du pourcentage bas de 20 % suggéré plus haut par Kristofersson et Navrud (2007).

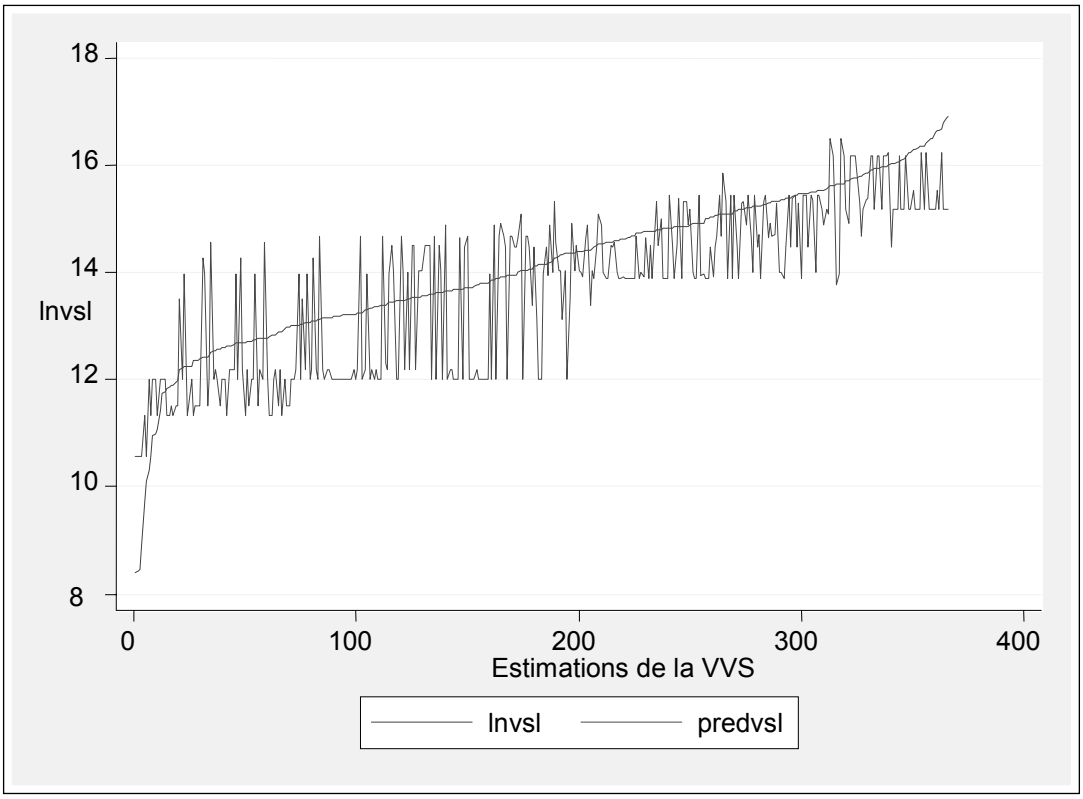
Graphique 5 Tracé de lnVSL et lnVSL prédite ou transférée de l'échantillon fondé sur le questionnaire de « pratique optimale » du modèle II



Estimations recommandées par les auteurs

89. Enfin, nous avons appliqué au modèle complet la même procédure pour l'échantillon dont des valeurs ont été exclues sur recommandation des auteurs. Il convient de noter que bon nombre des estimations que les auteurs conseillaient d'exclure avaient été éliminées par les autres critères de sélection utilisés pour des modèles antérieurs. On ne savait trop quels résultats escompter ici. L'exercice livre une TE moyenne très élevée de 89 %, la TE médiane s'établissant pour sa part à 59 %. Le troncage du modèle ramène la TE moyenne et médiane à 60 % et 40 % respectivement, soit un niveau proche de l'extrémité supérieure de l'intervalle de précision analysé plus haut.

Graphique 6 Tracé de lnVSL et lnVSL prédite ou transférée de l'échantillon fondé sur les recommandations des auteurs du modèle V



Points essentiels

90. Les quatre grandes catégories de critères de sélection appliquées aux données ont été assujetties à un test de précision. Le retrait des estimations de la VVS une par une et l'estimation des modèles méta-analytiques sur la base des données restantes pour prédire l'observation hors échantillon ont livré les principaux résultats suivants :

- le jeu de données brutes, avec les modèles de méta-régression comportant la plus forte hétérogénéité et le plus faible pourcentage de variation expliquée, donne l'erreur de transfert moyenne globale la plus élevée, de 120 % environ.
- L'erreur de transfert moyenne recule à 60 % environ pour le modèle le plus complet lorsque l'on applique les critères de sélection de premier niveau.
- Le choix des études les plus similaires sur le plan méthodologique, où les valeurs ont été calculées à partir du même questionnaire de « pratique optimale », aboutit à une erreur de transfert moyenne globale très faible de 20 %.
- L'exclusion d'observations conformément à la recommandation des auteurs ne semble pas réduire l'erreur de transfert. La TE moyenne s'établit à près de 90 %, niveau comparable à celui du modèle simple (où seules les variables du PIB et de la variation du risque sont prises en considération) de l'échantillon après sélection de premier niveau (TE de 100 %).
- Les modèles plus complets (comprenant un nombre plus complet de variables) obtiennent des erreurs de transfert inférieures à celles des modèles simples (qui ne comportent qu'une à deux variables clés).

- Le troncage des valeurs supérieures et inférieures réduit les erreurs de transfert. La plus forte réduction (de 30 points de pourcentage) concerne l'échantillon tenant compte des recommandations des auteurs, l'erreur passant de 90 % 60 %.

- La pondération à la baisse des estimations quand de nombreuses valeurs provenant d'une seule étude sont retenues ne semble pas influer sensiblement sur les erreurs de transfert dans les cas où cette procédure a été testée.

4.3 Comparaison entre les différentes techniques de transfert d'avantages– laquelle choisir ?

91. Pour se rapprocher des conditions de transfert d'avantages réelles, une estimation unique de la VVS est tirée aléatoirement d'une étude, qui représentera une valeur de VVS inconnue de référence pour une politique ou un programme en évaluation. Cette valeur est supposée constituer la valeur « réelle » dans ce contexte. L'étape suivante consiste à utiliser d'autres études pour transférer une estimation optimale de la VVS à ce cadre d'action publique en se fondant sur des techniques simples et plus évoluées de transfert d'avantages. L'erreur de transfert dérivant des techniques simples est comparée à celles résultant de l'application des cinq modèles de transfert méta-analytique. Le choix de ces derniers se fonde en partie sur l'évaluation de la précision présentée à la section précédente.

92. Il s'agit là d'une comparaison simple fondée sur un exemple de transfert d'avantages. Nous ne procédons pas à une évaluation complète de l'ensemble des valeurs de la VVS du jeu de données, comme l'ont fait **par exemple** Lindhjem et Navrud (2008) et Johnston et Thomassin (2010). Même ainsi, cet exemple montre qu'il n'est pas facile de choisir la méthode de transfert d'avantages. Même si l'on opte pour une méthode de transfert méta-analytique, la procédure de sélection retenue (et d'autres choix méthodologiques) influencera les résultats.

93. Le tableau 8 donne une vue d'ensemble et une explication des différents modes de transfert d'avantages dont dispose un analyste lorsqu'il a besoin d'une estimation adaptée de la VVS pour évaluer une politique de réduction des risques de mortalité particulière. Les six premières techniques (N1-N6) s'appuient sur des transferts naïfs des estimations moyennes de la VVS qui sont ajustées ou choisies selon certaines méthodes. Les cinq techniques suivantes (MA1-MA5) utilisent les modèles de méta-régression estimés au chapitre 3 et testés dans un premier temps au chapitre 4.2 pour estimer et transférer les estimations de la VVS.

Tableau 8. Méthodes courantes de transfert d'avantages testées

#	Méthode de transfert d'avantages pour la VVS	Description/modèle utilisé
N1	Unité naïve du transfert d'avantages : moyenne de la plupart des études internationales similaires*	Prend les estimations de la VVS de l'étude la plus similaire
N2	Unité naïve du transfert d'avantages : moyenne des études internationales, sans sélection	Ajustement en fonction de la monnaie, et non du PIB.
N3	Unité naïve du transfert d'avantages : moyenne des études internationales avec sélection simple et ajustement en fonction du PIB	Même sélection que pour la méthode MA2 ci-dessous. Ajustement en fonction de la monnaie et du PIB. Élasticité-revenu fixée à l'unité.
N4	Unité naïve du transfert d'avantages : moyenne d'études internationales avec la même variable de variation du risque, sélection simple et ajustement en fonction du PIB	Même sélection que pour la méthode MA2 ci-dessous. Seulement pour les études comportant la même variation du risque. Ajustement en fonction de la monnaie et du PIB. Élasticité-revenu fixée à l'unité.
N5	Unité naïve du transfert d'avantages : moyenne d'études similaires fondées sur un questionnaire de « pratique optimale »	Même sélection que pour la méthode MA3 ci-dessous. Ajustement en fonction de la monnaie, et non du PIB
N6	Unité naïve du transfert d'avantages : moyenne d'études similaires fondées sur un questionnaire de « pratique optimale » et ajustées en fonction du PIB	Même sélection que pour la méthode MA3 ci-dessous. Ajustement en fonction de la monnaie et du PIB. Élasticité-revenu fixée à l'unité.
MA1	Transfert d'avantages méta-analytique : sans sélection	Modèle V, section 3.3
MA2	Transfert d'avantages méta-analytique : sélection simple	Modèle V, section 3.4
MA3	Transfert d'avantages méta-analytique : études similaires fondées sur un questionnaire de « pratique optimale »	Modèle II, section 3.5
MA4	Transfert d'avantages méta-analytique : recommandations des auteurs	Modèle V, section 3.6
MA5	Transfert d'avantages méta-analytique : modèle tronqué simplifié	Version tronquée du Modèle I, section 3.4**. (Seuls la variation du risque et le PIB sont inclus)

*Très peu de pays disposent d'un nombre suffisant d'études réalisées à l'échelon national. L'analyse porte donc sur des études internationales.
**Modèle identique à celui qui figure à l'annexe 2.

94. On trouvera ci-après une brève description de la façon dont chacune des méthodes de transfert d'avantages est utilisée pour calculer une estimation de la VVS, une synthèse des estimations calculées à partir de chacune d'elles étant donnée à la fin. Mais dans un premier temps, une valeur de référence particulière est choisie qui servira d'exemple dans l'ensemble de l'exercice.

Choix de la « valeur de référence »

95. Nous avons décidé de retenir une étude japonaise comme source de la valeur de référence dont nous voulons nous rapprocher au moyen des techniques de transfert d'avantages. Celle-ci a fait appel au questionnaire de « pratique optimale » et devrait fournir une estimation de bonne qualité de la VVS. Elle rend compte de plusieurs estimations ; nous avons retenu la valeur de VVS aléatoire de *2 787 561 USD***.**

96. L'étude a évalué une variation du risque de 1/10 000 associée à la santé (plutôt qu'à l'environnement ou à la circulation), qui est immédiate (et non latente), chronique et privée (concerne uniquement la personne interrogée et sa famille), et qui a été expliquée aux personnes interrogées au moyen d'une grille de 1000 cases. Elle a par ailleurs été conduite en 1999 au moyen d'un questionnaire informatique auto-administré contenant une question à choix dichotomique sur le CAP.

N1 – Prendre une estimation de la VVS dans les études les plus semblables

97. Une méthode couramment utilisée de transfert d'avantages consiste à rechercher une étude nationale qui a évalué une variation similaire du risque, puis de choisir l'une des estimations ou de prendre la moyenne des estimations de la VVS les plus similaires de cette étude. S'il n'existe pas d'études nationales, on peut choisir une étude internationale similaire. Il n'est pas facile de décider quels « critères de similarité » appliquer dans la mesure où l'analyste risque généralement de ne pas trouver une étude unique correspondant à toutes les caractéristiques de risque et de population qui définissent le cadre d'action publique concerné.

98. On peut estimer que la réduction du risque devrait être la même. Cela ramène à 91 le nombre d'estimations potentielles de la VVS de l'échantillon complet. Si nous considérons en outre que le type de risque doit être le même (« santé »), il reste 79 estimations potentielles. Sur ce nombre, 75 estimations concernent des variations de risque chronique, dont 65 décrivent par ailleurs une variation du risque privé qui est immédiate (et non latente). Si l'on ajoute les variables du tableau 3 (la variation du risque concerne l'individu, plutôt que sa famille, et n'est pas associée au cancer) il nous reste pour finir 58 estimations possibles. Ce processus de recherche peut se poursuivre jusqu'à ce que l'on trouve une étude suffisamment semblable. Il serait néanmoins difficile de décider des variables qu'il faudrait utiliser, dans quel ordre, et du moment auquel il conviendrait de mettre un terme au processus de sélection.

99. La VVS moyenne pondérée des 58 estimations finales est de *5 341 014 USD*, soit le double environ de la valeur de référence susmentionnée.

N2 – Prendre la moyenne de l'échantillon complet des estimations de la VVS

100. Une méthode plus simple que de choisir une étude unique ou de procéder à une mise en correspondance détaillée des caractéristiques des variables avec le contexte de l'action publique pour obtenir une liste restreinte d'estimations similaires consisterait à prendre une moyenne brute des estimations de la VVS de toutes les études réunies. Une valeur de VVS moyenne pondérée (où le poids des estimations qui proviennent en grand nombre de la même étude est diminué) résultant de cette procédure est de *7 343 737 USD*.

N3 – Prendre la moyenne des valeurs de VVS de l'échantillon après sélection, ajustée pour tenir compte de l'écart de PIB

101. La sélection des estimations selon la procédure analysée à la section 3.4 ramène le nombre d'estimations de 922 à 421 pour le transfert d'avantages. La moyenne pondérée de la VVS pour cet échantillon s'établit à 3 302 917 USD. Le PIB par habitant du Japon pour cette année était de 30 290 USD, la moyenne pondérée du PIB par habitant pour l'échantillon s'établissant à 25 441 USD. À supposer une élasticité - revenu de la VVS de 1 (ce que donnent plus ou moins la plupart des méta-régressions) on obtient une estimation de la VVS simple ajustée en fonction du revenu transférée au Japon de *3 932 446 USD.*

N4 – Prendre la moyenne de l'échantillon des estimations de la VVS après sélection pour la même variation du risque, ajustée pour tenir compte de l'écart de PIB

102. Un exercice identique à celui de N3, si ce n'est que seules les études présentant la même réduction des risques de 1/10 000 que l'étude japonaise sont prises en considération, ramène le nombre d'estimations disponibles à 41. La moyenne pondérée de cet échantillon est de 3 790 811 USD. Comme les estimations restantes concernent des pays dont le PIB par habitant moyen est supérieur (31 028 USD), l'ajustement en fonction du revenu aboutit à une estimation de la VVS transférée au Japon de *3 700 647 USD*, lorsque l'élasticité par rapport au revenu est fixée à l'unité.

N5 – Prendre la VVS moyenne des études fondées sur un questionnaire de « pratique optimale »

103. La méthode consistant à prendre la moyenne des estimations dérivant de la méthode de « pratique optimale » pour l'évaluation de la VVS aboutit à une estimation de cette dernière de *1 482 588 USD,* soit une valeur légèrement inférieure à la moitié de la valeur de référence.

N6 – Prendre la VVS moyenne des études fondées sur un questionnaire de « pratique optimale », ajustée pour tenir compte de l'écart de PIB

104. L'ajustement de l'estimation résultant de N5 pour tenir compte de l'écart de PIB entre la moyenne de l'échantillon et le Japon aboutit à une estimation de la VVS de *1 781 562 USD.*

MA1 – Transfert méta-analytique d'avantages, sans sélection

105. Si nous réalisions une analyse en méta-régression globale sans procéder à une sélection fondée sur des critères de qualité objectifs ou subjectifs, nous pourrions prendre pour point de départ le modèle V de la section 3.3[13]. La fonction de méta-régression estimée pour ce modèle est la suivante :

lnVSL = 0.790 + 1.331* lngdp + 0.159 *envir + 0.459* circulation - 0.390*public –

0.177*ménage + 0,908* risquecancer – 0.489*latence +1.057* pas_d_explication – 0.172*turnbull

106. Nous utilisons d'abord cette équation pour estimer et transférer une valeur de VVS au cadre d'action publique au Japon. Comme les valeurs méthodologiques sont inconnues au site d'application (dans la réalité), une pratique courante consiste à fixer les valeurs des variables méthodologiques au même niveau que certaines valeurs résultant de « pratiques optimales ». Dans ce cas, il est de bonne pratique d'expliquer les variations de risque de manière approfondie (la variable « pas_d_explication » est donc fixée à zéro). De la même manière, comme la méthode Turnbull fournit généralement une borne inférieure de la VVS, cette variable est également fixée à zéro.

107. Par ailleurs, comme le risque est associé à la santé, qu'il concerne un individu (non un ménage) et un programme de risque privé, qu'il est immédiat et non associé au cancer, toutes ces variables sont fixées à zéro. L'équation simple qui en résulte s'écrit comme suit :

lnVSL = 0.790 + 1.331* lngdp

108. Si l'on insère un PIB par habitant de 30 290 USD pour le Japon et que l'on prend l'anti-log (l'inverse) de lnVSL[14], on obtient une estimation de la VVS de *2 030 955 USD.*

MA2 – Transfert méta-analytique d'avantages, sélection de premier niveau

109. Au lieu d'utiliser le modèle sans sélection ci-dessus, on applique la sélection de premier niveau des observations de la section 3.4. L'insertion de valeurs pour la variation du risque (1/10 000) et le PIB par habitant fournit une estimation de la VVS de *3 199 152 USD.*

---

13 Par souci de simplicité et pour faciliter la comparaison, nous utilisons pour le transfert méta-analytique d'avantages les modèles tels qu'estimés au chapitre 3, sans en retirer l'estimation unique que nous prédisons au moyen des modèles, et réappliquons les modèles sans cette observation. Cette procédure n'a qu'un impact limité ou nul sur les tests que nous décrivons ici.

14 À l'instar de Stapler et Johnston (2009) – et pour que les calculs soient plus simples et transparents pour les non-experts – nous n'effectuons aucune correction de la soi-disant « erreur économétrique » lorsque nous effectuons la conversion, cf. Bokstael et Strand (1987). Dans tous les cas, cette correction n'aurait qu'un impact limité sur les valeurs estimées de la VVS.

MA3 – Transfert méta-analytique d'avantages, choix des études fondées sur le questionnaire de « pratique optimale »

110. L'application de la même procédure que ci-dessus, si ce n'est que l'on utilise le modèle le plus complet de la section 3.5 des études fondées sur le questionnaire de pratique optimale, à savoir le modèle II, donne une estimation de la VVS de *2 143 787 USD*. En comparaison aux modèles de transfert méta-analytique d'avantages ci-dessus, celui-ci comporte la variable « année » (de la collecte des données). Comme pour les équations **antérieures** des transferts méta-analytiques d'avantages, toutes les autres variables à l'exception du PIB, de la variation du risque et de l'année de l'étude, sont fixées à zéro pour correspondre au cadre d'action publique auquel l'estimation est transférée.

MA4 – Transfert méta-analytique d'avantages, recommandations des auteurs

111. Enfin, quand nous utilisons la dernière procédure de sélection du chapitre 3, le modèle V de l'échantillon basé sur les recommandations des auteurs de la section 3.6, et y insérons les valeurs pour la variation du risque et le PIB pour le Japon, nous obtenons une estimation de la VVS de *3 157 449 USD*.

MA5 – Transfert d'erreur méta-analytique, modèle simplifié et tronqué

112. Une méthode simple de transfert méta-analytique d'avantages consiste à suivre la procédure de sélection présentée à la section 3.4, et à estimer le modèle le plus simple en prenant uniquement en compte les variables de variation du risque et du PIB. Par ailleurs, pour supprimer l'influence des valeurs très élevées et très faibles, on peut tronquer l'échantillon. L'application du modèle 1 de l'annexe 2 dans lequel cette procédure a été suivie fournit une estimation de la VVS de *2 386 919 USD*.

Synthèse de la comparaison entre les méthodes de transfert d'avantages

113. Les valeurs de la VVS estimées par les 11 méthodes de transfert d'avantages sont reprises dans le tableau ci-dessous. La première colonne représente la valeur de référence, la valeur réelle pour le cadre d'action public japonais dont nous souhaitons nous rapprocher au moyen du transfert d'avantages. La lecture du tableau montre que les méthodes de transfert d'avantages simples et naïves aboutissent à des estimations plus élevées de la VVS, et que toutes affichent des erreurs de transfert plus importantes (comprises entre 33 % et 163 %) que les méthodes de transfert méta-analytique (colonne 3). La plus forte erreur de transfert dérive de l'utilisation de la moyenne brute de l'échantillon complet, sans sélection, des estimations de la VVS. Ce résultat est conforme aux prévisions. Le recours à une procédure de recherche pour trouver le sous-ensemble le plus similaire d'études (N1) produit également une erreur de transfert assez élevée (92 %). Le transfert plus élaboré des valeurs moyennes de VVS dans les méthodes N3 à N6 produit des erreurs proches des niveaux acceptables (aux environs de 40 %).

114. Les méthodes méta-analytiques affichent toutes des erreurs de transfert inférieures à celles des méthodes simples, celles-ci se situant entre 13 % et 23 %. L'erreur la plus faible résulte de l'application de la procédure de sélection recommandée par les auteurs (MA4). Il convient également de noter que la procédure de sélection simple (MA5) qui fait appel à un modèle méta-analytique simple où seuls le PIB et la variation du risque sont pris en considération, produit une erreur de transfert presque aussi basse (14 %).

Tableau 9. Comparaison entre différentes méthodes simples et des méthodes de transfert méta-analytique d'avantages pour un scénario type

Méthode	A : "Valeur de référence", cadre d'action publique (USD 2005)	B : Valeur estimée/transférée (USD 2005)	C : Erreur de transfert (%)*	Classement en termes d'erreur de transfert
N1	2 787 561	5 341 014	91,60	10
N2	2 787 561	7 343 737	163,45	11
N3	2 787 561	3 932 446	41,07	8
N4	2 787 561	3 700 647	32,76	6
N5	2 787 561	1 482 588	46,81	9
N6	2 787 561	1 781 562	36,09	7
MA1	2 787 561	2 030 955	27,14	5
MA2	2 787 561	3 199 152	14,77	3
MA3	2 787 561	2 143 787	23,09	4
MA4	2 787 561	3 157 449	13,27	1
MA5	2 787 561	2 386 919	14,37	2

* C = (B-A)/A*100%, cf. définition de l'erreur de transfert à la section 4.2.

Points essentiels

115. Nous avons expliqué un exemple simple, dans lesquelles une estimation de la VVS du Japon a été retenue pour représenter une valeur de VVS réelle et inconnue au site d'application. Il s'agissait ensuite d'utiliser différentes techniques de transfert d'avantages pour calculer une valeur de la VVS susceptible d'être transférée au contexte japonais. Nous avons comparé six méthodes de transfert d'avantages simples avec cinq versions de nos modèles méta-analytiques. Bien qu'aucune conclusion générale ne puisse être dégagée sur cette base, cet exemple a démontré ce qui suit :

- Le transfert d'une valeur de VVS brute, moyenne, non ajustée d'un échantillon complet ou d'un échantillon qui a été réduit sur la base d'une sélection visant à établir une similarité avec le site d'application (méthodes N1 et N2) produit des erreurs de transfert relativement élevées (92 % - 163 %).
- L'erreur de transfert pour les transferts d'une valeur moyenne simple peut être ramenée à des niveaux (presque) acceptables (environ 40 %) par l'application de nos deux premières procédures de sélection et/ou un ajustement de manière à tenir compte des écarts de PIB.
- Les cinq différents modèles méta-analytiques produisent tous des erreurs de transfert plus faibles (entre 13 % et 23 %) que le simple transfert des estimations moyennes de la VVS.
- L'échantillon recommandé par les auteurs utilisé aux fins de transfert méta-analytique d'avantages produit l'erreur de transfert la plus faible dans ce cas particulier (13 %).
- Cet exemple, quoique simplement illustratif, démontre dans notre cas que lorsque les modèles méta-analytiques comportent deux variables très significatives, la variation du risque et le PIB, on peut simplifier le processus de transfert en intégrant ces deux seules variables dans les ajustements.

5. Synthèse et conclusions

5.1 Objectifs et méthode

116. Le présent rapport s'appuie sur les travaux présentés dans Braathen *et al.* (2009) et les prolonge. Depuis cette étude, les métadonnées ont été actualisées par des enquêtes plus récentes (en mars 2010) et de

nouvelles informations ont été ajoutées, tirées d'études et recueillies auprès des auteurs, afin de mettre en place une base de données plus ample et plus complète.

117. Les principaux objectifs de l'étude conduite sur la base de ce jeu de données actualisées étaient les suivants :

- Analyser les procédures de sélection des estimations de la VVS en fonction de la qualité des études et d'autres facteurs pour que l'échantillon soit plus maniable et adapté à l'analyse statistique, et qu'il puisse être utilisé dans des applications de transfert d'avantages à des fins d'action publique.
- Appliquer d'autres modèles de méta-régression sur des sous-ensembles des données résultant des critères de sélection ci-dessus pour examiner la robustesse et la sensibilité des résultats.
- Évaluer certains modèles méta-analytiques aux fins de transfert d'avantages et d'action publique et estimer leur fiabilité.

118. Nous avons fait appel à trois procédures de sélection :

- Niveau 1 – la variation du risque doit être signalée, les petits échantillons non représentatifs supprimés
- Niveau 2 – outre les critères du niveau 1, seules les études qui utilisent une version similaire d'un questionnaire de « pratique optimale » sont retenues.
- Niveau 3 – outre les critères du niveau 1, les recommandations des auteurs eux-mêmes quant aux estimations qui devraient être écartées s'appliquent.

119. Par ailleurs, des modèles de méta-régression portant sur un jeu de données brut et complet ont été appliqués aux fins de comparaison. Nous avons d'abord vérifié la sensibilité de leurs principales variables explicatives aux procédures de sélection. La deuxième partie de l'étude évalue la précision des modèles les plus prometteurs et compare l'application de la méta-analyse au transfert d'avantages à des techniques de transfert d'avantages simples. Il s'agit d'illustrer comment la méta-analyse peut être utilisée aux fins de transfert d'avantages, et de montrer que celui-ci peut, dans de nombreux cas, être plus précis que la moyenne des estimations de la VVS tirée d'un jeu de données ou d'un sous-ensemble d'une base de données (en fonction des similarités avec l'environnement du site d'application où une estimation de la VVS est nécessaire par exemple).

5.2 Principaux résultats I : sensibilité des résultats aux procédures de sélection

120. Globalement, nos trois procédures de sélection ont produit les résultats suivants :

- le pouvoir explicatif des modèles augmente parallèlement à la rigueur des critères de sélection appliqués. L'hétérogénéité des données diminue progressivement. L'échantillon complet affiche aussi un R au carré assez élevé.
- Des résultats assez robustes. Les effets du revenu (PIB) et de la variation du risque sont respectivement fortement positifs et négatifs. L'élasticité de la VVS par rapport au revenu semble se situer aux alentours de 1 pour la plupart des régressions (mais à un niveau inférieur pour les études fondées sur le questionnaire de « pratique optimale » présentées à la section 3.5).
- De nombreux éléments indiquent que la valeur attribuée aux risques publics est inférieure à celle des risques privés.
- Certains donnent à penser que la valeur attribuée aux risques associés à l'environnement et à la circulation est inférieure à celle attribuée aux risques associés à la santé.
- Il apparaît que la latence de la variation du risque diminue la VVS, conformément aux prévisions.

- Aucune explication satisfaisante n'est donnée de ce que la variation du risque dans l'étude tend à augmenter le CAP et les estimations correspondantes de la VVS.
- Plusieurs éléments indiquent que les estimations effectuées au moyen de l'estimateur Turnbull sont inférieures aux autres, ce qui est conforme aux prévisions puisque cette procédure non-paramétrique donne une borne inférieure au CAP et à la VVS.

121. Nous avons conduit en annexes une autre analyse de sensibilité pour certains des résultats des sections 3.3 à 3.6, associée à la méthode de pondération appliquée et au troncage des valeurs supérieures et inférieures des échantillons. Les résultats observés sont généralement robustes à ces modifications au modèle. Le R au carré diminue légèrement pour tous les modèles, mais la significativité de la majorité des variables persiste. L'élasticité par rapport au revenu semble diminuer modérément, tandis que la significativité négative de la variable de latence s'avère plus robuste que dans le modèle du chapitre 3.

5.3 Principaux résultats II : précision des modèles méta-analytiques aux fins de transfert d'avantages et d'action publique

122. On a procédé à un test de précision sur les quatre principales catégories de critères de sélection appliqués aux données. Le retrait des estimations de la VVS une par une et l'estimation des modèles méta-analytiques sur les données restantes pour prédire l'observation hors échantillon ont donné les principaux résultats suivants :

- Le jeu de données brut, avec les modèles de méta-régression comportant la plus forte hétérogénéité et le plus faible pourcentage de variation expliquée, donne l'erreur de transfert moyenne globale la plus élevée, de 120 % environ.
- L'erreur de transfert moyenne recule à 60 % environ pour le modèle le plus complet lorsque l'on applique les critères de sélection de premier niveau.
- Le choix des études les plus similaires au plan méthodologique, où les valeurs ont été calculées à partir du même questionnaire de « pratique optimale », aboutit à une terreur de transfert moyenne globale très faible de 20 %.
- L'exclusion d'observations conformément à la recommandation des auteurs ne semble pas réduire l'erreur de transfert. L'erreur de transfert moyenne s'établit à près de 90 %, niveau comparable à celui du modèle simple (où seules les variables du PIB et de la variation du risque sont prises en considération) de l'échantillon après sélection de premier niveau (erreur de transfert de 100 %).
- Les modèles plus complets (comprenant un nombre plus complet de variables) obtiennent des erreurs de transfert inférieures à celles des modèles simples (qui ne comportent qu'une à deux variables clés).
- Le troncage des valeurs inférieures et supérieures réduit les erreurs de transfert. La plus forte réduction (de 30 points de pourcentage) concerne l'échantillon tenant compte des recommandations des auteurs, l'erreur passant de 90 % 60 %.
- La pondération à la baisse des estimations quand de nombreuses valeurs provenant d'une seule étude sont retenues ne semble pas influer sensiblement sur les erreurs de transfert dans les cas où cette procédure a été testée.

5.4 Principaux résultats III : comparaison entre les méthodes de transfert méta-analytique d'avantages et les méthodes de transfert d'avantages simples

124. Nous avons expliqué un exemple simple dans lequel nous avons retenu une estimation de la VVS d'une étude japonaise pour représenter une valeur de VVS réelle, inconnue au site d'application. Il s'agissait alors d'appliquer différentes techniques de transfert d'avantages pour calculer la valeur de VVS susceptible d'être transférée au contexte japonais. Nous avons comparé six méthodes de transfert

d'avantages simples à cinq versions de nos modèles méta-analytiques. Bien qu'aucune conclusion générale ne puisse être dégagée de cet exemple, celui-ci a démontré ce qui suit :

- le transfert d'une valeur de VVS brute, moyenne, non ajustée d'un échantillon complet ou d'un échantillon qui a été réduit sur la base d'une sélection visant à établir une similarité avec le site d'application (méthodes N1 et N2) produit des erreurs de transfert relativement élevées (92 % - 163 %).

- L'erreur de transfert pour le transfert d'une valeur moyenne simple peut être ramenée à des niveaux (presque) acceptables (environ 40 %) par l'application de nos deux premières procédures de sélection et/ou un ajustement de manière à tenir compte des écarts de PIB.

- Les cinq différents modèles méta-analytiques produisent tous des erreurs de transfert plus faibles (entre 13 % et 23 %) que le simple transfert des estimations moyennes de la VVS.

- L'échantillon recommandé par les auteurs utilisé aux fins de transfert méta-analytique d'avantages produit l'erreur de transfert la plus faible dans ce cas particulier (13 %).

- Cet exemple, quoique simplement illustratif, démontre dans notre cas que lorsque les modèles méta-analytiques comportent deux variables très significatives, la variation du risque et le PIB, on peut simplifier le processus de transfert en intégrant ces deux seules variables dans les ajustements.

5.5 Remarque finale

123. Nous avons tenté d'analyser ici de nouvelles questions importantes associées à la sensibilité des méta-analyses et à leur validité pour une utilisation à des fins d'action publique et de transfert d'avantages. Il s'agit d'un domaine peu développé où beaucoup reste à faire. Néanmoins, les résultats indiquent que les modèles de méta-analyse utilisés ne sont pas excessivement sensibles aux procédures de sélection appliquées ou à d'autres facteurs de sensibilité (troncage et pondération). Les meilleurs modèles prédisent par ailleurs de manière assez satisfaisante les estimations de la VVS (à titre d'indication de l'adéquation à un transfert d'avantages). En comparaison aux méthodes de transfert d'avantages simples, le transfert d'avantages fondé sur les meilleurs modèles de méta-analyse obtient des résultats plus performants. Ces modèles peuvent également être simplifiés sans que leur précision diminue beaucoup, mais ce point n'a pas été complètement vérifié. Les deux variables les plus importantes, et de loin, pour le transfert d'avantages et pour expliquer la variation des estimations de la VVS sont l'évaluation de la variation du risque et le niveau du PIB. Nous ne nous prononçons pas ici sur la façon de traiter la question éventuellement problématique de la sensibilité apparemment élevée de la VVS à l'évaluation de la variation du risque.

ANNEXE 1 : SENSIBILITÉ À LA MÉTHODE DE PONDÉRATION

124. Cette annexe présente les mêmes régressions que celles effectuées au chapitre 3, si ce n'est que la pondération est supprimée. En d'autres termes, chaque estimation a la même importance et n'est pas pondérée à la baisse lorsque les estimations prises en considération proviennent en grande part d'une même étude. C'est là une procédure courante dans les études méta-analytiques, mais nous privilégions ici l'option pondérée, dont les résultats sont présentés dans le corps du rapport.

A1.1 Jeu de données complet brut

125. Les modèles présentés au tableau A1.1 sont comparables à ceux présentés au tableau 4 de la section 3.3. Le PIB demeure très significatif dans tous les modèles. L'élasticité est légèrement inférieure dans les modèles non pondérés. La variable « risquecancer » est également significative, comme auparavant. Il est intéressant de constater que si la variable « latence » n'était pas significative dans les modèles pondérés, elle l'est maintenant pour les modèles IV et V où elle est incluse. En revanche, la variable « circulation » n'est plus significative. La variable « explication » produit toujours des valeurs déclarées supérieures de la VVS. Dans l'ensemble, la variation expliquée (R au carré) diminue légèrement.

Tableau A1.1 Résultats des régressions non pondérées, échantillon complet.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV	Modèle V
lngdp	1.030***	1.099***	1.146***	1.039***	0.871***
	(0.218)	(0.204)	(0.207)	(0.228)	(0.229)
envir		-0.383	-0.0684	-0.0298	0.132
		(0.575)	(0.449)	(0.310)	(0.283)
circulation		-0.0159	0.0376	-0.00829	-0.127
		(0.319)	(0.318)	(0.342)	(0.297)
public			-0.222	-0.231	-0.208
			(0.275)	(0.251)	(0.224)
ménage			-0.329	-0.263	-0.235
			(0.297)	(0.222)	(0.194)
risquecancer				0.859**	1.056***
				(0.399)	(0.378)
latence				-1.076***	-0.963***
				(0.347)	(0.337)
pas_d_explication					1.183***
					(0.235)
turnbull					-0.0462
					(0.426)
constante	4.344**	3.756*	3.359	4.456*	5.843**
	(2.173)	(2.018)	(2.025)	(2.257)	(2.322)
Observations	922	922	922	922	922
R au carré	0.302	0.311	0.322	0.420	0.487
Écarts-type robustes entre parenthèses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

p

A1.2 Procédure de sélection de premier niveau

126. Les modèles présentés au tableau A1.2 sont comparables à ceux du tableau 5 de la section 3.4. L'élasticité par rapport au revenu diminue également dans ce cas, et le PIB demeure très significatif. La taille et la significativité du coefficient de variation du risque sont à peu près identiques. La variable « circulation » reste significative dans un modèle. La variable « public » est moins significative (elle perd deux étoiles). La variable « latence » affiche maintenant une faible significativité dans un modèle. La variable «pas_d_explication » demeure fortement significative. Le R au carré global diminue légèrement.

Tableau A1.2 Résultats des régressions non pondérées, procédure de sélection de premier niveau.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV	Modèle V
lngdp	0.625***	0.679***	0.679***	0.609***	0.525***
	(0.178)	(0.169)	(0.165)	(0.162)	(0.181)
lnchrisk	-0.385***	-0.548***	-0.572***	-0.587***	-0.515***
	(0.103)	(0.109)	(0.0884)	(0.0761)	(0.0812)
envir		-1.278***	-0.564	-0.604	-0.378
		(0.455)	(0.524)	(0.544)	(0.501)
circulation		-0.666**	-0.354	-0.450	-0.386
		(0.266)	(0.353)	(0.305)	(0.269)
public			-0.830*	-0.800*	-0.722*
			(0.424)	(0.433)	(0.407)
ménage			-0.372	-0.255	-0.331
			(0.542)	(0.424)	(0.408)
risquecancer				0.260	0.349*
				(0.220)	(0.204)
latence				-0.444*	-0.311
				(0.236)	(0.236)
pas_d_explication					0.595***
					(0.191)
turnbull					-0.642
					(0.388)
constante	4.810***	3.199**	3.006*	3.615**	4.918**
	(1.714)	(1.550)	(1.573)	(1.675)	(1.953)
Observations	421	421	421	421	421
R au carré	0.637	0.710	0.748	0.763	0.788
Écarts-type robustes entre parenthèses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

A1.3 Estimations dégagées des études faisant appel au même questionnaire de « pratique optimale »

127. Les modèles présentés au tableau A1.3 sont comparables à ceux du tableau 6. L'élasticité par rapport au revenu est quasiment identique, et significative au même niveau. La variation du risque semble entrer un peu plus en ligne de compte à mesure que le coefficient augmente (la significativité est la même). Les autres variables demeurent (fortement) significatives en comparaison aux modèles pondérés du chapitre 3. Le R au carré diminue légèrement ici aussi.

Tableau A1.3 Résultats des régressions non pondérées, échantillon fondé sur le questionnaire de « pratique optimale »

	Modèle I	Modèle II
lngdp	0.509***	0.412***
	(0.0702)	(0.0535)
lnchrisk	-0.710***	-0.684***
	(0.0485)	(0.0538)
latence		-0.177***
		(0.0296)
turnbull		-0.794**
		(0.234)
lnyear	0.546***	0.527***
	(0.117)	(0.109)
constante	2.577**	3.853***
	(0.896)	(0.683)
Observations	169	169
R au carré R au carré	0.732	0.857
Écarts-type robustes entre parenthèses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

A1.4 Estimations recommandées par les auteurs

128. Les modèles du tableau A1.4 sont comparables à ceux présentés au tableau 7 de la section 3.6. L'élasticité par rapport au revenu semble diminuer davantage que pour les autres modèles analysés ci-dessus. La variable « envir. » demeure significativement négative et les coefficients sont plus importants (négatifs). La variable « circulation » est maintenant significative pour les quatre modèles où elle est incluse, contre deux modèles dans la version pondérée. Autrement dit, la non-pondération des estimations semble créer des écarts plus prononcés entre les estimations de la VVS pour différents types de risques. D'autres variables augmentent aussi en significativité (la variable « risquecancer » par exemple). Le R au carré diminue légèrement par rapport aux modèles du chapitre 3.

Tableau A1.4 Résultats des régressions non pondérées, échantillon recommandé par les auteurs

	Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV	Modèle V
lngdp	0.588***	0.609***	0.645***	0.559***	0.464**
	(0.177)	(0.161)	(0.171)	(0.164)	(0.179)
lnchrisk	-0.397***	-0.646***	-0.619***	-0.651***	-0.578***
	(0.111)	(0.0842)	(0.0892)	(0.0713)	(0.0776)
envir		-1.824***	-1.343***	-1.550***	-1.274***
		(0.417)	(0.396)	(0.361)	(0.344)
circulation		-0.916***	-0.664**	-0.752***	-0.685***
		(0.246)	(0.313)	(0.269)	(0.245)
public			-0.243	-0.0790	-0.0292
			(0.328)	(0.325)	(0.276)
ménage			-0.661	-0.623	-0.693
			(0.516)	(0.408)	(0.415)
risquecancer				0.587*	0.668**
				(0.299)	(0.268)
latence				-0.333*	-0.194
				(0.185)	(0.187)
pas_d_explication					0.574**
					(0.211)
turnbull					-0.684*
					(0.367)
constante	5.042***	3.084*	2.970*	3.551**	4.961**
	(1.748)	(1.521)	(1.558)	(1.653)	(1.958)
Observations	366	366	366	366	366
R au carré	0.631	0.755	0.774	0.791	0.818
Écarts-type robustes entre parenthèses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

ANNEXE 2: SENSIBILITÉ AU TRONCAGE

129. Nous procédons dans la présente annexe aux mêmes régressions que celles effectuées au chapitre 3, si ce n'est que nous supprimons 2,5 % des estimations supérieures et inférieures de la VVS. Cette méthode ne s'appuie sur aucune théorie, mais elle est parfois appliquée dans les études méta-analytiques pour réduire la sensibilité des résultats aux valeurs élevées et/ou basses.

A2.1 Jeu de données complet brut

130. Les modèles présentés au tableau A2.1 sont comparables à ceux contenus au tableau 4 de la section 3.3. On notera que d'autres observations (46) ayant été éliminées, les modèles observés ici ne sont pas rigoureusement comparables à ceux du tableau 4. On remarquera en premier lieu que l'élasticité par rapport au revenu a diminué, passant de 1.3-1.5 environ à un peu plus de 1. Le niveau de significativité est toujours le même. La variable « circulation » est moins significative. Mis à part ces observations, la significativité semble persister pour les mêmes variables que dans la version tronquée des modèles (même si le R au carré diminue légèrement). Cela indique que les estimations très élevées ou très basses de la VVS n'influencent pas sensiblement les résultats.

Tableau A2.1 Résultat des régressions, échantillon complet, troncage de 2,5 % des valeurs supérieures et inférieures.

	Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV	Modèle V
lngdp	1.099***	1.090***	1.169***	1.140***	1.004***
	(0.176)	(0.188)	(0.178)	(0.185)	(0.187)
envir		0.0270	0.350	0.276	0.296
		(0.375)	(0.346)	(0.261)	(0.244)
circulation		0.534**	0.581**	0.573*	0.418
		(0.256)	(0.257)	(0.291)	(0.254)
public			-0.358	-0.331	-0.305
			(0.289)	(0.299)	(0.276)
ménage			-0.389	-0.352	-0.269
			(0.249)	(0.254)	(0.238)
risquecancer				0.386	0.556*
				(0.294)	(0.284)
latence				-0.594*	-0.609**
				(0.313)	(0.267)
pas_d_explication					0.889***
					(0.228)
turnbull					0.384*
					(0.205)
constante	3.542**	3.399*	2.744	3.027	4.156**
	(1.758)	(1.876)	(1.797)	(1.869)	(1.894)
Observations	876	876	876	876	876
R au carré	0.283	0.320	0.353	0.378	0.442
Écarts-type robustes entre parenthèses					
*** p<0.01, ** p<0.05, *					

A2.2 Procédure de sélection de premier niveau

131. Les modèles du tableau A2.2 sont comparables à ceux mentionnés au tableau 5. Comme dans le cas précédent, l'élasticité par rapport au revenu diminue légèrement, passant en deçà de 1. La variable de variation du risque demeure très significative aux valeurs à peu près égales de coefficient. Les autres résultats semblent très peu influencés par la méthode de troncage qui, dans ce cas, élimine 20 estimations.

Tableau A2.2 Résultats des régressions, procédure de sélection de premier niveau. Troncage de 2,5 % des valeurs supérieures et inférieures

	Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV	Modèle V
lngdp	0.645***	0.727***	0.789***	0.738***	0.609***
	(0.138)	(0.124)	(0.118)	(0.129)	(0.125)
lnchrisk	-0.371***	-0.438***	-0.447***	-0.468***	-0.436***
	(0.0857)	(0.0823)	(0.0708)	(0.0587)	(0.0530)
envir		-0.856**	-0.255	-0.366	-0.242
		(0.365)	(0.256)	(0.284)	(0.255)
circulation		-0.283	-0.0489	-0.163	-0.221
		(0.250)	(0.280)	(0.261)	(0.192)
public			-0.857***	-0.762***	-0.693***
			(0.196)	(0.198)	(0.202)
ménage			-0.124	-0.0645	-0.118
			(0.237)	(0.200)	(0.196)
risquecancer				0.237	0.354
				(0.254)	(0.233)
latence				-0.622**	-0.525**
				(0.273)	(0.249)
pas_d_explication					0.788***
					(0.159)
turnbull					-0.157
					(0.322)
constance	4.613***	3.432**	2.757**	3.125**	4.532***
	(1.386)	(1.334)	(1.304)	(1.427)	(1.405)
Observations	401	401	401	401	401
R au carré	0.556	0.615	0.689	0.722	0.778
Écarts-type robustes entre parenthèses il					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

A2.3 Estimations tirées des études faisant appel au même questionnaire de « pratique optimale »

132. Les modèles contenus au tableau A2.3 sont comparables à ceux présentés au tableau 6 de la section 3.5. La méthode de troncage supprime en tout huit estimations, ce qui ne semble guère influer sur les résultats, y compris l'élasticité par rapport au revenu.

Tableau A2.3 Résultats des régressions, échantillon fondé sur un questionnaire de « pratique optimale ». Troncage de 2,5 % des données supérieures et inférieures

	Model I	Model II
lngdp	0.562***	0.473***
	(0.110)	(0.0906)
lnchrisk	-0.511**	-0.467**
	(0.154)	(0.161)
latence		-0.237***
		(0.0491)
turnbull		-0.544**
		(0.193)
lnyear	0.432**	0.428**
	(0.144)	(0.125)
constante	3.722*	5.066***
	(1.556)	(1.308)
Observations	161	161
R au carré	0.751	0.807
Écarts-type robustes entre parenthèses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

A2.4 Estimations recommandées par les auteurs

133. L'ensemble final de modèles présentés ici sont ceux où les valeurs recommandées par les auteurs ont été exclues. Les modèles figurant au tableau A2.4 sont comparables à ceux du tableau 7 de la section 3.6. Dans ce cas, le troncage a supprimé 18 estimations. L'élasticité par rapport au revenu diminue, passant d'environ 1 à 0.6-0.8, mais conserve le même degré de significativité. La variable « variation du risque » semble relativement moins influencée. Dans ces modèles, la latence devient significative. Le R au carré diminue légèrement. À part cela, les résultats du chapitre 3 semblent assez robustes.

Tableau A2.4 Résultats des régressions, échantillon recommandé par les auteurs. Troncage de 2,5 % des données supérieures et inférieures

	Modèle I	Modèle II	Modèle III	Modèle IV	Modèle V
lngdp	0.642***	0.732***	0.798***	0.726***	0.574***
	(0.147)	(0.135)	(0.125)	(0.134)	(0.129)
lnchrisk	-0.384***	-0.486***	-0.463***	-0.494***	-0.475***
	(0.0902)	(0.0862)	(0.0723)	(0.0578)	(0.0472)
envir		-1.041***	-0.383	-0.573*	-0.477*
		(0.370)	(0.270)	(0.298)	(0.255)
circulation		-0.450	-0.162	-0.259	-0.362*
		(0.286)	(0.288)	(0.270)	(0.200)
public			-0.736***	-0.603***	-0.478***
			(0.189)	(0.206)	(0.166)
ménage			-0.257	-0.212	-0.330
			(0.243)	(0.203)	(0.200)
risquecancer				0.358	0.517**
				(0.275)	(0.246)
latence				-0.584**	-0.478*
				(0.272)	(0.244)
pas_d_explication					0.833***
					(0.183)
turnbull					-0.139
					(0.299)
constante	4.498***	3.001**	2.571*	3.031**	4.528***
	(1.468)	(1.437)	(1.367)	(1.461)	(1.475)
Observations	348	348	348	348	348
R au carré	0.564	0.644	0.711	0.746	0.805
Écarts-type robustes entre parenthèses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

BIBLIOGRAPHIE

Alberini A., Cropper M, Krupnick A. et Simon N (2004) Does the value of a statistical life vary with age and health status? Evidence from the US and Canada. Journal of Environmental Economics and Management 48: 769-792

Amiran E. Y. et Hagen D. A. (2010) The Scope Trials: Variation in Sensitivity to Scope and WTP with Directionally Bounded Utility Functions. Journal of Environmental Economics and Management 59(3): 293-301

Arrow K. J., Solow R., Leamer E., Portney P., Radner R. et Schuman H. (1993) Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation. Federal Register 58: 4601-4614

Biausque V. (2010). Valeur de la vie humaine : une méta-analyse (disponible en français et en anglais), OCDE.

Bockstael N. E. et Strand E. (1987) The effect of common sources of regression error on benefit estimates. Land Economics 63(1): 11-20

Brander L. M., Florax R. J. G. M. et Verrmaat J. E. (2006) The Empirics of Wetland Valuation: A Comprehensive Summary and a Meta-Analysis of the Literature. Environmental & Resource economics 33: 223-250

Brander L. M., van Beukering P. et Cesar H. (2007) The recreational value of coral reefs: a meta-analysis. Ecological Economics 63(1): 209-218

Braathen N. A., Lindhjem H. et Navrud S. (2009). Valuing lives saved from environmental, transport and health policies: A meta-analysis of stated preference studies. ENV/EPOC/WPNEP(2008)10/FINAL. Paris, OECD.

Eeckhoudt L. R. et Hammitt J. K. (2001) Background Risks and the Value of a Statistical Life. Journal of Risk and Uncertainty 23(3): 261-279

Gilovich T., Griffin D. et Kahneman D. (2002) Heuristics and biases : the psychology of intuitive judgement Cambridge University Press, Cambridge,

Hammitt J. K. et Graham J. D. (1999) Willingness to pay for health protection: Inadequate sensitivity to probability? J. Risk Uncertain. 18(1): 33-62

Jacobsen J. B. et Hanley N. (2009) Are there income effects on global willingness to pay for biodiversity conservation. Environmental and Resource Economics 43(2): 137-160

Johnston R. J. et Rosenberger R. S. (2010) Methods, Trends and Controversies in Contemprary Benefit Transfer. Journal of Economic Surveys 24(3): 479-510

Johnston R. J. et Thomassin P. J. (2010) Willingness to Pay forWater Quality Improvements in the United States and Canada: Considering Possibilities for International Meta-Analysis and Benefit Transfer. Agricultural and Resource Economics Review 39(1): 114–131

Kahneman D. et Tversky A., dir.pub. (2000) Choices, Values and Frames. Cambridge University Press

Kristofersson D. et Navrud S. (2005) Validity Tests of Benefit Transfer – Are We Performing the Wrong Tests? Environmental and Resource Economics 30: 279-286

Kristofersson D. et Navrud S. (2007) Can Use and Non-Use Values be Transferred Across Countries? In: S. Navrud and R. Ready (ed) Environmental Value Transfer: Issues and Methods, Springer, Dordrecht, Pays-Bas

Krupnick A. (2007) Mortality-risk Valuation and Age: Stated Preference Evidence. Review of Environmental Economics and Policy 1(2): 261-282

Lindhjem H. et Navrud S. (2008) How Reliable are Meta-Analyses for International Benefit Transfer? Ecological Economics 66(2-3): 425-435

Lindhjem H. et Navrud S. (2009) Asking for Individual or Household Willingness to Pay for Environmental Goods: Implication for aggregate welfare measures Environmental and Resource Economics 43(1): 11-29

Mrozek J. R. et Taylor L. O. (2002) What determines the value of life? A Meta-analysis. Journal of Policy Analysis and Management 21(2): 253-270

Navrud S. et Ready R. (2007) Review of methods for value transfer. In: S. Navrud and R. Ready (ed) Environmental value transfer: Issues and methods, Springer,

Nelson J. P. et Kennedy P. E. (2009) The Use (and Abuse) of Meta-Analysis in Environmental and Natural Resource Economics: An Assessment. Environmental and Resource Economics 42(3): 345-377

Richardson L. et Loomis J. (2009) The total economic value of threatened, endangered and rare species: An updated meta-analysis. Ecological Economics 68(5): 1535-1548

Rosenberger R. S. et Johnston R. J. (2009) Selection effects in meta-analysis and benefit transfer: Avoiding unintended consequences. Land Economics 85(3): 410-428

SEPA (2006). An instrument for assessing the quality of environmental valuation studies, Agence Suédoise de protection de l'environnement

Stanley T. D. et Jarrel S. D. (2005) Meta-Regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys. Journal of Economic Surveys 19(3): 299-308

Stapler R. W. et Johnston R. J. (2009) Meta-analysis, benefit transfer, and methodological covariates: Implications for transfer error. Environmental and Resource Economics 42(2): 227-246

USEPA (2006). Report of the EPA work group on VSL meta-analysis. Report NCEE-0494. Washington, National Center for Environmental Economics, EPA.

Van Houtven G., Powers J. et Pattanayak S. K. (2007) Valuing water quality improvements using meta-analysis: Is the glass half-full or half-empty for national policy analysis? Resource and Energy Economics 29(3): 206-228

van Houtven G., Sullivan M. B. et Dockins C. (2008) Cancer Premiums and Latency Effects: A Risk Tradeoff Approach for Valuing Reductions in Fatal Cancer Risks. Journal of Risk and Uncertainty 36: 179-199