

Chapitre 4

Résultats de l'enquête

Des estimations de la valeur d'une vie statistique (VVS) sont présentées à la fois pour les enfants et pour les adultes. L'analyse des données confirme (de façon conditionnelle) l'existence d'une « prime à l'enfant », ce qui est conforme aux résultats des études antérieures. Les éléments allant dans ce sens sont plus solides dans le cas de l'instrument reposant sur la méthode de chaînage. En outre, les effets exercés sur l'estimation de la VVS par un grand nombre de caractéristiques des risques, de facteurs démographiques et économiques et d'attributs des interventions ont été déterminés, et une synthèse des principaux résultats est présentée. Par exemple, il est évident que le contexte a son importance, mais il ne joue pas le même rôle dans le cas des enfants et dans celui des adultes, la variation étant moins forte dans le premier que dans le second.

Introduction

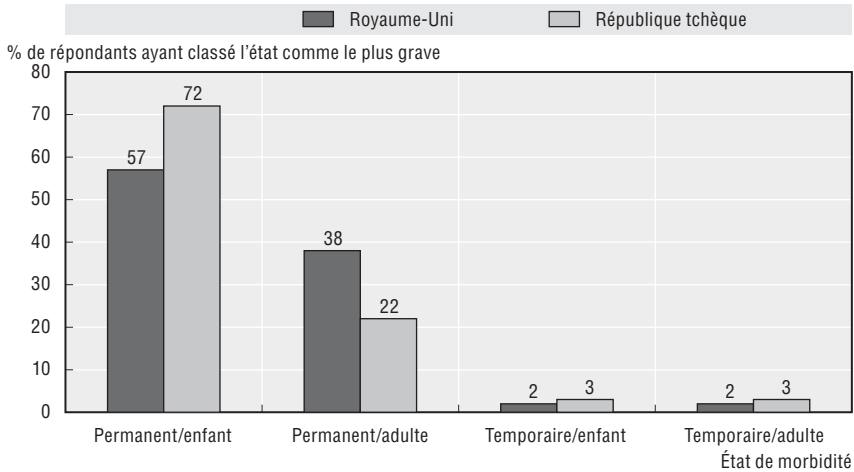
On trouvera ci-dessous un résumé des résultats de l'analyse des données recueillies à l'aide des deux instruments d'enquête : la méthode de chaînage (Royaume-Uni et République tchèque) et l'analyse conjointe (Italie et République tchèque). Cette section aborde ensuite brièvement l'application de la technique du compromis fondé sur le nombre de personnes (PTO) en République tchèque. Elle se conclut par la présentation de quelques-uns des résultats préliminaires d'une analyse du transfert de bénéfiques entre des pays et des contextes différents.

Méthode de chaînage

Le premier volet de la méthode de chaînage visait à mettre en évidence les valeurs maximales du consentement à payer (CAP) individuel pour éviter les effets de quatre états de morbidité différents¹ : permanent pour un enfant (Pe), permanent pour un adulte (Pa), temporaire pour un enfant (Te) et temporaire pour un adulte (Ta). Cependant, avant de passer aux questions sur le CAP, dans la section préparatoire, les répondants devaient classer ces quatre états de morbidité par degré de gravité, du plus grave au moins grave. En l'occurrence, la maladie considérée pouvait affecter un enfant ou un adulte et avoir des répercussions temporaires ou permanentes. Les pourcentages de répondants ayant classé chaque état de morbidité comme le plus grave au Royaume-Uni et en République tchèque sont présentés dans le graphique 4.1.

Les résultats montrent que les répondants considèrent généralement un état de morbidité permanent comme plus grave lorsqu'il affecte leur enfant que lorsqu'il les touche eux-mêmes. Ce résultat, qui est conforme aux prévisions, est le même dans les deux pays. Il constitue une première vérification du fait que les personnes interrogées ont bien compris les deux dimensions de l'état de morbidité, c'est-à-dire son degré de gravité et la question de savoir si c'est un enfant ou un adulte qui est affecté. La proportion de répondants classant la maladie permanente affectant un adulte comme la plus grave est plus élevée dans l'échantillon britannique que dans l'échantillon tchèque. La raison de cette différence n'apparaît pas clairement ; elle pourrait tenir au fait que les Britanniques jugent plus important d'être eux-mêmes en bonne santé pour pouvoir s'occuper de leur enfant. Toutefois, si l'on additionne les pourcentages de répondants classant une maladie en première ou en seconde place en termes de gravité (et pas seulement en

Graphique 4.1. Exercice de classement : pourcentage de répondants ayant classé chaque état de morbidité comme le plus grave au Royaume-Uni et en République tchèque



première place comme dans le graphique ci-dessus), on obtient des valeurs presque identiques au Royaume-Uni et en République tchèque pour les quatre états de morbidité.

En partant des valeurs totales de paiement – montant forfaitaire maximum du CAP et versements équivalents sur 10 ans pour éviter l'un des quatre états de morbidité –, on a pu établir les principales statistiques des mesures du CAP. Les résultats de l'échantillon du Royaume-Uni sont présentés dans le tableau 4.1, et ceux de l'échantillon tchèque dans le tableau 4.2².

Tableau 4.1. Valeurs moyennes et médianes du CAP pour éviter un état de morbidité particulier dans l'échantillon britannique

En GBP

	CAP moyen (écart-type)	CAP médian
Ta	14 387 (53 830)	3 600
Te	25 782 (197 136)	6 000
Pa	20 640 (63 441)	6 000
Pe	44 502* (283 085)	9 000

* Une valeur extrême improbable a été exclue.

Tableau 4.2. Valeurs moyennes et médianes du CAP pour éviter un état de morbidité particulier dans l'échantillon tchèque

En GBP

	CAP moyen (écart-type)	CAP médian
Ta	12 591 (42 261)	3 279
Te	15 408 (44 319)	4 656
Pa	18 250 (42 424)	5 902
Pe	23 915 (57 748)	7 869

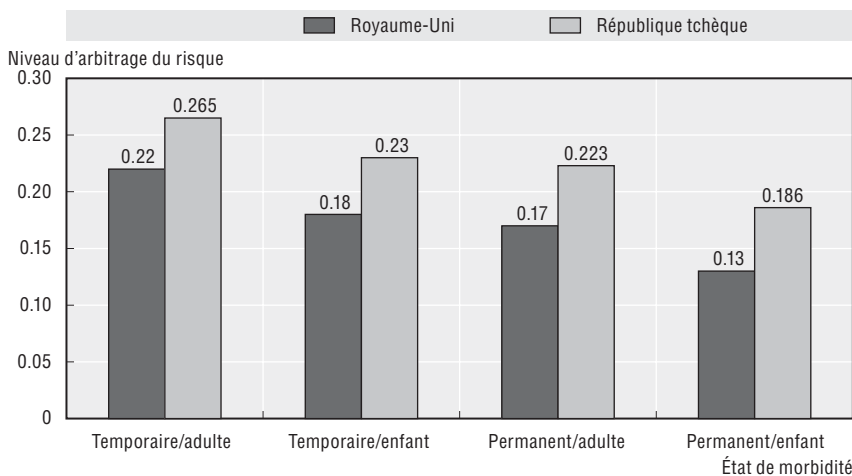
Les résultats montrent que les valeurs de CAP indiquées par les répondants sont jusqu'à un certain point conformes au classement initial des quatre états de morbidité en fonction de leur gravité. Dans les deux pays, le CAP culmine lorsqu'il s'agit d'éviter un état de morbidité permanent à un enfant, et il est le plus bas lorsqu'il s'agit d'éviter un état de morbidité temporaire à un adulte. Toutefois, au Royaume-Uni, les individus semblent prêts à payer plus pour éviter un état temporaire affectant un enfant que pour éviter un état permanent touchant un adulte, du moins si l'on se base sur les valeurs moyennes. Au vu des tests statistiques, tout porte à croire que l'enfant bénéficie d'une « prime » dans les deux pays. Enfin, les valeurs du CAP sont généralement plus élevées au Royaume-Uni qu'en République tchèque, ce qui était prévisible compte tenu des différences de revenus.

Bien que les valeurs du CAP par type d'état de morbidité et catégorie de personnes affectées soient généralement conformes aux prévisions, de nombreux répondants se montrent indifférents à ces deux aspects, c'est-à-dire qu'ils ignorent l'ampleur (qualité/quantité) du bien valorisé et indiquent un CAP identique pour les quatre états de morbidité. Le problème semble plus marqué dans l'échantillon britannique que dans l'échantillon tchèque.

On a procédé à des tests méthodologiques dans lesquels des versions différentes du questionnaire ont été données à des sous-échantillons de répondants. Le critère de contrainte budgétaire, qui avait pour but d'inciter les répondants à mieux prendre en compte les ressources familiales effectivement disponibles, n'a pas semblé affecter les valeurs du CAP enregistrées dans les deux pays. Cela pourrait indiquer que les répondants ont en général soigneusement tenu compte du budget familial, y compris lorsqu'on ne leur a présenté qu'un simple rappel standard à ce propos. Deuxièmement, l'ordre de présentation des états de morbidité que devaient examiner les répondants ne semble pas avoir affecté le CAP, ce qui constitue un résultat positif puisque les effets d'ordonnancement problématiques sont fréquents dans les enquêtes de préférences déclarées.

Le deuxième volet de l'approche de chaînage visait d'abord à établir le niveau de risque auquel les répondants jugent également souhaitables l'un des deux états de morbidité temporaires (T_a ou T_e) subi avec certitude et un traitement incertain pouvant conduire au plein rétablissement ou à l'un des états de morbidité permanents pour eux-mêmes ou pour leur enfant (P_a ou P_e). Cette question faisait appel à la méthode du pari standard. Dans un deuxième temps, il était demandé au répondant d'opérer un arbitrage entre la certitude d'un état de morbidité permanent (P_a ou P_e) et un traitement incertain comportant un risque de décès. Les niveaux de risque moyens déterminés auprès des répondants sont présentés dans le graphique 4.2. Les résultats montrent que les répondants acceptent en général un risque moins élevé d'aggravation (maladie permanente ou décès) pour leurs enfants, ce qui

Graphique 4.2. Valeurs d'arbitrage du risque au Royaume-Uni et en République tchèque



révèle une plus forte inquiétude pour leurs enfants que pour eux-mêmes. Les données présentées dans le graphique ci-dessous montrent aussi une aversion au risque plus élevée chez les répondants britanniques que chez leurs homologues tchèques, quel que soit l'état de morbidité considéré.

On procède ensuite à un « chaînage » entre les valeurs du CAP et les résultats de la question de pari standard pour déterminer la VVS³. Sur cette base, la meilleure estimation (obtenue par chaînage simple) de la VVS d'un enfant au Royaume-Uni (342 323 GBP) est nettement plus élevée que celle de la VVS d'un adulte (121 411 GBP). En République tchèque, l'écart est moins prononcé (128 736 EUR contre 81 892 EUR) mais statistiquement significatif au seuil de 5 % (voir tableau 4.3).

Tableau 4.3. VVS obtenue à partir des valeurs moyennes du CAP et du pari standard
(En GBP)

	Royaume-Uni		République tchèque	
	VVS moyenne	VVS médiane	VVS moyenne	VVS médiane
<i>Chaînage simple</i>				
Adulte	121 411	100 000	81 892	47 213
Enfant	342 323	1 636 364	128 736	112 412
<i>Chaînage double</i>				
Adulte	374 355	523 636	212 862	131 148
Enfant	1 073 616	21 818 181	360 722	443 404

Les estimations de la VVS obtenues pour les enfants dépassent celles des parents, ce qui montre que les parents accordent bien une valeur supérieure (prime) à la réduction des risques de mortalité pour leurs enfants. Les ratios obtenus dans les deux pays à l'aide de la méthode de chaînage sont similaires à ceux publiés dans les études antérieures. Par exemple, dans ces dernières, le ratio enfant/parent des estimations de la VVS se situe entre 0.6 et 2.3. Cependant, dans les études portant plus généralement sur la prime dont bénéficie l'enfant en termes de sécurité et de santé (morbidité et mortalité comprises), les résultats s'échelonnent entre 0.6 et 6.0, avec une moyenne s'établissant autour de 2.0 (Hunt et Ortiz, 2006b).

Le tableau ci-dessus montre aussi que l'emploi d'une approche de chaînage simple ou double pour le calcul a une incidence assez forte sur la valeur estimée de la VVS. Autrement dit, l'invariance procédurale n'est pas respectée.

L'évaluation des déterminants de la VVS (pour les adultes et les enfants) était aussi l'un des objectifs essentiels du projet VERHI. Plusieurs régressions ont été réalisées à l'aide des caractéristiques des répondants et des ménages pour tenter d'expliquer les estimations de la VVS. Les résultats de ces régressions (qui, dans un souci de concision, ne sont pas présentés ici) montrent que les répondants féminins affichent une VVS plus élevée. La VVS tend aussi à être plus élevée lorsque l'enfant est un garçon. Par ailleurs, plus un ménage comprend de personnes, plus la VVS diminue. Conformément à la théorie économique et comme on pouvait s'y attendre, on observe une incidence positive importante du niveau des revenus sur la VVS. En outre, la VVS est plus élevée dans le cas des répondants qui se trouvent en congé de maternité ou en congé parental et moins élevée lorsque le répondant est célibataire. La VVS augmente également en relation avec le niveau de formation. Ces résultats indicatifs sont à interpréter avec prudence dans la mesure où la VVS n'est pas obtenue par observation directe, mais à partir du CAP déclaré et de la valeur de risque indiquée en réponse à la question fondée sur la méthode du pari standard. Des études supplémentaires sont nécessaires pour interpréter ces résultats, par exemple en relation avec différents modèles de répartition des ressources au sein des ménages.

Enfin, l'observation des répondants lorsqu'ils remplissent le questionnaire semble indiquer un réel intérêt pour les questions qui leur sont proposées dans la méthode de chaînage. En effet, cette méthode s'est révélée tout à fait efficace pour surmonter les difficultés liées au fait que le répondant devait valoriser de faibles variations du risque de mortalité. Les tests n'ont révélé aucun effet lié à l'ordonnancement ou aux contraintes budgétaires dans les réponses sur le CAP. Néanmoins, le contrôle de l'approche de chaînage a mis en évidence différents facteurs de non-respect de l'invariance procédurale, notamment la possible double comptabilisation de la prime à

l'enfant, à la fois dans la détermination du CAP et dans la procédure du pari standard.

Dans ces conditions, bien que la méthode de chaînage semble constituer une procédure prometteuse pour déterminer la valeur de la vie statistique des enfants, une certaine prudence est de mise. Étant donné le nombre réduit d'études antérieures, des travaux supplémentaires seront nécessaires avant de pouvoir conclure concrètement à la validité de cette méthode pour estimer la VVS des enfants. Enfin, de nouvelles études s'imposent pour déterminer l'incidence de l'espérance de vie et des facteurs de préférence temporelle sur le ratio enfant/adulte de la VVS.

Analyse conjointe

Les exercices d'analyse conjointe ont été conduits en République tchèque et en Italie. Ces enquêtes avaient pour but, outre d'estimer la VVS des enfants et des adultes, de déterminer l'incidence sur la VVS de la cause de décès, du type d'intervention de réduction des risques (publique ou privée), ainsi que de la latence et de l'ampleur de cette réduction. Les principaux résultats sont présentés ci-dessous.

Tout d'abord, sans distinguer entre ces différents éléments contextuels, l'enquête menée en Italie est parvenue à une VVS pour l'adulte (4.0 millions EUR) qui n'est pas statistiquement différente de celle de l'enfant (4.6 millions EUR). En République tchèque, les valeurs sont statistiquement différentes au seuil de 5 % : 24.5 millions CZK (1.44 million EUR) pour l'enfant et 19.2 millions CZK (1.13 million EUR) pour l'adulte.

On observe néanmoins des écarts de VVS entre adulte et enfant lorsque l'on différencie les données sous l'angle contextuel. Le tableau 4.4 présente les résultats de plusieurs séquences d'application du modèle avec les données d'Italie et en permettant à l'utilité marginale de la réduction des risques de varier avec la cause du décès. La VVS varie clairement en fonction des causes de décès, la valeur la plus forte étant obtenue en relation avec le cancer. La « prime » dont bénéficie le cancer dans le cadre de la VVS, en comparaison avec le cas où la cause du décès est un accident de la circulation, est de 26 % pour un enfant et de 84 % pour un adulte. Cette prime semble donc la plus élevée chez les adultes. Il n'y a rien de surprenant à cela puisque le cancer est extrêmement rare parmi les enfants et que le risque de référence est plus élevé pour les adultes, ce que les répondants n'ignorent pas.

Les différences de valeurs entre le cancer et les autres causes de décès sont encore plus marquées en République tchèque, où la prime se rapportant au cancer est de 64 % pour les enfants et de 165 % pour les adultes (en comparaison avec le risque lié à un accident de la circulation). Vu que la VVS « composite », sans lien à une cause particulière, est plus faible pour les

Tableau 4.4. **VVS moyenne estimée (erreur type), par cause de décès**
a. Italie (en millions EUR)

	Enfant	Adulte
VVS/maladie respiratoire	4.6 (0.30)	3.3 (0.21)
VVS/cancer	4.8 (0.34)	5.3 (0.33)
VVS/accident de la circulation	3.8 (0.30)	2.8 (0.22)

b. République tchèque (en millions CZK)

	Enfant	Adulte
VVS/maladie respiratoire	23.2 (2.21)	15.0 (2.20)
VVS/cancer	31.6 (2.85)	34.3 (3.29)
VVS/accident de la circulation	19.3 (2.17)	12.9 (2.30)

Note : Les résultats, obtenus à l'aide d'un modèle Logit conditionnel non linéaire, s'appuient sur les probabilités objectives de survie découlant implicitement des chiffres de mortalité présentés aux répondants lors de l'enquête.

adultes que pour les enfants en République tchèque, ce résultat pourrait s'expliquer par le niveau comparativement moins élevé de la VVS des adultes en cas de décès pour cause de maladie respiratoire ou d'accident de la circulation.

Le tableau 4.5 présente les résultats obtenus à l'aide d'un modèle dans lequel, outre les caractéristiques essentielles des différents scénarios (contexte), on a tenu compte de l'évaluation par les répondants des aspects suivants : 1) l'efficacité des interventions publiques en termes de réduction des risques présentés ; 2) la crainte d'une cause de décès particulière ; 3) le degré d'exposition aux circonstances où s'appliquerait chaque cause de décès ; 4) le risque de référence de mourir d'une cause spécifique que court aux yeux du répondant une personne de son âge ou un enfant du même âge que le sien ; et 5) la sensibilité (qui dépend de l'état de santé actuel). Les résultats sont distribués entre les répondants qui valorisent les réductions de risques les concernant et ceux qui valorisent les réductions de risques concernant leurs enfants, et ils sont présentés pour les deux pays dans le tableau.

Les résultats pour l'Italie montrent clairement que la VVS augmente avec la crainte qu'inspire la cause de décès (variable DREAD significativement positive), avec le caractère public (plutôt que privé) des interventions (variable PUBLIC), avec l'efficacité attribuée aux interventions publiques (variable PUBEFF) et avec le degré d'exposition (variable HIGHEXPO). En ce qui concerne

Tableau 4.5. **Incidences sur la VVS de la cause du décès et des caractéristiques du risque**
(Modèle Logit conditionnel non linéaire)

	Italie				République tchèque			
	Adulte		Enfant		Adulte		Enfant	
	Coeff.	t de Student	Coeff.	t de Student	Coeff.	t de Student	Coeff.	t de Student
ALPHARESP	-0.0391	-1.372	-0.0415	-1.255	-0.1099	-4.511	-0.044	-1.917
ALPHACNCR	0.0607	4.732	0.0137	0.933	0.0836	4.86	0.0857	5.663
ALPHAAUTO	-0.0587	-4.639	-0.038	-3.189	-0.0436	-2.661	-0.0082	-0.644
PUBLIC	0.0485	7.19	0.0755	9.874	0.0271	2.921	0.073	7.963
DREAD	0.0227	5.175	0.0213	4.336	0.0035	3.911	0.0027	1.72
PUBEFF	0.0283	5.765	0.0296	5.489	0.0517	6.946	0.0271	4.132
HIGHEXPO	0.0202	2.001	0.0352	3.353	0.0464	3.593	0.0184	1.641
MORECOMM	0.0181	1.669	0.0352	3.213	0.0236	1.644	0.0185	1.420
SENSIT	-0.0055	-0.323	-0.0033	-0.128	0.028	0.942	0.1827	6.723
AGE3039	-0.0279	-1.715	-0.0139	-0.672				
AGE4049	-0.0486	-2.857	-0.0669	-3.251				
AGE5059	0.0123	0.631	-0.0513	-2.274				
MATURA	-0.0068	-0.495	0.0059	0.376				
SOMECOLL	0.0652	2.3	0.0719	2.433				
COLLEGE	0.0189	1.188	0.0397	2.266				
MOSTINC	-0.0452	-2.995	0.0161	1.032				
BETA	-0.0005	-16.702	-0.0005	-15.327	-0.005	-22.997	-0.005	-22.617
DELTA	-0.0145	-1.946	-0.0024	-0.311	0.0136	0.960	-0.0094	-0.892
N	6 999		6 059		5 450		4 998	
log L	-6 294.52		-5 416.05		-4 821.62		-4 469.82	

l'incidence de la fréquence supposée d'une cause de décès selon l'âge du bénéficiaire, telle qu'elle ressort des analyses conjointes, le coefficient estimé pour cette variable présente le signe attendu mais le degré de signification diffère entre enfant et adulte en Italie, et il est peu élevé en République tchèque (voir variable MORECOMM).

Plus important encore, les résultats montrent que la prise en considération des attributs du risque et de la perception du risque ne suffit pas à expliquer les différences de VVS selon la cause de décès. Toutes choses égales par ailleurs – et donc en maintenant constantes les variables correspondant à la crainte, l'exposition, etc. –, les maladies respiratoires et les accidents de la circulation sont toujours moins valorisés en tant que causes de décès et le cancer toujours plus valorisé qu'on ne pouvait le prévoir sur la seule base des attributs et de la perception du risque. Ce résultat pourrait être imputé au fait que les concepts utilisés ne saisissent pas la totalité des aspects possibles de la perception du risque ou que le modèle ne permet pas de

prendre en compte explicitement le degré de familiarité avec le type de risque qui est évalué.

Comme pour la méthode de chaînage, on a étudié les incidences sur la VVS des caractéristiques des répondants et des ménages. Le tableau 4.6 présente les résultats d'un modèle axé sur les caractéristiques démographiques. Les résultats montrent que, lorsque l'enfant sélectionné est un garçon, les parents consentent à payer moins que lorsque la réduction des risques concerne une fille (variable MALECHIL). La VVS des filles est supérieure d'environ 0.4 million EUR à celle des garçons. Lorsque l'enfant sélectionné est une fille, les mères consentent à payer moins (VVS inférieure d'environ 0.56 million EUR) que les pères (variable MOTHER). Cependant, lorsque l'enfant sélectionné est un garçon, les mères sont prêtes à payer plus que les pères pour toute réduction donnée des risques (variable MUMBOY). De fait, le CAP le plus élevé est obtenu lorsque la réduction des risques concerne un garçon et que c'est la mère qui répond.

L'ordre de naissance et l'âge de l'enfant sélectionné ne semblent pas avoir d'incidences (variable OLDEST et variables AGE). Néanmoins, plus les enfants sont nombreux dans une famille, plus la VVS est faible pour l'enfant sélectionné (variable CHILDREN). Même si d'aucuns pourront interpréter ce phénomène sur la base d'une opposition entre qualité et quantité (c'est-à-dire en présupposant que, plus les enfants sont nombreux, plus la VVS est faible), il est plus vraisemblable que cet effet soit imputable aux contraintes de revenus. Les mères célibataires (MUMONLY) consentent à payer un montant nettement plus élevé que les mères qui vivent avec leur conjoint (l'incidence sur la VVS est de 0.4 million EUR).

On constate qu'une forte incidence sur la VVS est associée aux répondants de la ville de Brno et, marginalement, au seuil de 10 %, à ceux de Prague – c'est-à-dire deux grandes villes comparables à Milan –, et qu'une faible incidence, mais une incidence positive et significative, est associée aux répondants qui habitent dans une ville de moins de 20 000 habitants. Enfin, les répondants qui indiquent systématiquement leur opinion et celle de leur conjoint affichent une VVS plus élevée (d'environ 0.5 million EUR) que ceux qui ne présentent dans tous les cas que leur opinion personnelle (variables MEONLY et MESPOUSE), et la VVS de ces derniers est à son tour plus élevée (d'environ 0.24 million EUR) que celle des personnes qui indiquent tantôt leurs préférences propres, tantôt aussi celles de leur conjoint.

Le processus de décision à l'intérieur des ménages peut aussi être important pour comprendre la valeur attribuée aux réductions de risques concernant les enfants ; c'est pourquoi, à la fin de la section du questionnaire correspondant à l'analyse conjointe, il était demandé au répondant d'indiquer si, dans ses réponses, il rapportait uniquement son opinion ou également celle

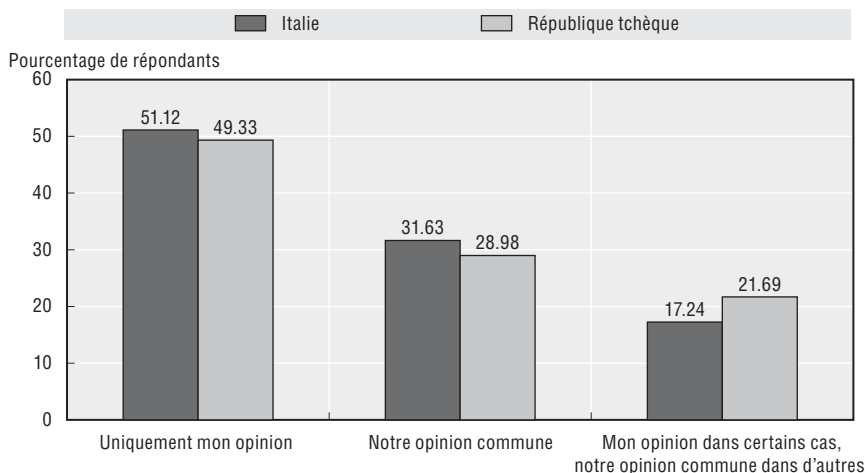
Tableau 4.6. **Incidences sur la VVS des facteurs démographiques et des caractéristiques des ménages en République tchèque**
(Modèle Logit conditionnel non linéaire)

	Coefficient	t de Student
ALPHARESP	0.053	0.709
ALPHACNCR	0.0478	3.885
ALPHAAUTO	-0.0244	-2.188
PUBLIC	0.0732	7.978
MALECHIL (l'enfant est un garçon)	-0.0557	-2.693
AGE6_10	0.0018	0.089
AGE11_15	-0.0016	-0.081
AGE16_18	-0.0078	-0.409
ONLYCHIL (l'enfant est un enfant unique)	-0.1176	-2.671
YOUNGEST (l'enfant est le benjamin de la famille)	0.0536	1.367
MOTHER (le répondant est la mère)	-0.0756	-3.037
MUMBOY (le répondant est la mère ; l'enfant est un garçon)	0.1192	4.221
OLDEST (l'enfant est l'aîné de la famille)	0.0633	1.539
CHILDREN (nombre d'enfants du répondant)	-0.0319	-1.517
MUMONLY (le répondant est la mère ; l'enfant est un enfant unique)	0.055	1.996
PRAGUE	0.0356	1.673
BRNO	0.2384	8.838
OSTRAVA	-0.0301	-0.806
SMALLTWN (le répondant vit dans une ville de moins de 20 000 habitants)	0.0373	2.133
MEONLY (les réponses aux questions de l'analyse conjointe reflètent uniquement les opinions du répondant)	0.0321	2.077
MESPOUSE (les réponses aux questions de l'analyse conjointe reflètent les opinions du répondant et de son conjoint)	0.0692	3.723
BETA	-0.005	-22.687
DELTA	-0.0077	-0.752
N	5 041	
log L	-4 464.26	

de son conjoint. Comme le montre le graphique ci-dessous, environ 50 % des répondants ont déclaré ne rapporter que leur opinion personnelle et environ 30 % des répondants des deux pays ont déclaré que leur réponse reflétait aussi l'avis de leur conjoint. Il est intéressant de noter que les résultats sont presque identiques dans les deux pays. De plus, les pourcentages ne varient pas systématiquement entre les sexes. Il est difficile d'interpréter ces résultats sous l'angle du processus décisionnel à l'intérieur des ménages, et des études supplémentaires sont donc manifestement nécessaires à ce sujet.

En résumé, les résultats obtenus à l'aide de différents modèles d'estimation sur la base des données recueillies en Italie et en République tchèque indiquent ceci : lorsqu'on ne distingue pas la cause du décès, en Italie, la VVS d'un enfant s'établit à environ 4.6 millions EUR et la VVS d'un parent à environ 4.0 millions EUR. L'écart entre ces deux chiffres n'est pas

Graphique 4.3. **Distribution des réponses à la question sur le caractère individuel ou commun aux deux conjoints des opinions exprimées (%)**



statistiquement significatif. En République tchèque, la VVS d'un enfant s'établit à 0.91 million EUR et celle d'un parent à 0.71 million EUR en convertissant les couronnes tchèques au taux de change nominal, ou respectivement à 1.44 million EUR et 1.13 million EUR si on utilise le taux de change à parité de pouvoir d'achat. L'écart entre la VVS de l'enfant et celle de l'adulte est marginalement significatif au plan statistique au seuil de 5 %.

Les résultats font apparaître des estimations différentes de la VVS selon que le risque de décès est dû à une maladie respiratoire, à un accident de la circulation ou au cancer. Dans les deux pays, la VVS est plus élevée dans le cas du cancer que dans celui d'une maladie respiratoire ; la « prime » dont bénéficie ainsi le cancer est d'environ 30 % en Italie et 67 % en République tchèque. Fait intéressant, cette prime est plus forte pour les adultes que pour les enfants. Plus la crainte d'une cause particulière de décès est grande, plus la VVS correspondant à cette cause de décès a tendance à être élevée. Ce résultat s'observe aussi bien en Italie qu'en République tchèque.

Dans l'étude italienne comme dans celle de la République tchèque, toutes choses égales par ailleurs, les répondants consentent à payer plus si les mesures de réduction des risques relèvent d'une intervention publique, et il apparaît que cette prime est identique pour les trois causes de décès examinées ici. Dans l'étude italienne, elle est d'environ 1.8-2 millions EUR lorsque le bénéficiaire est un enfant, et de 1-1.3 million EUR lorsque c'est un parent ; dans l'étude tchèque, la prime à l'intervention publique est plus élevée lorsqu'il s'agit d'enfants (10-12 millions CZK) que lorsqu'il s'agit

d'adultes (3-4 millions CZK environ), et elle n'est pas significative parmi les seconds. Cela donne à penser que chez le répondant moyen, les considérations altruistes l'ont emporté sur les doutes potentiels quant à la production de la réduction des risques à proprement parler.

Le taux d'actualisation des réductions de risque futures qui ressort des réponses est très faible, et de fait ne s'éloigne pas de manière significative de zéro dans l'ensemble des modèles. Les taux d'actualisation relativement bas entrent parfaitement dans la fourchette de valeurs généralement obtenue dans les études où les répondants doivent choisir entre percevoir de l'argent aujourd'hui et réduire le risque de mortalité ultérieurement (par exemple, Moore et Viscusi, 1990 ; Horowitz et Carson, 1990 ; Alberini *et al.*, 2006), mais ils contrastent nettement avec les résultats d'une précédente enquête de préférences déclarées menée en Italie (Alberini *et al.*, 2007), où le taux d'actualisation était de 7 %.

L'utilité marginale du revenu décline lorsque celui-ci est élevé, ce que confirment nos données. Elle est plus faible d'environ 20 % parmi les personnes dont le revenu est supérieur à la moyenne de l'échantillon. En République tchèque, le fait d'habiter une ville relativement grande augmente encore l'utilité marginale du revenu. On constate aussi que, même en neutralisant l'effet du revenu, le consentement à payer des femmes est moindre lorsqu'il s'agit de réduire les risques pour elles-mêmes. Le niveau d'instruction a un effet mitigé, tout comme l'âge du répondant (ou du bénéficiaire). Étant donné que les effets liés à l'âge ne sont observés que parmi les plus âgées des personnes âgées (Krupnick *et al.*, 2002), nos répondants étaient peut-être trop jeunes pour manifester de tels effets.

Compromis entre enfants et adultes fondé sur le nombre de personnes

Outre l'analyse conjointe et la méthode de chaînage, une série de questions basées sur la méthode du compromis fondé sur le nombre de personnes (PTO) a été appliquée en République tchèque. Cette méthode vise à recueillir des préférences dans un contexte d'interventions publiques. En l'occurrence, on commence par présenter aux répondants deux groupes de personnes qui, s'ils ne bénéficient pas d'un traitement, se trouveront rapidement dans un état de morbidité donné décrit plus en détail dans le questionnaire. Les deux groupes sont de taille égale, et composés pour l'un d'enfants de 10 ans environ et pour l'autre d'adultes de 40 ans. Ces deux groupes correspondent précisément à l'âge moyen escompté des enfants et des parents dans l'échantillon retenu.

On demande ensuite aux répondants d'imaginer qu'il existe un nouveau traitement capable de prévenir complètement un état de morbidité donné et de permettre aux personnes affectées de mener une vie normale. Le coût du

traitement est exactement le même pour chaque groupe, mais les ressources existantes ne permettent de traiter qu'un seul des groupes. Le répondant doit alors décider quel groupe doit bénéficier du traitement. Afin d'atteindre le point où les deux options lui semblent également souhaitables, on lui demande de répondre de façon répétée à la question en réduisant à chaque fois le nombre de personnes qui composent le groupe auquel il vient de donner la préférence.

Trois états de morbidité étaient envisagés dans les questions de compromis fondé sur le nombre de personnes :

- PTO1 – maux d'estomac sévères accompagnés de diarrhée et de vomissements durant 2 à 3 jours toutes les deux semaines pendant 12 mois (état T) ;
- PTO2 – maux d'estomac sévères accompagnés de diarrhée et de vomissements durant 2 à 3 jours toutes les deux semaines pendant le reste de la vie (état P) ;
- PTO3 – décès prématuré.

Sur la base des réponses à la série de questions décrite plus haut, on établit le ratio adultes/enfants des deux groupes correspondant au moment où le répondant déclare que les deux options lui paraissent également souhaitables⁴. La « prime à l'enfant » obtenue en comparant les deux groupes s'établit à 1.58 pour la maladie la moins grave (état T) et autour de 2 à la fois pour l'état de morbidité permanent et pour le décès prématuré. Toutes les statistiques recueillies corroborent le fait que les parents préfèrent traiter les enfants malades ou sauver la vie des enfants lorsqu'il est nécessaire de choisir entre enfants et adultes dans un contexte d'intervention publique.

Tableau 4.7. **TMS obtenu à partir des moyennes du nombre de personnes**

	Taux moyen	Taux médian
PTO1 (T)	1.58	1.67
PTO2 (P)	2.00	2.22
PTO3 (décès)	1.97	2.00

Les résultats sont-ils transférables ?

La méthode du transfert de bénéfices est utilisée pour appliquer des estimations existantes du bien-être qui portent sur un contexte ou un ou plusieurs sites d'enquête (à partir duquel sont transférées les valeurs) à un nouveau contexte ou lieu d'intervention publique (vers lequel sont transférées les valeurs). L'approche la plus fréquemment utilisée consiste à transférer directement les résultats d'enquêtes originales antérieures ou d'une étude spécifique portant sur une situation semblable, en les corrigeant simplement de façon à tenir compte des différences de prix et de revenus. Le besoin

d'estimations fondées sur des données transférées apparaît lorsqu'une proposition d'intervention publique est soumise à examen et que l'on ne dispose ni du temps, ni des ressources nécessaires pour mener à bien une étude primaire d'évaluation complète comme celles qui ont été réalisées dans le cadre du projet VERHI. Il arrive aussi souvent qu'une étude complète ne soit pas nécessaire si le décideur a besoin seulement d'une indication grossière de l'ampleur des bénéfices sur le plan du bien-être. Le transfert des estimations de VVS peut alors se révéler utile, à la fois entre pays et entre contextes (par exemple, dans le cas d'estimations de la VVS pour différentes causes de décès prématuré).

Plusieurs techniques de transfert de bénéfices ont été testées : le transfert « naïf » basé sur l'ajustement des bénéfices estimés en fonction du taux de change nominal, le transfert « simple » basé sur l'ajustement en fonction des PPA (parités de pouvoir d'achat), et les transferts qui donnent lieu à une correction des écarts entre niveaux de revenus (en appliquant des hypothèses sur l'élasticité des revenus). Les estimations de VVS ont fait l'objet de transferts à la fois entre pays et entre contextes (causes de décès et interventions publiques/privées de réduction des risques). Le transfert de bénéfices a été testé par rapport aux résultats obtenus par les méthodes de chaînage et d'analyse conjointe.

Ces tests visaient à déterminer l'ampleur des erreurs de transfert en comparant les valeurs transférées aux valeurs de référence observées et « réelles » que constituent les estimations de VVS pour chaque pays ou contexte. L'erreur de transfert correspond à la différence relative entre la valeur de référence et la valeur prédite ou transférée (voir équation ci-dessous). Il n'existe pas de niveau d'erreur généralement admis qui pourrait être considéré comme acceptable dans l'analyse des politiques, même si 40-60 % est décrit comme acceptable dans de nombreux contextes.

$$\text{Erreur de transfert} = \frac{VVS_{\text{transférée}} - VVS_{\text{observée}}}{VVS_{\text{observée}}} \cdot 100 \%$$

Les premiers tests du transfert de bénéfices ont servi à évaluer les erreurs de transfert entre l'Italie et la République tchèque de la VVS de l'enfant et de l'adulte obtenue à partir des données d'évaluation contingente, en appliquant divers types de corrections. Les erreurs de transfert se sont généralement révélées très importantes, atteignant environ 400 % dans le cas du transfert « naïf » (sur la base du taux de change nominal) des VVS de l'adulte et de l'enfant. Ce niveau d'erreur était presque réduit de moitié en cas d'ajustement des valeurs sur la base des PPA. L'incidence de l'option d'élasticité des revenus est moins importante en termes de réduction des erreurs de transfert. Ces erreurs sont demeurées élevées (entre 100 % et 500 %) dans les tests de

transfert des VVS se rapportant à trois causes de risque distinctes entre l'Italie et la République tchèque.

En introduisant une distinction supplémentaire (intervention publique ou privée, en sus des causes de risque), les erreurs de transfert paraissent diminuer quelque peu. Si l'on prend l'exemple du transfert d'une VVS se rapportant au cancer et à une intervention publique, en présupposant un facteur d'élasticité des revenus égal à 1, l'erreur de transfert s'établit dans ce cas à 34 %. Malheureusement, un taux d'erreur aussi bas est l'exception et non la règle dans les tests réalisés à partir des données d'évaluation contingente.

Les tests effectués à partir des résultats obtenus par la méthode de chaînage ont abouti à des transferts de bénéfiques un peu plus précis qu'avec les données d'évaluation contingente. Nous avons mesuré les taux d'erreur de transfert du CAP pour éviter les quatre maladies prises en compte dans l'enquête et définies précédemment. Commençons par le transfert « naïf » et par le recours aux deux valeurs nominales du CAP moyen en livres britanniques (voir partie supérieure du tableau 4.8 ci-dessous) : les taux d'erreur les plus élevés concernent les transferts entre le Royaume-Uni et la République tchèque pour la maladie la plus grave (Pe) ; les taux d'erreur les plus bas concernent les transferts du CAP se rapportant aux parents (CAP déclaré pour éviter Ta ou Pa). Les taux d'erreur des transferts n'augmentent que légèrement si l'on utilise des valeurs nominales en EUR.

Le transfert simple des valeurs ajustées des PPA permet de ramener la fourchette d'erreur autour de $\pm 20\%$, sauf dans le cas de la valeur Pe, où l'erreur est de 34 % (voir tableau 4.8). Dans le cas de l'évaluation de l'état de morbidité des parents, la valeur du CAP transférée du Royaume-Uni serait inférieure au CAP effectif estimé à partir des données tchèques (erreur de transfert négative). Compte tenu du CAP pour toutes les maladies évaluées, on peut conclure que la correction en fonction des PPA donne de meilleurs résultats que les transferts « naïfs ». Cette correction constitue d'ailleurs l'approche recommandée dans les publications spécialisées. Les corrections faisant appel à deux niveaux d'élasticité des revenus aboutissent à des niveaux d'erreurs de transfert semblables à ceux des transferts simples de valeurs ajustées des PPA (voir partie inférieure du tableau 4.8).

En combinant les valeurs du CAP pour éviter les quatre maladies avec les réponses d'évaluation du risque données par les répondants aux questions fondées sur la méthode du pari standard, il est possible d'analyser les erreurs intervenant dans le transfert des estimations de la VVS entre le Royaume-Uni et la République tchèque. Les résultats du transfert des VVS pour l'adulte et l'enfant obtenus à la fois à partir du chaînage simple et du chaînage double sont présentés au tableau 4.9.

Tableau 4.8. **Taux d'erreur des transferts du CAP entre le Royaume-Uni et la République tchèque**
(Pourcentage)

	Ta	Te	Pa	Pe
Transfert « naïf »				
EUR, taux de change nominal	27	86	26	107
GBP, taux de change nominal	16	70	15	89
Transfert simple avec correction en fonction des PPA				
GBP, à PPA	-18	20	-19	34
Valeurs corrigées pour tenir compte des écarts de revenus				
<i>Élasticité des revenus = 1</i>				
GBP	39	-5	41	-14
<i>Élasticité des revenus = 0.7</i>				
GBP, taux de change nominal	21	-18	22	-26
GBP, à PPA	34	-9	35	-18

Les transferts « naïfs » aboutissent à des taux d'erreur assez élevés, de l'ordre de 50 % à 240 % ; les taux d'erreur sont plus élevés pour les valeurs obtenues à partir du chaînage double que pour celles qui résultent du chaînage simple. En comparaison avec les erreurs de transfert recensées en utilisant uniquement les valeurs de CAP, il est clair que les erreurs s'aggravent avec la multiplication des chaînes de risque et du CAP. Le transfert simple avec correction en fonction des PPA réduit le taux d'erreur. Dans le cas du chaînage simple, le taux d'erreur est de 7 % seulement pour la VVS moyenne des parents, mais il s'établit encore autour de 90 % pour la VVS des enfants. C'est en prenant en compte les écarts de revenus et en appliquant des hypothèses sur l'élasticité des revenus que l'on obtient les taux d'erreur les plus bas en termes absolus, de 3 % à environ 50 %.

C'est lorsqu'il concerne la VVS des parents que le transfert entre les deux échantillons nationaux fonctionne le mieux. En l'absence d'informations plus détaillées sur un éventail plus complet de variables explicatives, il est difficile d'interpréter et de neutraliser les erreurs qui se produisent lors du transfert. Il est probable que d'autres différences de caractéristiques sociodémographiques, de facteurs culturels ou d'aversion au risque entre échantillons influent sur les écarts de VVS. Il ressort clairement des tests menés que les transferts des VVS qui résultent des données obtenues par la méthode de chaînage donnent les taux d'erreur les plus bas et approchent un niveau de précision acceptable dans l'optique de l'action des pouvoirs publics. Comme on l'a vu, divers types de corrections, en particulier les ajustements en fonction des PPA et les estimations de l'élasticité des revenus, permettent de réduire le taux d'erreurs dans de nombreux cas.

Tableau 4.9. **Taux d'erreur des transferts de la VVS entre le Royaume-Uni et la République tchèque**
(Pourcentage)

	Chaînage simple		Chaînage double	
	VVS parent	VVS enfant	VVS parent	VVS enfant
Transfert « naïf »				
EUR, taux de change nominal	65	196	101	240
GBP, taux de change nominal	51	170	84	210
Transfert simple avec correction en fonction des PPA				
GBP, à PPA	7	91	30	120
Valeurs corrigées pour tenir compte des écarts de revenus				
<i>Élasticité des revenus = 1</i>				
GBP, taux de change nominal / à PPA	7	-40	-12	-48
<i>Élasticité des revenus = 0.7</i>				
GBP, taux de change nominal	-7	-48	-24	-55
GBP, à PPA	3	-42	-15	-50

Notes

1. À savoir, comme on l'a vu, diarrhée et vomissements de durées diverses accompagnés de maux d'estomac sévères.
2. Pour permettre les comparaisons, les montants recueillis dans l'enquête en République tchèque ont été convertis en livres britanniques (GBP) sur la base du taux de change à parité de pouvoir d'achat. Les deux séries de résultats reposent sur les échantillons complets.
3. On a chaîné le CAP moyen aux valeurs de risque moyennes de l'échantillon, au lieu de commencer par chaîner le CAP et la valeur de risque indiqués par chaque répondant pour ensuite calculer à partir de ces résultats la VVS moyenne pour tout l'échantillon. Si la deuxième méthode n'a pas été retenue, c'est parce que les réponses individuelles comprennent parfois des valeurs extrêmement élevées pouvant entraîner une surévaluation tout à fait improbable de la VVS moyenne.
4. Au début de l'expérience, chaque groupe est composé de 100 personnes. Si le répondant choisit par exemple de traiter le groupe A, les effectifs de celui-ci sont réduits dans la prochaine étape. Si le répondant choisit ensuite de traiter le groupe B, le nombre de personnes composant le groupe A est de nouveau augmenté, mais dans des proportions moindres. Cette procédure est répétée jusqu'à ce qu'on atteigne le point où le traitement des deux groupes de taille différente semble également souhaitable au répondant. Par exemple, si le répondant juge également souhaitables le traitement d'un groupe de 100 adultes et celui d'un groupe de 60 enfants, le ratio est de 1.66 (100/60).

Références

- Alberini, A. et A. Chiabai (2006), « Urban Environmental Health and Sensitive Populations: How Much are Italians Willing to Pay to Reduce their Risks? », *Regional Science and Urban Economics*, 37 (2), p. 239-258.
- Alberini, A. et A. Chiabai (2007), « Discount Rates in Risk versus Money and Money Versus Money Trade-offs », *Risk Analysis*, vol. 27, n° 2, p. 483-498.
- Horowitz, John K. et Richard T. Carson (1990), « Discounting Statistical Lives », *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 3(4), p. 403-13, décembre.
- Hunt, A. et R. Arigoni Ortiz (2006b), *Review of Revealed Preference Studies on Children's Environmental Health*, rapport pour le projet VERHI, Document de travail de l'OCDE, Paris (www.oecd.org/document/23/0,3343,en_21571361_36146795_38165463_1_1_1_1,00.html)
- Krupnick, A., A. Alberini, M. Cropper, N. Simon, B. O'Brien, R. Goeree et M. Heintzelman (2002), « Age, Health, and the Willingness to Pay for Mortality Risk Reductions: A Contingent Valuation Survey of Ontario Residents », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 24, p. 161-186.
- Moore, M.J. et W.K. Viscusi (1990), « Models for Estimating Discount Rates for Long-term Health Risks Using Labor Market Data », *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 3(4), p. 381-401, décembre.



Extrait de :
Valuation of Environment-Related Health Risks for Children

Accéder à cette publication :

<https://doi.org/10.1787/9789264038042-en>

Merci de citer ce chapitre comme suit :

Alberini, Anna, *et al.* (2012), « Résultats de l'enquête », dans *Valuation of Environment-Related Health Risks for Children*, Éditions OCDE, Paris.

DOI: <https://doi.org/10.1787/9789264048805-8-fr>

Cet ouvrage est publié sous la responsabilité du Secrétaire général de l'OCDE. Les opinions et les arguments exprimés ici ne reflètent pas nécessairement les vues officielles des pays membres de l'OCDE.

Ce document et toute carte qu'il peut comprendre sont sans préjudice du statut de tout territoire, de la souveraineté s'exerçant sur ce dernier, du tracé des frontières et limites internationales, et du nom de tout territoire, ville ou région.

Vous êtes autorisés à copier, télécharger ou imprimer du contenu OCDE pour votre utilisation personnelle. Vous pouvez inclure des extraits des publications, des bases de données et produits multimédia de l'OCDE dans vos documents, présentations, blogs, sites Internet et matériel d'enseignement, sous réserve de faire mention de la source OCDE et du copyright. Les demandes pour usage public ou commercial ou de traduction devront être adressées à rights@oecd.org. Les demandes d'autorisation de photocopier une partie de ce contenu à des fins publiques ou commerciales peuvent être obtenues auprès du Copyright Clearance Center (CCC) info@copyright.com ou du Centre français d'exploitation du droit de copie (CFC) contact@cfcopies.com.